

This is a Preprint. The Version of Record of this manuscript has been published and is available in Springer VS Fachmedien Wiesbaden GmbH, Springer Nature 2021, as part of B. Weßels und H. Schoen (Hrsg.), Wahlen und Wähler, <https://doi.org/10.1007/978-3-658-33582-3>

Turner, P.W., Kunz, F., Miclut, A., Mauerer, I., Klima, A., Küchenhoff, H. (2021). Die Schätzung von Wählerwanderungen zwischen den Bundestagswahlen 2013–2017 mithilfe von Online-Paneldaten und Aggregatdaten in Hybridmodellen. In: Weßels, B., Schoen, H. (eds) Wahlen und Wähler. Springer VS, Wiesbaden. https://doi.org/10.1007/978-3-658-33582-3_11

Die Schätzung von Wählerwanderungen zwischen den Bundestagswahlen 2013–2017 mithilfe von Online-Paneldaten und Aggregatdaten in Hybridmodellen

Authors: Paul W. Turner, Fiona Kunz, Andrea Miclut, Ingrid Mauerer, André Klima und Helmut Küchenhoff

1. Allgemeines

Die elektorale Volatilität zwischen den Bundestagswahlen (BTW) 2013 und 2017 ist die höchste seit 1953 (vgl. Emanuele 2015). Gerade bei so außergewöhnlichen Dynamiken, die zudem zu strukturellen Veränderungen von Parteiensystemen führen – wie in diesem Falle zum Neueintritt der rechten Partei Alternative für Deutschland (AfD) in den Bundestag –, stellt sich drängend die Frage nach den zugrunde liegenden Wählerwanderungen auf der Ebene von Individuen. Diese sind nicht aus den Prozentpunktdifferenzen der Parteienverluste und -gewinne abzulesen, auch nicht auf noch so feiner territorialer Gliederungsebene. Daher müssen entweder surveybasierte Verfahren zum Einsatz kommen oder Schätzverfahren, die von speziellen Annahmen abhängen und auf aggregierten Wahlergebnissen basieren. Die wissenschaftliche Grundlagenforschung zur validen Bestimmung entsprechender Übergangsmatrizen war, auch international, immer schon erstaunlich dünn gesät.¹ Seit der umfassenden Wählerwanderungsstudie von Schoen (2003), die auch den damaligen internationalen Forschungsstand berücksichtigte, hat sich die methodische Diskussion noch einmal verringert. Gleichzeitig werden Wählerwanderungsanalysen von den Medien, aber auch von Wahlforschern gerne konsumiert und kommuniziert. Das birgt angesichts der sehr eingeschränkten Grundlagenforschung gewisse Risiken.

¹ Eine der ersten deutschen Studien zur Wählerwanderung ist von Klingemann und Pappi (1970).

Wir nehmen dies zum Anlass, die Wählerwanderungen von der Bundestagswahl 2013 zur Bundestagswahl 2017 mithilfe eines neuen statistischen Verfahrens zu bestimmen. Dazu nutzen wir die Rückerinnerungsfrage des Online-Panels der German Longitudinal Election Study (GLES) und die auf Wahlkreisebene aggregierten amtlichen Wahlergebnisse. Beide Datenquellen können kombiniert werden, da bei den Individualdaten (GLES) ein Wahlkreisbezug hergestellt werden kann. Auf der Basis eines von uns neu entwickelten statistischen Verfahrens, des sogenannten Hybriden Hierarchischen Multinomial-Dirichletmodells (HHMD) (vgl. Klima et al. 2019), schätzen wir die Wählerwanderungen zwischen den BTW 2013 und 2017. Wir diskutieren Datenqualität und Konvergenzeigenschaften. Als Referenzpunkt für die Diskussion dienen auch die von Infratest dimap ermittelten bundesweiten Werte und deren Verfahren.

Im Folgenden werden zunächst die Ergebnisse der beiden Wahlen kurz vorgestellt und die wichtigsten Veränderungen der Parteianteile beschrieben. Anschließend folgt ein knapper Überblick zum Stand der Forschung zur Bestimmung von Wählerwanderungen (in Deutschland). Insbesondere verweisen wir hier auf das HHMD, das Aggregat- und Individualdaten systematisch in einem gemeinsamen Schätzansatz kombiniert. Wir beschreiben dann die von uns benutzten Individualdaten und die erforderlichen Datenaufbereitungsschritte. Schließlich präsentieren wir die ermittelten Wählerwanderungen und schließen mit einer Einordnung der Ergebnisse und einem Ausblick.

2. Volatilität und Wählerwanderung bei der Bundestagswahl 2017

Bei der Wahl zum 19. Deutschen Bundestag am 24.09.2017 erreichten die CDU 26,8 %, die CSU (bundesweit) 6,2 % und die SPD 20,5 % der Zweitstimmen. Die Verluste dieser drei Regierungsparteien, bis dato „Große Koalition“ genannt, betragen im Vergleich zur Bundestagswahl 2013 in der Summe 13,8 Prozentpunkte. Die Zahl der Abgeordneten der „Großen Koalition“ reduzierte sich von 504 Abgeordneten im 18. Deutschen Bundestag (bei 631 gewählten Abgeordneten) auf 399 Abgeordnete (bei insgesamt 709 gewählten Abgeordneten) im 19. Deutschen Bundestag.

Den hohen Verlusten der CDU/CSU (CDU: – 7,4 Prozentpunkte, CSU: – 10,5 Prozentpunkte in Bayern) und SPD (– 5,2 Prozentpunkte) standen Gewinne der AfD (7,9 Prozentpunkte) und der FDP (6,0 Prozentpunkte) gegenüber. Betrachtet man die Ergebnisse auf Länderebene, lassen sich starke regionale Unterschiede feststellen: Die ostdeutschen Bundesländer Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen wiesen Veränderungen auf, die man ohne Skandalisierung als „erdbebenartig“ bezeichnen darf. Hier verbergen sich auch starke Verluste der Linken im Bundesergebnis, die im Osten aber weiterhin zweitgrößte Partei blieb. Die CDU verlor 15,8 Prozentpunkte in Sachsen, 10,9 Prozentpunkte in Sachsen-Anhalt und 10,0 Prozentpunkte in

Thüringen. Die Linke verlor 3,9 Prozentpunkte in Sachsen, 6,2 Prozentpunkte in Sachsen-Anhalt und 6,6 Prozentpunkte in Thüringen. Die SPD verzeichnete einen Verlust von 4,1 Prozentpunkten in Sachsen, von 3,0 Prozentpunkten in Sachsen-Anhalt und 2,9 Prozentpunkten in Thüringen. Die AfD hingegen gewann 20,3 Prozentpunkte in Sachsen, 15,4 Prozentpunkte in Sachsen-Anhalt und 16,5 Prozentpunkte in Thüringen (vgl. Abb. 1). Aber auch in Bayern und Baden-Württemberg erzielte die AfD zweistellige Ergebnisse, wie folgende Beispiele auf Wahlkreisebene zeigen: Deggendorf (227, Bayern) 19,2 % (+ 15,2 Prozentpunkte) und Heilbronn (267, Baden-Württemberg) 16,4 % (+ 11,0 Prozentpunkte).

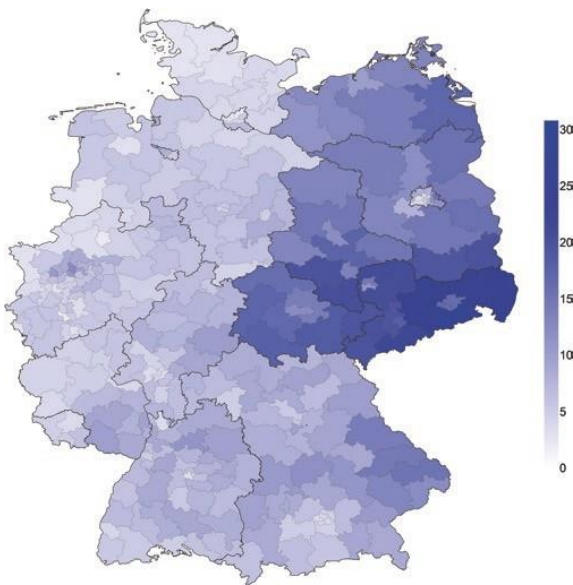


Abb. 1 Zugewinne der AfD in Prozentpunkten bei der Bundestagswahl 2017 im Vergleich zu 2013 in den Wahlkreisen

Aus Sicht der Wählerwanderungsanalyse lässt sich diese Wahl also auf die folgenden Kernfragen zuspitzen:

- Aus welchen Strömen speisen sich die Anteile der AfD und in welchem Ausmaß?
- Wie variieren diese in unterschiedlichen Kontexten? Spezifischer:
- Wie gestaltet sich das Abwanderungsverhältnis der Ströme weg von der Union und hin zu AfD, FDP und Grünen im Vergleich?

- In welchem relativen Ausmaß speisen auch vormalige SPD-Wählerinnen und -Wähler die AfD?
- Wie ist insbesondere in Ostdeutschland der relative Zustrom ehemaliger Linken- Wählerinnen und -Wähler zur AfD?

Um diese Fragen zu beantworten, wird im Folgenden die Wählerwanderung mit einem neuen statistischen Verfahren geschätzt.

3. Wählerwanderung: der Forschungsstand

3.1. Theorie

Welches sind die theoretischen Erwartungen, die wir im Hinblick auf Wählerwanderungen formulieren können? Die Antwort der Forschungsliteratur rekurriert hier überraschenderweise oft auf Theorien, die eigentlich für die Erklärung der Wahlentscheidung bestimmt sind – wie den Michigan-Ansatz, den Cleavage-Ansatz oder den Rational-Choice-Ansatz (vgl. den Überblick bei Schoen 2003 oder die neueren Beiträge von Wiegand und Rattinger 2014; Rattinger und Wiegand 2014). Diese Ansätze nehmen jedoch eine genuin statische Perspektive ein und erweisen sich daher als ungeeignet für die Beantwortung einer Frage nach Veränderungen und Dynamiken, wie sie die Wählerwanderungsperspektive aufwirft.

Eine geeignete, sparsame theoretische Perspektive bietet Hirschmans Klassiker aus dem Jahre 1970 mit dem bezeichnenden Titel *Exit, Voice and Loyalty. Responses to Decline in Firms, Organizations and States* (Hirschman 1970; siehe dazu auch Weber 2011). In der deutschen Ausgabe von 1974 wird *Decline* treffend als „Leistungsabfall“ bezeichnet. Demgemäß bleiben Wählerinnen und Wähler loyal bei einer Partei, weil sie eine gleichbleibende Qualität der Leistung des Personals und der Politik einer Partei perzipieren. Die Loyalität kann auch auf einer im Laufe der Zeit unhinterfragten Gewohnheit (Habit – siehe Thurner 1998, 2000) beruhen, der aber immer Erfahrungswerte zugrunde liegen. Wechslerinnen und Wechsler (*Mover, Switcher*), die die Option Exit wählen, nehmen hingegen eine relative Leistungsverschlechterung bei Politik und Personal wahr und erkennen bessere oder neue Vorschläge anderer, ggf. neuer Parteien. Die dritte Kategorie *Voice*, d. h. expliziter Widerspruch und Protestverhalten im Vorfeld von Wahlen, ist im Kontext der Analyse des Wechselwahlverhaltens nicht unmittelbar von Bedeutung. Allerdings kann ein spezifisches Wahlverhalten selbst als „Protestwahl“ begriffen werden. Dabei geht es darum, mit der Wahl einer Partei nur die Unzufriedenheit mit bisher gewählten Parteien zu kommunizieren (Lohmann 1993).

Das Ausmaß von Wählerloyalität und -abwanderung ist für Parteien und Kandidatinnen und Kandidaten eine geradezu essenzielle Größe, um zu wissen, ob man weiterhin mit seiner Klientel im Einklang ist oder ob es Absatzbewegungen gibt. Wenn die Klientel tatsächlich abwandert, kann die Organisation im Grenzfall untergehen (Lawson und Merkl 1998). Darum sind Informationen zur Wählerwanderung sehr wichtig. Man könnte nun diese Perzeption des Leistungsabfalls tatsächlich seitens der Wählerinnen und Wähler elizitieren (direkt oder indirekt) – und dann zur Erklärung verwenden. In der bisherigen Forschung werden etwa Veränderungen der Einstellungen von Respondenten und Respondentinnen oder Inkonsistenzen zwischen Kompetenzzuschreibung bei wichtigen Problemen und vorausgegangener Parteiwahl verwendet (vgl. Schoen 2003; Rattinger und Wiegand 2014). Neuere Studien zeigen aber auch unter Verwendung von mikrobasierten Indikatoren, wie etwa der Polarisierung des Parteiensystems (Dejaeghere und Dassonneville 2017) oder der Konvergenz desselben (Spoon und Klüver 2019), dass die damit verbundene Veränderung des Nutzen-Kosten-Kalküls zu einer individuell erhöhten Wechselbereitschaft. Diese ist bei einem dynamischen Verständnis des Grundmodells eines Wählermarktes wie dem von Downs (Downs 1957) zu erwarten (siehe Thurner 1998).

Diesem Ansatz einer Erklärung von Wählerwanderungen (in der Regel auf der Basis der Rückerinnerungsfrage (Recall)) wollen wir hier nicht folgen. Wir wollen die tatsächlichen Wechselwahlentscheidungen zwischen allen relevanten Paaren von Parteien (inkl. der Partei der Nichtwählerinnen und Nichtwähler) zunächst möglichst valide identifizieren. Wir betrachten diese als „Revealed Preferences“ (Samuelson 1938). Das Ausmaß von Loyalitätsbeständen und die Gerichtetheit von Abwanderungsströmen allein sollte uns schon genügend Aufschluss über perzipierte Leistungsverschlechterungen geben, wenn wir die objektive Performanz und Positionierungen von Sender- und Receiverparteien kennen. Insofern unterscheidet sich die Perspektive hier von der statistischen Erklärung von Wechselwählerinnen und Wechselwählern wie auch von Erklärungen der alleinigen Tatsache der individuellen Persistenz oder Abwanderung – die beide die Direktionalität und Größe paarweiser Wanderungen außer Acht lassen. Im Gegensatz dazu bestimmen wir die gerichteten Wanderungen für alle Paare von Parteien als Zielgröße.

3.2. Bisherige empirische Identifikationsansätze

Die Messung gerichteter Wählerwanderungen zwischen allen Paaren von Parteien ist tatsächlich aufwendig und kompliziert – was die geringe Anzahl methodischer Forschungsbeiträge erklären könnte.

Ein älteres Verfahren vergleicht die Verluste und Gewinne der Parteien in vielen territorialen Einheiten, zum Beispiel in allen Gemeinden. Wenn ein Zusammenhang zwischen den Verlusten einer Partei und den Gewinnen einer anderen Partei zu beobachten ist, könnte man unter gewissen, sehr restriktiven Annahmen das Ausmaß von Wanderungen schätzen. Der Vorteil besteht darin, dass zuverlässige Informationen über die Nichtwählerinnen und Nichtwähler vorliegen, die sich in Umfragen oftmals nicht identifizieren lassen. Dies führt zu den mittlerweile notorischen Problemen der Überschätzung der Teilnahme und der Unterschätzung bestimmter Parteien (für das dadurch verursachte Prognosedesaster bei der Unterhauswahl 2015 siehe Sturgis et al. 2018, für die Fehlprognose der US-Präsidentenwahl 2016 siehe Kennedy et al. 2018). Die zugrunde liegenden Daten sind ohne Fehler. Der Nachteil ist der des ökologischen Fehlschlusses: Wie wir seit den Fünfzigerjahren wissen, ist die Schlussfolgerung von sogenannten Aggregatzusammenhängen auf Zusammenhänge auf der individuellen Ebene nicht ohne Weiteres zulässig (Robinson 1950, siehe den Überblick bei Klima et al. 2016, 2017). Deswegen muss zur Schätzung der inneren Zellen der Wählerwanderungstabelle – basierend auf den bekannten Rändern, den amtlichen Wahlergebnissen – auf Methoden der ökologischen Inferenz zurückgegriffen werden (vgl. z. B. King 1997). In Österreich nutzt etwa das Marktforschungsunternehmen SORA das Verfahren von Goodman (1953) aus dieser Methodenklasse zur Erstellung von Wählerwanderungsanalysen im Auftrag des ORF. Klima et al. (2016) zeigen simulationsbasiert, dass nur komplexere Verfahren in realistischen Szenarien valide Schätzungen gewährleisten. Entsprechende Verfahren werden inzwischen von einem Teil der deutschen Städte zur Schätzung der lokalen Wählerwanderung genutzt. Als eine der ersten Städte schätzt und veröffentlicht München seit 2013 Wählerwanderungen bei relevanten Wahlen mit einem solchen Modell.

Eine andere Möglichkeit besteht darin, dieselben Personen mehrmals bei aufeinanderfolgenden Wahlen zu kontaktieren und sie dabei jeweils nach der aktuellen Wahlentscheidung oder Wahlabsicht zu fragen (sogenannte Wiederholungsbefragung, Panel). Eine klassische Studie, die dieses Paneldesign gewählt hat, um Wählerwanderungsmatrizen zu bestimmen, ist von Butler und Stokes (1969). Dieses Design hat den Vorteil, dass Erinnerungslücken und Anpassungseffekte vermieden werden (vgl. Schoen 2000). Ein Nachteil solcher Doppelbefragungen sind die viel höheren Kosten. Dazu kommt, dass von einer Anfangsstichprobe oft nur wenige Personen übrig bleiben – viel zu wenig, um eine detaillierte Wählerwanderungsanalyse für große Übergangsmatrizen durchzuführen. Diese sogenannte Panelmortalität kommt aufgrund von Umzügen, Sterbefällen oder desinteressebedingtem Dropout zustande. Bei Butler und Stokes (1969) blieben für die Bestimmung der Wählerwanderung 1963–1964 – 1966 $N = 1154$ Respondentinnen und Respondenten übrig (siehe Butler und Stokes 1969,

Appendix S. 454). Rattinger und Wiegand (2014) berichten von N = 829 Respondentinnen und Respondenten für die Wahlen 2002–2005 und N = 436 für die Wahlen 2002–2005–2009. Preißinger und Schoen (2016, S. 111) nutzen für die Wahlen 2009–2013 N = 1030 Befragte. Die letzt- genannten Studien fokussieren nur noch auf die Unterscheidung zwischen „Movern“ und „Stayern“ oder auf ausgewählte Ströme, etwa „hin zur Union“ oder „hin zur SPD“. Die Analyse von Wanderungen zwischen allen relevanten Paaren von Parteien dürfte schon aufgrund der geringen Fallzahlen nicht mehr möglich sein. Damit einhergehend stellt sich die Frage nach der Repräsentativität der verbleibenden Fälle und möglicher Verallgemeinerungen der Befragungsergebnisse. Zwar wurde bisher empirisch kein systematischer Zusammenhang zwischen der Panelmortalität und dem Wechselwahl- verhalten aufgezeigt, die im Panel verbleibenden Personen könnten jedoch durchaus bestimmte Merkmale wie beispielsweise ein verstärktes politisches Interesse oder eine erhöhte Parteiidentifikation aufweisen (Schoen 2003, S. 135–140).

Bei Recall-Befragungen (Rückerinnerungsfrage) werden Personen hingegen nach ihrem Wahlverhalten bei der aktuellen sowie der vorangegangenen Wahl gefragt. Im Vergleich zu Wahlabsichtsbefragungen vor einer Wahl kann die unmittelbare Durchführung der Befragung direkt nach der Stimmabgabe im Rahmen einer Wahltagsbefragung (auch: Exit Poll) die Korrektheit der Antworten zum tatsächlichen Wahlverhalten verbessern (Hilmer und Kunert 2005, S. 143). Nichtsdestotrotz liegt zwischen zwei interessierenden Wahlen in der Regel eine ganze Legislaturperiode, weshalb die mit zunehmendem Zeit- raum verstärkter auftretenden Erinnerungsfehler einen korrekten Recall vergangenen Wahlverhaltens erschweren können (Himmelweit et al. 1978, S. 367 f.; Waldahl und Aardal 2000, S. 375). Hinzu kommen weitere Response-Biases aufgrund sozialer Erwünschtheit (Holbrook und Krosnick 2010, S. 59; Karp und Brockington 2005, S. 834) oder des persönlichen Strebens nach Konsistenz (Himmelweit et al. 1978, S. 369; Waldahl und Aardal 2000, S. 374). Angesichts dessen besteht die Gefahr einer Überschätzung der loyalen Wählerschaft basierend auf Befragungsdaten (Schoen und Falter 2001, S. 67–70; Schoen 2000, S. 205).

Aufgrund der Komplexität der Bestimmung paarweiser Wählerwanderungsströme wird diese in Deutschland derzeit in großem Stile nur noch von Infratest dimap im Auftrag der ARD durchgeführt. Matthias Jung von der Forschungsgruppe Wahlen hält solche Analysen für „unseriös.“² Nichtsdestotrotz findet sich, an etwas versteckter Stelle, auch beim ZDF eine Wählerwanderungsanalyse für die Bundestagswahl 2017 und die Landtagswahl in Bayern 2018 – von der Forschungsgruppe Wahlen. Diese ist allerdings sehr viel weniger prominent

² Vgl. <https://krautreporter.de/2103-wohin-die-wahler-wandern-weiss-niemand-auch-nicht-die-ard>.

platziert und es werden Prozentwerte für ausgewählte Parteien statt absoluter Wählerströme gezeigt. Infratest dimap führt bei einer Bundestagswahl ca. 90.000–100.000 Exit-Poll-Befragungen durch, die Forschungsgruppe Wahlen – laut Auskunft auf ihren Internetseiten – nur ca. 41.000. Informationen über Briefwahl und Nichtwahl werden bei diesen Unternehmen mittels einer Vorwahlumfrage mit einer Größenordnung von ca. 1000–3000 Befragten erhoben.

Forsa, das im Auftrag von RTL/n-tv ein wöchentliches Trendbarometer erstellt, hat kürzlich eine weitere Variante zur Bestimmung von Wählerwanderungen ins Spiel gebracht: Das Unternehmen poolt seine Telefonumfragen über mehrere Wochen. In der Berichterstattung vom 12.11.2018 in der *Welt* wurden etwa Umfragen vom 2. Oktober bis zum 9. November integriert, sodass sich eine beeindruckende Fallzahl von über 11.000 Befragten ergibt. Die implizite Annahme ist hierbei jedoch, dass die Wanderungen zeitkonstant sind, d.h. dass sich die Befragten der Samples der einzelnen Querschnittserhebungen ähnlich verhalten.

Infratest dimap stellt die von Schoen (2000, 2003) gezogene Schlussfolgerung, nach der es sich bei Panelanalysen um einen Goldstandard bei der Ermittlung von Wählerwanderungen handle, infrage (siehe Hilmer und Kunert 2005). Dies könne – wenn überhaupt – nur gelten, wenn die Selektion des Panels keinen Bias aufwiese. Zudem argumentieren Hilmer und Kunert (2005), dass die Parteienanteile für die vorausgegangene Wahl und die aktuelle Wahl durch Wahltagsbefragungen im Vergleich zu einem Panel besser ermittelt werden könnten. Dassonneville und Hooghe (2017) zeigen andererseits in ihrer ländervergleichenden Studie, dass in Deutschland und Belgien ca. 30 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen eines Panels die Rückerinnerungsfrage falsch beantworten und diese Falschangaben insbesondere von Personen stammen, bei denen die angegebene Wahlabsicht bei den zwei Beobachtungszeitpunkten nicht kongruent ist. Dies führt Dassonneville und Hooghe zu folgender weitreichender Schlussfolgerung:

„Recall questions, clearly, are not a reliable indicator to investigate the level of voter volatility. Individual-level electoral volatility is obviously much more important than is often assumed based on recall questions. When assessing the merits and limits of recall questions on the one hand and panel data on the other, it is clear that panel data are superior sources for estimating levels of volatility in a particular election. Even though collecting panel data might be more time-consuming and more costly, if researchers want to estimate in an accurate manner the extent to which voters switch parties, they should make use of data from panel studies“ (Dassonneville und Hooghe 2017, S. 333).

Insgesamt sind wir also bei der statistischen Ermittlung von Wählerwanderungen mit einem kniffligen Problem konfrontiert. Während wir Hochrechnungen und Prognosen für das Wahlergebnis am Wahltag am Maßstab des Endergebnisses ex post evaluieren können (durch den Vergleich von Sonntagsfrage und tatsächlichem Ergebnis), ist dies bei den Wählerwanderungsanalysen unmöglich. Ob die Nutzung hoch- selektiver Panelsurveys mit relativ kleiner Fallzahl (wie etwa in Dassonneville und Hooghe 2017, N = 905) tatsächlich zur Einschätzung der Qualität der Recallfrage taugt, soll hier dahingestellt bleiben. Insgesamt stehen wir vor einer doppelten Herausforderung: Es gibt offensichtlich kein rundum optimales Verfahren und bei Wählerwanderungsanalysen nicht *die* Möglichkeit, diese zu evaluieren. Wir haben dies zum Anlass genommen, die Methodik der Wählerwanderungsanalyse auf den wissenschaftlichen Prüfstand zu stellen, und ein neues Verfahren entwickelt, mit dem die Wähler- ströme durch das Zusammenführen von Umfragedaten und aggregierten administrativen Daten ermittelt werden. Für die Methodik ist es notwendig, dass bei den Umfragedaten die Respondentinnen und Respondenten zu territorialen Einheiten, beispielsweise Wahl- kreisen, zugeordnet werden können. Diese werden dann zur Vermeidung von Doppelzählungen von den Aggregatdaten abgezogen (vgl. zu formalen Details des Modells Klima et al. 2019). Durch die systematische Nutzung beider Informationsquellen im Rahmen der sogenannten hybriden Modelle können die beschriebenen Nachteile der einzelnen Daten- und Modelltypen abgeschwächt werden. Simulationsstudien zeigen, dass hybride Modellierungen in vielen Szenarien eine bessere Schätzgüte aufweisen und dementsprechend bevorzugt werden sollten (Klima et al. 2019).

In einem statistischen bayesianischen Modell werden die Übergangentscheidungen in drei Stufen zusammengebracht. Auf der obersten Ebene wird die individuelle Wahlentscheidung in jeder betrachteten territorialen Einheit gegenüber der früheren Entscheidung mit einem multinomialen Modell geschätzt. Die Parameter dieser Verteilungen sind als Wählerwanderung interpretierbar und können auf dieser Ebene des Modells zwischen den betrachteten territorialen Einheiten variieren. Auf derselben Ebene werden im Modell auch die Individual- und Aggregatdaten zusammengeführt. Es wird dabei angenommen, dass die Parameter für die Individual- und Aggregatdaten inner- halb einer territorialen Einheit identisch sind. Die Wahrscheinlichkeit, bei der zweiten Wahl z. B. die CSU zu wählen, gegeben bei der ersten Wahl wurde bereits die CSU gewählt, sollte nicht abhängig von der Datenart – Individual- oder Aggregatdaten – sein. Ein Bias bei der Erhebung der Individualdaten würde daher eine Annahmeverletzung darstellen. Die zweite Ebene des Modells verknüpft die betrachteten territorialen Einheiten. Dafür wird eine gemeinsame Verteilung der Parameter über alle territorialen Einheiten angenommen. Die aus der Verteilungsannahme resultierende Restriktion stellt die Schätzbarkeit des Modells

sicher. Aufgrund der Annahme der gleichen Parameter bei den Individual- und Aggregatdaten auf der ersten Ebene ist auf der zweiten Ebene des Modells keine Unterscheidung zwischen den beiden Datenarten mehr notwendig. Auf der dritten Ebene des Modells werden die Hyper-Prioris der interessierenden Parameter spezifiziert, was dem Vorwissen über diese Parameter entspricht. Dabei besteht die Möglichkeit, weitestgehend uninformative Prioris zu wählen oder Vorwissen gezielt zu implementieren. Dieses Verfahren hat somit eine transparente Datengrundlage und ihm liegt ein explizites statistisches Modell zugrunde, das nunmehr methodenkritisch angewendet und weiterentwickelt werden kann.

4. Datenaufbereitung und Datenbeschreibung

4.1. Individualdaten

Die Datengrundlage für die Beobachtungen auf individueller Ebene ist das Wahlkampfpanel 2017 der German Longitudinal Election Study (GLES), dessen Wellen sich über ein gesamtes Jahr von Oktober 2016 bis 2017 erstreckten. Hierbei handelt es sich um eine Online-Befragung ohne Zufallsstichprobe. Die Auswahlgesamtheit (*frame population*) umfasste ausschließlich die wahlberechtigten Bundesbürgerinnen und -bürger, die sich zum Zeitpunkt der Rekrutierung in den hierfür genutzten Online Access-Panels (Respondi AG und GapFish) befanden. Die 22.526 Teilnehmerinnen und Teilnehmer des Wahlkampfpanels 2017 wurden über eine Quotenauswahl basierend auf den Merkmalen Geschlecht, Alter und Bildung aus der Grundgesamtheit der im Online Access-Panel zur Verfügung stehenden Personen gezogen (Rattinger et al. 2016, S. 9 f.; Roßteutscher et al. 2018, S. 11 f.).

Trotz dieser komplexen Quotenstichprobenziehung wird in der Beschreibung betont, dass die Repräsentativität bezüglich der Wahlberechtigten in Deutschland in den Wahlkampfpanels nicht gewährleistet werden kann (Rattinger et al. 2016, S. 25; Roßteutscher et al. 2018, S. 34). Deswegen wurden Querschnittsgewichte bereitgestellt, die mit dem „iterative proportional fitting“-Algorithmus (IPF) ermittelt wurden. Zur Berechnung der Querschnittsgewichte wurden basierend auf den Ist-Verteilungen der ersten Panelwelle die Randverteilungen an die sozial- und regionalstrukturellen Merkmale Geschlecht, Alter, Bildung sowie alte beziehungsweise neue Bundesländer angepasst – mit dem Argument, dass vergangene Forschung gezeigt habe, dass diese sozial- und regionalstrukturellen Merkmale stark mit dem Wahlverhalten zusammenhängen könnten (Weßels 2014, S. 202). Bei den im Folgenden präsentierten Ergebnissen verwenden wir diese Gewichte jedoch nicht. Eine Idee hinter dem HHMD ist, dass die gemeinsame Nutzung der beiden Datenarten Individual- und Aggregatdaten zu einer insgesamt besseren Schätzung führt und die Schwächen einer Datenart durch die andere im Schätzvorgang kompensiert werden können. Vor diesem Hintergrund ist eine

Gewichtung der Individualdaten nicht notwendig. Weiterhin ist aber offen, inwieweit die vorhandenen Gewichte für das Gesamtpanel überhaupt einen Mehrwert bei der Schätzung der Wählerwanderung bieten können. Für die Schätzung kann nur ein Teil des Panels, die Teilnehmerinnen und Teilnehmer mit Informationen zur Wahlentscheidung bei beiden Wahlen, herangezogen werden. Die vorhandenen Gewichte müssten daher für diese Teilmenge angepasst werden. Beim HHMD werden die Individualdaten auf der Wahlkreisebene genutzt. Die Gewichte für das Gesamtpanel sind für diese Ebene auch korrigiert für den betrachteten Teil des Panels nicht notwendigerweise geeignet.

Die für die vorliegende Wählerwanderungsanalyse relevanten Variablen wurden vor allem in den zeitlich späteren Befragungswellen erhoben (s. Abb. 2). Die Stimmabgabe per Briefwahl bei der jeweiligen Bundestagswahl wurde beispielsweise 2013 von Welle (W) 3 bis 7, 2017 von Welle 5 bis 8 abgefragt. Darüber hinaus wurden in der Befragung direkt nach der Stimmabgabe bei den jeweiligen Bundestagswahlen (Ende September/ Anfang Oktober 2013 bzw. 2017) die tatsächliche Wahlbeteiligung und das eigentliche Wahlverhalten erhoben. Zusätzlich wurde beim Wahlkampfpanel 2017 mit einer Recall- Frage in der Welle 1 (Oktober bis November 2016) sowie in der Welle 8 (September bis Oktober 2017) das Wahlverhalten bei der vorangegangenen BTW 2013 erfragt.

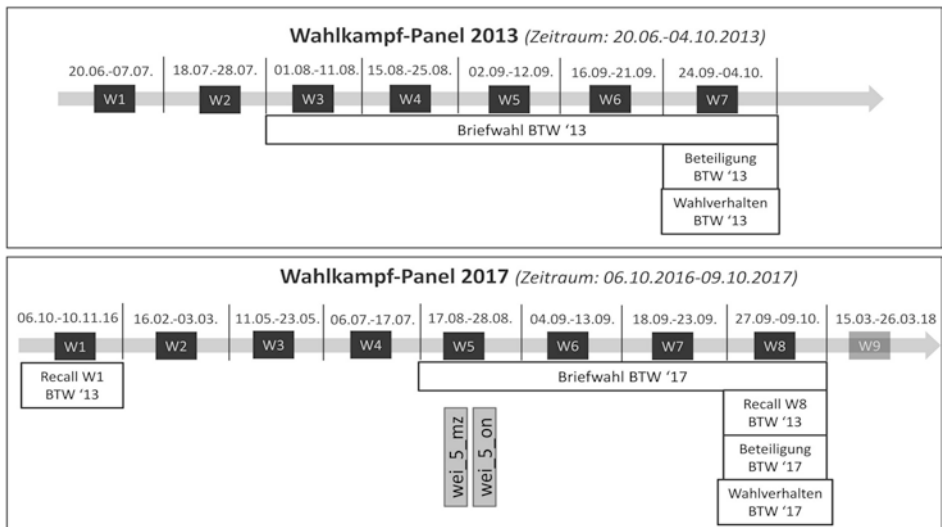


Abb. 2 Schematische Übersicht über die Befragungswellen des im Rahmen der German Longitudinal Election Study (GLES) erhobenen Wahlkampfpanels 2017 sowie die genutzten Wellen und Variablen. (Eigene Darstellung)

Ein zentraler Schritt in der Datenvorbereitung war die gesonderte Generierung der Recall-Variable für die Stimmabgabe bei der BTW 2013, die sowohl in der Welle 1 als auch in der Welle 8 des Wahlkampfpanels 2017 erhoben wurde. Bei der Erstellung unserer sogenannten Recall-Mix-Variable galt es, drei wichtige Aspekte zu beachten. Zum einen war die Berücksichtigung möglichst vieler Personen beziehungsweise vorhandener Informationen ein zentrales Ziel. Auf der anderen Seite sollte die Variablengenerierung dergestalt vorgenommen werden, dass das Sample möglichst aus Teilnehmerinnen und Teilnehmern der Welle 8 bestand. Aus diesem Grund wurden die Antworten der Personen, die nur an der Welle 1 teilgenommen hatten, ausschließlich dann herangezogen, wenn für diese keine Aussagen aus Welle 8 vorlagen. Dies ist in Abb. 3 beispielsweise bei der ersten Person der Fall.

Darüber hinaus wurde eine Reduktion des Erinnerungsfehlers (Recall-Bias) angestrebt. Sobald eine Person in beiden Wellen eine Recall-Aussage zum Wahlverhalten bei der BTW 2013 getroffen hatte, wurde deswegen die Aussage aus der ersten Befragungswelle berücksichtigt. Der Grund hierfür ist, dass diese Befragung zeitlich näher am Zeitpunkt der tatsächlichen Stimmabgabe bei der BTW 2013 lag. Die Recall- Aussagen sollten daher weniger durch den aktuellen Wahlkampf der BTW 2017 verzerrt gewesen sein. Dies betrifft beispielsweise die zweite und dritte Person in dem in Abb. 3 visualisierten Datenbeispiel und ist aufgrund der nicht zu vernachlässigenden Anzahl inkonsistenter Antworten bei den beiden Recall-Items (etwas weniger als 30 %) von Relevanz. Insgesamt konnte damit aufgrund von Ausfällen/fehlenden Angaben eine Sample-Größe von N = 14.724 erzielt werden. Dies führt zu einer durchschnittlichen Anzahl von 49 Respondentinnen und Respondenten pro Wahlkreis, mit einem Range von minimal 0 und maximal 211.

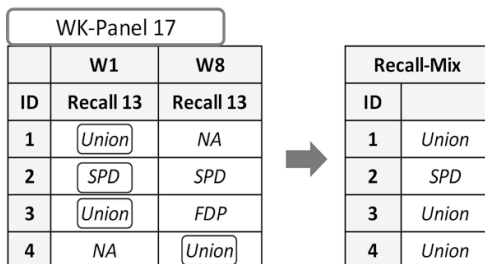


Abb. 3 Schematische Darstellung der Generierung einer Recall-Variable für die Stimmabgabe bei der BTW 2013

4.2. Aggregatdaten

Bei einem Vergleich von zwei Wahlen ist zunächst von einer konstanten Anzahl von Wahlberechtigten auszugehen. Dies ist jedoch in der Realität nie erfüllt, da Bürgerinnen und Bürger einerseits zwischen Wahlen wegziehen oder sterben, andererseits neu in Wahlkreise zuziehen oder die Volljährigkeit erreichen. Die veränderte Bevölkerung bei den beiden betrachteten Wahlen kann dabei entweder durch eine proportionale Anpassung der Wahlergebnisse an die größere Bevölkerung (Hawkes-Methode) oder durch Anpassung der Kategorie der Nichtwählerinnen und Nichtwähler berücksichtigt werden. In einer Simulationsstudie zum Vergleich dieser beiden Möglichkeiten ging die Berücksichtigung von Bevölkerungsdifferenzen durch Aufnahme der Nichtwählerinnen und Nichtwähler mit einer etwas besseren Schätzgüte einher (Klima et al. 2017, S. 145 f.). Darum wurde auch hier eine Anpassung der Kategorie der Nichtwählerinnen und Nichtwähler vorgenommen.

Des Weiteren wird vorausgesetzt, dass die Einteilung der Wahlkreise, die als Beobachtungseinheiten herangezogen werden, über beide Wahlen konstant ist (Klima et al. 2017, S. 140). Insgesamt wurden zwischen der Bundestagswahl 2013 und 2017 jedoch 34 Wahlkreisgrenzen aufgrund von Bevölkerungsentwicklungen oder infolge kommunaler Gebietsänderungen verändert. Zudem gab es hinsichtlich der fortlaufenden Nummerierung der Bundestagswahlkreise eine Veränderung bei einem Großteil der Wahlkreise (Bundeswahlleiter 2017).³ Eine gängige Methode der Aggregatdatenaufbereitung ist die Zusammenlegung solcher Wahlkreise, sodass die Einteilung der neu gebildeten, stärker aggregierten Beobachtungseinheiten bei beiden Wahlen konstant ist. Da dies jedoch mit einem enormen Informationsverlust einhergeht, wurde hier die deutlich aufwendigere Variante der Rückrechnung der amtlichen Wahlergebnisse der BTW 2017 auf die Wahlkreiszuordnung der BTW 2013 gewählt. Ein weiterer wichtiger Grund für die Umrechnung war, dass die Daten des Wahlkampfpanels 2017 auf der offiziellen Wahlkreiszuordnung der BTW 2013 basierten, da die Wahlkreiseinteilung der BTW 2017 zum Erhebungsbeginn im Oktober 2016 noch nicht veröffentlicht war (Roßteutscher et al. 2018, S. 33). Eine entsprechende Rückrechnung der amtlichen Wahlergebnisse auf die Wahlkreiszuordnung bei der vorangegangenen Bundestagswahl wird weder vom Bundeswahlleiter noch von den Landeswahlleitern bzw. Landeswahlleiterinnen vorgenommen. Durch die Kontaktaufnahme sowie Rücksprache mit allen Landeswahlleiterinnen und

³ Konsolidierte Fassung der Wahlkreiseinteilung für die Wahl zum 19. Deutschen Bundestag auf Grundlage der Beschreibung nach dem Anhang zu Artikel 1 Nr. 3 des Dreiundzwanzigsten Gesetzes zur Änderung des Bundeswahlgesetzes vom 3. Mai 2016 (BGBl. I S. 1062), die zuletzt durch die Bekanntmachung zur Wahlkreiseinteilung für die Wahl zum Deutschen Bundestag vom 30. August 2017 (BGBl. I S. 3339) geändert worden ist.

Landeswahlleitern konnten jedoch detailliertere Informationen über relevante Zuschnittsveränderungen und Eingemeindungen erhalten werden. Die Informationen lagen unter anderem in Form geografischer Karten oder Gemeindelisten vor, deren (größtenteils visueller) Vergleich zwischen den Bundestagswahlen 2013 und 2017 schließlich eine Identifikation der betroffenen Gemeinden ermöglichte. Abschließend wurde den (über die Kombination ihrer Land-, Kreis- und Gemeindenummer) eindeutig identifizierten Gemeinden die Wahlkreisnummer der BTW 2013 zugeordnet sowie die fortlaufende Nummerierung betroffener Wahlkreise entsprechend angepasst.

4.3. Beschreibung

Die Individualdaten werden nun mit den tatsächlichen Gesamtergebnissen verglichen. Hierbei zeigen sich deutlich die bekannte Unterschätzung der Nichtwählerinnen und Nichtwähler sowie eine Unterschätzung der Stimmen der Unionsparteien in beiden Wahlen. Für 2013 und 2017 werden die Grünen und die Linke überschätzt. In 2017 ist die große Überschätzung der Linken auffällig (siehe Abb. 4).

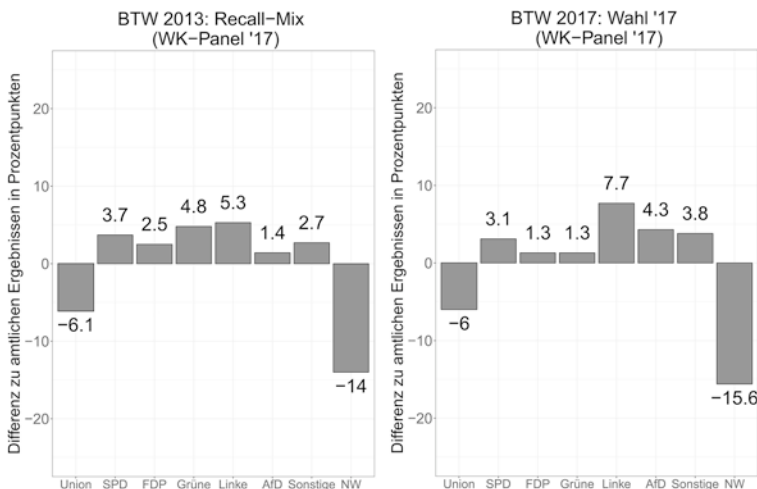


Abb. 4 Unterschätzung von Parteien sowie Nichtwählerinnen und Nichtwählern bei den Individualdaten

Die gemeinsame Verteilung von Parteianteilen in den Aggregatdaten und den Surveydaten auf der Ebene der Wahlkreise zeigen wir in den folgenden Streudiagrammen (siehe Abb. 5) am Beispiel der Individualdaten für die Bundestagswahl 2017. Damit lässt sich detaillierter überprüfen, ob die Über- oder

Unterschätzung einer Partei mittels Surveydaten spezifische Muster und Tendenzen aufweist. Und dies ist in der Tat der Fall: Die Unionsparteien weisen in der Vertikale eine große Streuung auf, sowohl oberhalb als auch unterhalb der Diagonale, die eine perfekte Übereinstimmung repräsentiert. Sie werden zwar in der Summe unterschätzt, aber in bestimmten Kontexten kommt es auch zu einer Überschätzung. Die FDP und die AfD werden bis auf wenige Wahlkreise systematisch überschätzt, ebenso die Grünen und die Linke. Besonders drastisch zeigt sich die Unterschätzung von Nichtwählerinnen und Nichtwählern, u. a. aufgrund der bekannten Problematik der „sozialen Erwünschtheit“.

Es zeigen sich also lokal zum Teil erhebliche Abweichungen von den wahren Werten. Dies gilt im Übrigen für die Frage nach der Wahlentscheidung 2017 (Abb. 5) und für die Recallfrage – aus Platzgründen weisen wir diese nicht gesondert aus. Wir sprechen hier aber wohlgerne von den Parteianteilen. Ob diese Fehler sich auch auf die Ermittlungen der Wanderungen zwischen Paaren auswirken, ist unklar. Im Folgenden wollen wir nun die informationsreichen und unverzerrten Aggregatdaten mit den fehlerbehafteten Individualdaten bayesianisch kombinieren.

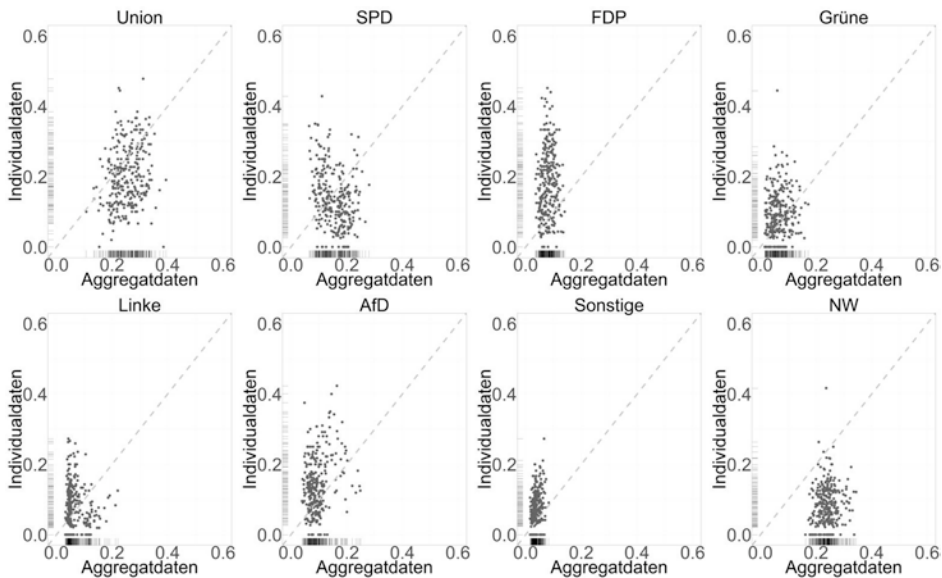


Abb. 5 Vergleich der Anteile der Parteien in den Individualdaten und Aggregatdaten auf Wahlkreisebene (280 Wahlkreise) bei der BTW 2017

5. Geschätzte Wanderungen in Deutschland, Ostdeutschland und Westdeutschland

Basierend auf einem andernorts (siehe Klima et al. 2017) detailliert dargestellten statistischen Modell beschreiben wir nun die geschätzten Wählerwanderungen. Erstmals werden dabei die Individualdaten eines umfangreichen Online-Panels mit ökologischen Aggregatdaten auf der Wahlkreisebene verbunden. Zuerst soll das Modell für Gesamtdeutschland genauer vorgestellt werden (siehe Tab. 1). Betrachtet man zunächst die Hauptdiagonale der Übergangsmatrix, dann zeigt sich, dass die Nichtwählerinnen und Nichtwähler sowie die Unionsparteien die größten Anteile an ‚Loyalen‘ aufweisen. Lässt man die Kategorie Sonstige außer Acht, dann weisen erstaunlicherweise die Grünen und die Linke die geringsten Loyalitätsraten auf. Bei der Linken lassen sich größere Aggregatverluste in den ostdeutschen Bundesländern beobachten, obwohl die Partei bundesweit nahezu stabil bleibt. Die Linke verliert demnach mit 18,1 % relativ am meisten von ihrer Substanz an die AfD. Nur die Sonstigen geben mit 25 % noch mehr an die AfD ab. Bei den Grünen zeigt sich einerseits die Tendenz, die SPD zu stärken – wohl mit der Absicht, eine Koalition mit der Partei eingehen zu können –, andererseits gehen 10,6 % zu den Linken. Das dürfte für deren Zugewinne in westdeutschen Ländern ausschlaggebend gewesen sein. Die Abflüsse von der SPD speisen zu etwa gleichen Teilen die Union, die FDP, die Grünen und die Linke, zu einem etwas geringen Anteil die AfD. Dieser sehr ausgeglichene Aderlass in alle Richtungen dürfte mit den Schwierigkeiten der SPD zu tun haben, sich angesichts asymmetrischer Auswirkungen der Globalisierung auf die Arbeiterschaft und angesichts divergierender Forderungen ihrer Klientel in der Flüchtlingskrise adäquat zu positionieren. Die Partei scheinen dabei zentrifugale Kräfte zu zerreißen. Aufgrund der höheren Wahlbeteiligung wurde vermutet, dass die Mobilisierung der AfD zugutekam. Das zeigt unsere Analyse – allerdings profitiert die Union in ähnlichem Ausmaß davon.

Tab. 1 Übergangsraten Gesamtdeutschland – Hybridmodell ohne Vorwissen, ungewichtete Individualdaten

2013/2017	Union	SPD	FDP	Grüne	Linke	AfD	Sonst	NW
Union	67,71	3,59	11,14	2,80	1,21	7,99	1,47	4,10
SPD	7,98	63,09	6,10	6,55	6,28	4,51	1,34	4,16
FDP	14,47	6,92	59,98	3,05	3,53	5,59	3,02	3,43
Grüne	6,64	15,27	5,41	53,43	10,64	2,38	4,39	1,84
Linke	2,55	6,67	2,04	2,04	57,94	18,10	6,08	4,57
AfD	5,85	5,11	7,78	2,34	4,53	62,61	3,71	8,07
Sonst	7,71	5,33	6,21	4,06	8,19	25,01	37,71	5,78
NW	6,30	3,18	2,39	3,52	2,27	5,87	1,93	74,55

Diese Werte geben aber nur einen Aspekt von Wählerwanderungen wieder. Dabei wird der Marktanteil der Parteien im Jahr 2013 als Basis verwendet. Eine andere Perspektive betrachtet die Anteile der Parteien bei der BTW 2017 und fragt, in welchem Ausmaß diese von den Zuwanderungen abhängen. Die Prozentuierungsbasis ist hierbei der Anteil im Jahr 2017. Fokussiert man die Beschreibung weiterhin auf die AfD, dann wird deutlich, dass der derzeitige Marktanteil dieser Partei in Ostdeutschland zu 56 % von den Unionsabflüssen abhängt und zu 18,3 % von der Linken; 9,3 % stammen von früheren Nichtwählerinnen und Nichtwählern und nur 4,7 % von der SPD. In Westdeutschland ist das Bild fundamental verschieden: Hier stammt der Anteil der AfD 2017 zu 44,5 % von den früheren Nichtwählerinnen und -wählern und nur zu ca. 16 % von der Union; die Linke trägt hier nur 4,8 % bei. Das Muster der Wanderung ist also sehr heterogen. Das Modell für Gesamtdeutschland konnte diese regionale Struktur im Wanderungsverhalten nicht erfassen und zeigt daher abweichende Ergebnisse.

Die Darstellung prozentualer Übergänge erschwert zugegebenermaßen das Verständnis, da die prozentualen Abwanderungen immer im Verhältnis gesehen werden müssen. Wir präsentieren daher zusätzlich die saldierten Absolutzahlen. Die Saldierung bewirkt, dass paarweise Zu- und Abflüsse aufgerechnet werden. Die Absolutzahlen sind auf 100 gerundet. Die Union verliert an die AfD 1,33 Mio. ihrer früheren Wählerschaft, 1,7 Mio. an die FDP und nur ca. 263.000 an die Grünen. Vergleicht man die Zuflüsse an die AfD, ist zwar offensichtlich, dass die Union den Hauptzustrom ausmacht, die Beiträge von der Linken (ca. 586.000) und der SPD (ca. 402.000) sind jedoch ebenfalls bemerkenswert. Die AfD speist sich also von rechten wie linken Parteien, sofern man eine eindimensionale Links-rechts-Skala unterstellt. Der Grund für diesen heterogenen Zufluss sind die bereits genannte asymmetrische Inzidenz und Perzeptionen ökonomischer Globalisierung, europäischer Integration und Migration. Entsprechend dürfte die Wahrnehmung des Parteienangebots nicht mehr eindimensional, sondern mehrdimensional sein. Bemerkenswert ist an dieser Darstellung zudem, dass der Mobilisierungseinfluss deutlich zutage tritt: Die AfD profitiert tatsächlich am meisten von der höheren Wahlbeteiligung, indem sie ca. 902.000 frühere Nichtwählerinnen und Nichtwähler attrahiert. Aus dem Mobilisierungseffekt aufgrund der erhöhten systemischen Polarisierung im Wahlkampf ziehen alle Parteien einen Vorteil, aber der Ertrag ist sehr asymmetrisch zugunsten der AfD (s. Tab. 2).

Zur Einschätzung der Unterschiede zwischen Ostdeutschland und Westdeutschland kehren wir wieder zurück zur prozentualen Angabe aus Tab. 1 und weisen in Tab. 3 die Differenzen aus. Hier zeigt sich, dass die Loyalitätsrate bei der Union im Osten um 25,46 Prozentpunkte niedriger ist als im Westen. Die Union verliert im Osten

um 29,5 Prozentpunkte mehr an die AfD; bei der Linken sind es über 8,8 Prozentpunkte und bei der SPD 4,7 Prozentpunkte mehr. Die AfD gewinnt also von diesen Parteien stärker in Ostdeutschland, allerdings ist der auf die höhere Wahlbeteiligung zurückzuführende Erfolg dieser Partei in Westdeutschland um 8,3 Prozentpunkte höher.

Die in diesem Kapitel vorgestellten Hybridmodelle wurden alle mit ähnlichen Voreinstellungen geschätzt. Als praktikabel erwiesen sich ein Burn-in von 500.000 und ein Thinning von 2000, wobei jeweils 1000 Ziehungen aus der Kette gespeichert werden. Die Gesamtkettenlänge beträgt daher 2,5 Mio. Jedes Modell – für Gesamtdeutschland sowie für Ost und Westdeutschland – wurde jeweils mit zwei verschiedenen Seeds berechnet, um die Konvergenz der Modelle zu überprüfen. Zusätzlich wurde die Konvergenz innerhalb der Ketten des Modells bestimmt. Letzteres erlaubt eine Verifikation der Wahl für den Burn-in. Für die Konvergenzdiagnose wurden zum einen die Ketten der Modelle visuell verglichen und zum anderen die Absolute Distanz (AD, siehe Klima et al. 2016) genutzt.

Die Beurteilung der Güte dieser Modelle erfolgte primär aufgrund der Diagnostik der Konvergenzeigenschaften. Gute Konvergenz indizierte die Validität der Modellannahmen.

Tab. 2 Saldierte Darstellung Modell Gesamtdeutschland, auf 100 gerundet

2013/2017	Union	SPD	FDP	Grüne	Linke	AfD	Sonst	NW
Union	0	0	1.721.900	263.400	123.200	1.330.300	58.100	0
SPD	245.900	0	541.600	172.700	456.300	402.000	5600	0
FDP	0	0	0	0	0	0	0	0
Grüne	0	0	136.200	0	316.300	39.800	51.900	0
Linke	0	0	3100	0	0	586.500	5800	0
AfD	0	0	43.500	0	0	0	0	0
Sonst	0	0	106.000	0	0	603.700	0	0
NW	402.900	111.400	363.500	572.400	241.300	902.300	195.100	0

Tab. 3 Differenzen der Übergangsraten zwischen Ostdeutschland und Westdeutschland

2013/2017	Union	SPD	FDP	Grüne	Linke	AfD	Sonst	NW
Union	- 25,46	1,69	- 10,41	- 0,03	3,17	29,50	0,63	0,92
SPD	6,92	- 28,62	- 0,80	1,63	14,33	4,72	3,95	- 2,12
FDP	- 8,32	- 8,33	6,53	- 1,46	0,91	- 0,07	7,41	3,34
Grüne	3,82	6,25	4,52	- 32,96	4,30	2,81	9,67	1,59
Linke	7,59	0,16	- 2,00	0,66	- 19,56	8,88	5,14	- 0,86
AfD	7,74	4,43	- 3,91	- 0,58	2,40	- 21,98	10,90	1,00

Sonst	8,51	5,15	9,15	0,61	12,24	- 0,56	- 40,71	5,62
NW	0,91	0,92	- 2,93	- 3,31	8,15	- 8,29	0,15	4,39

Tab. 4 Überprüfung der Konvergenz der Modelle

	M1		M1.o		M1.w
M2	0,004		M2.o	0,026	M2.w
	M1.400		M1.o.400		M1.w.400
M1.1000	0,005		M1.o.1000	0,026	M1.w.1000

Anmerkungen: Angabe des ADs zwischen den Modellen mit unterschiedlichem Seed (M1 vs. M2, oben) und Vergleich der ersten 400 und letzten 400 Iterationen innerhalb eines Modells (M1.400 vs. M1.1000, unten) jeweils für das Gesamtmodell und die Modelle für die östlichen (.o) und westlichen (.w) Wahlkreise

Die Modelle für Gesamtdeutschland konvergierten sehr gut, Bei den Modellvarianten basierend auf unterschiedlichen Seeds zeigten sich nur geringe Unterschiede zwischen den Modellen und innerhalb der Ketten. Hingegen sehen wir bei den Modellen für West- und Ostdeutschland deutlich größere Differenzen (s. Tab. 4).

Diese Differenzen resultieren insbesondere aus dem Modellverhalten für Ostdeutschland, wo die erschwerte, wenngleich unbedenkliche Konvergenz auf die geringere Zahl an Beobachtungseinheiten (hier: Wahlkreise) zurückzuführen ist. Insgesamt können wir daher von einer zuverlässigen Schätzung ausgehen.

Zuletzt vergleichen wir unsere Ergebnisse für Gesamtdeutschland mit denjenigen von Infratest dimap.⁴ Erneut weisen wir Prozentpunktdifferenzen aus. Die für die Union geschätzte Loyalitätsrate bei Infratest dimap ist um 6,71 Prozentpunkte niedriger als in unserem Modell. Auffällig ist der hohe Unterschied der für die SPD geschätzten Loyalitätsrate: Der von uns ermittelte Wert ist hier um 10,5 Prozentpunkte höher. Zudem ergeben sich gravierende Unterschiede bei den Abwanderungen von den Parteien zu den Nichtwählerinnen und Nichtwählern sowie bei der Persistenzrate dieser Gruppe. Da wir wissen, dass die Bestimmung der Nichtwählerinnen und Nichtwähler mittlerweile zur zentralen Herausforderung bei der Prognose von Wahlen geworden ist (siehe Sturgis et al. 2018; Kennedy et al. 2018), und angesichts der Tatsache, dass wir durch die Integration von Aggregatdaten hier sehr viel mehr Informationen an unsere Modelle übergeben,

⁴ Vgl. <https://wahl.tagesschau.de/wahlen/2017-09-24-BT-DE/analyse-wanderung.shtml>.
Zugegriffen: Nov. 2019.

sind wir überzeugt, dass das Hybridmodell deutlich präzisere Resultate zeitigt (s. Tab. 5).

Tab. 5 Unterschiede zwischen unserer geschätzten Übergangsraten (siehe Tab. 1) mit derjenigen von Infratest dimap in Prozentpunkten

2013/2017	Union	SPD	FDP	Grüne	Linke	AfD	Sonst	NW
Union	- 6,71	0,81	- 2,23	- 0,99	- 0,11	- 2,27	- 0,37	11,85
SPD	- 0,69	- 10,47	- 1,21	0,21	- 0,06	0,03	0,44	11,75
FDP	- 1,97	- 2,12	- 1,32	- 0,65	- 2,09	0,18	- 1,09	9,07
Grüne	1,49	- 4,97	- 1,07	- 2,76	- 1,70	- 1,02	- 0,87	10,90
Linke	0,37	0,51	0,35	2,21	- 5,28	- 6,93	- 0,23	8,99
AfD	- 2,93	- 3,16	- 3,88	- 1,85	- 3,55	7,15	- 1,76	9,98
Sonst	- 2,56	1,65	0,41	- 0,75	- 1,94	1,83	- 5,73	7,09
NW	4,62	4,45	2,17	- 0,44	0,81	2,20	0,43	- 14,23

6. Einordnung und Ausblick

Wir haben gezeigt, dass der Zustrom zur AfD im Westen v. a. von der Union und in etwas geringerem Maße von der SPD stammt. Im Osten Deutschlands kommen aufgrund der anderen Ausgangslage des Parteiensystems die Zuströme zu gleichen Teilen von der CDU, der SPD und der Linken. Diese heterogenen Zusammenflüsse konterkarieren die beliebte Links-rechts-Rhetorik für die Charakterisierung des bundesdeutschen Parteienwettbewerbs. Von einem eindimensionalen Wettbewerb dürfte nicht erst seit 2017 nicht mehr die Rede sein. Die etablierten Parteien sehen sich konfrontiert mit querlaufenden Themendimensionen, die dazu führen, dass die durch Globalisierung, Immigration und europäische Integration erzeugten Segmente der Unzufriedenheit des traditionell rechten und linken Spektrums fusionieren und den neuen Themenunternehmern Zulauf bescheren. Dieses Phänomen ist kein deutsches, sondern zeigt sich in vielen entwickelten Demokratien.

Die exakte Identifikation solcher komplexen Wählerbewegungen ist eine Grundvoraussetzung für die Planung von Kampagnen und Positionierungsstrategien. Wir haben dafür eine neue Art der Kombination von Individualdaten (Paneldaten und Recalldaten) sowie eine innovative statistische Integration von Individualdaten und Aggregatdaten vorgeschlagen. Angesichts des Umbruchs der Surveyforschung weg von Telefonumfragen ist es tatsächlich an der Zeit, neue Verfahren der Datenintegration, der Datenverbesserung und der Schätzverfahren zu entwickeln. Dann kann die Wählerwanderungsanalyse den zentralen Platz in der Wahlforschung einnehmen, der ihr eigentlich schon längst gebührte.

Literatur

Bundeswahlleiter. 2017.

<https://www.bundeswahlleiter.de/bundestagswahlen/2017/wahlkreisein-teilung.html>. Zugegriffen: Nov. 2019.

Butler, David E., und Donald Stokes. 1969. *Political Change in Britain: Forces Shaping Electoral Choice*. New York: St. Martin's Press.

Dassonneville, Ruth, und Marc Hooghe. 2017. The Noise of the Vote Recall Question: The Validity of the Vote Recall Question in Panel Studies in Belgium, Germany, and the Netherlands. *International Journal of Public Opinion Research* 29:316–338.

Dejaeghere, Yves, und Ruth Dassonneville. 2017. A Comparative Investigation into the Effects of Party-System Variables on Party Switching Using Individual-level Data. *Party Politics* 23:110–123.

Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper & Brothers. Emanuele, Vincenzo. 2015. *Dataset of Electoral Volatility and Its Internal Components in Western Europe (1945–2015)*. Rome: Italian Center for Electoral Studies. <https://doi.org/10.7802/1112>. Zugegriffen: 27. März 2019.

Goodman, Leo A. 1953. Ecological Regression and Behavior of Individuals. *American Sociological Review* 18:663–664.

Hilmer, Richard, und Michael Kunert. 2005: Wählerwanderung: Das Modell von Infratest dimap. In *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2002*, hrsg. Jürgen W. Falter, Oscar W. Gabriel, und Bernhard Weißels, 134–156. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Himmelweit, Hilde T., Marianne J. Biberian, und Janet Stockdale. 1978. Memory for Past Vote: Implications of a Study of Bias in Recall. *British Journal of Political Science* 8:365–375.

Hirschman, Albert O. 1970. *Exit, Voice and Loyalty. Responses to Decline in Firms, Organizations and States*. Cambridge: Harvard University Press.

Holbrook, Allyson L., und Jon A. Krosnick. 2010. Social Desirability Bias in Voter Turnout Reports: Tests Using the Item Count Technique. *Public Opinion Quarterly* 74:37–67.

Karp, Jeffrey A., und David Brockington. 2005. Social Desirability and Response Validity: A Comparative Analysis of Overreporting Voter Turnout in Five Countries. *Journal of Politics* 67:825–840.

Kennedy, Courtney, Mark Blumenthal, Scott Clement, Joshua D. Clinton, Claire Durand, Charles Franklin, Kyley McGeeney, Lee Miringoff, Kristen Olson, Douglas Rivers, Lydia Saad, G. E. Witt, und Christopher Wlezien. 2018. An Evaluation of the 2016 Election Polls in the United States. *Public Opinion Quarterly* 82:1–33.

King, Gary. 1997. *A Solution to the Ecological Inference Problem. Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*. Princeton: Princeton University Press.

Klima, André, Paul W. Thurner, Christoph Molnar, Thomas Schlesinger, und Helmut Küchenhoff. 2016: Estimation of Voter Transitions Based on Ecological Inference: An Empirical Assessment of Different Approaches. *Advances in Statistical Analysis* 100:133–159.

Klima, André, Thomas Schlesinger, Paul W. Thurner, und Helmut Küchenhoff. 2017. Hybrid- Modelle. In *Exit Polls und Hybrid-Modelle. Ein neuer Ansatz zur Modellierung von Wählerwanderungen*, hrsg. André Klima, Helmut Küchenhoff, Mirjam Selzer und Paul W. Thurner, 155–170. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.

Klima, André, Thomas Schlesinger, Paul W. Thurner und Helmut Küchenhoff. 2019. Combining Aggregate Data and Individual Exit Polls for the Estimation of Voter Transitions. *Sociological Methods and Research* 48,2: 296–325.

Klingemann, Hans-Dieter, und Franz Urban Pappi. 1970. Die Wählerbewegungen bei der Bundes- tagswahl am 28. September 1969. *Politische Vierteljahresschrift* 11:111–138.

Lawson, Kay, und Peter H. Merkl (Hg.). 1998. *When Parties Fail Emerging Alternative Organizations*. Princeton: Princeton University Press.

Lohmann, Susanne. 1993. A Signaling Model of Informative and Manipulative Political Action. *American Political Science Review* 87:319–333.

Preißinger, Maria, und Harald Schoen. 2016. It's Not Always the Campaign – Explaining Inter- election Switching in Germany, 2009–2013. *Electoral Studies* 44:109–119.

Rattinger, Hans, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weißels, Christof Wolf, Thomas Plischke, und Elena Wiegand. 2016. Wahlkampf-Panel 2013 (GLES): Studien- beschreibung. GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5704, Datenfile Version 3.2.0.

Rattinger, Hans, und Elena Wiegand. 2014. Volatility on the Rise? Attitudinal Stability, Attitudinal Change, and Voter Volatility. In *Voters on the Move or on the Run? Information-processing and Vote Choice in a Complex World*, hrsg. Bernhard

Weßels, Hans Rattinger, Sigrid Roßteutscher und Rüdiger Schmitt-Beck, 287–307. Oxford: Oxford University Press.

Robinson, William S. 1950. Ecological Correlations and the Behavior of Individuals. *American Sociological Review* 15:351–357.

Roßteutscher, Sigrid, Rüdiger Schmitt-Beck, Harald Schoen, Bernhard Weßels, Christof Wolf, Maria Preißinger, Agatha Kratz, Alexander Wuttke, und Lea Gärtner. 2018. Wahlkampf-Panel 2017 (GLES): Studienbeschreibung. GESIS Datenarchiv, Köln. ZA6804, Datenfile Version 6.0.0.

Samuelson, Paul A. 1938. A Note on the Pure Theory of Consumer's Behavior. *Economica* 5:61–71.

Schoen, Harald. 2000. Den Wechselwählern auf der Spur: Recall- und Paneldaten im Vergleich. In *Die Republik auf dem Weg zur Normalität? Wahlverhalten und politische Einstellungen nach acht Jahren Einheit*, hrsg. Jan van Deth, Hans Rattinger und Edeltraud Roller, 199–226. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Schoen, Harald. 2003. *Wählerwandel und Wechselwahl. Eine vergleichende Untersuchung*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.

Schoen, Harald, und Jürgen W. Falter. 2001. *It's time for a change! – Wechselwähler bei der Bundestagswahl 1998*. In *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 1998*. Schriften des Otto-Stammer Zentrums im Otto-Suhr-Institut der Freien Universität Berlin, Bd. 90, hrsg. Hans-Dieter Klingemann und Max Kaase, 57–89. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Spoon, Jae-Jae, und Heike Klüver. 2019. Party Convergence and Vote Switching: Explaining Mainstream Party Decline across Europe. *European Journal of Political Research*. doi: <https://doi.org/10.1111/1475-6765.12331>.

Sturgis, Patrick, Jouni Kuha, Nick Baker, Mario Callegaro, Stephen Fisher, Jane Green, Will Jennings, Benjamin E. Lauderdale, und Patten Smith. 2018. An Assessment of the Causes of the Errors in the 2015 UK General Election Opinion Polls. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)* 181:757–781.

Thurner, Paul W. 1998. *Wählen als rationale Entscheidung. Die Modellierung von Politikreaktionen im Mehrparteiensystem*. München: Oldenbourg (Scientia Nova).

Thurner, Paul W. 2000. The Empirical Application of the Spatial Theory of Voting in Multiparty Systems with Random Utility Models. *Electoral Studies* 19:493–517.

Waldahl, Ragnar, und Bernt Aardal. 2000. The Accuracy of Recalled Previous Voting: Evidence from Norwegian Election Study Panels. *Scandinavian Political Studies* 23:373–389.

Weber, Till. 2011. Exit, Voice, and Cyclicity: A Micro-Logic of Midterm Effects in European Parliament Elections. *American Journal of Political Science* 55:907–922.

Weßels, Bernhard. 2014. Wahlverhalten sozialer Gruppen. In *Zwischen Fragmentierung und Konzentration: Die Bundestagswahl 2013*, hrsg. Rüdiger Schmitt-Beck, Hans Rattinger, Sigrid Roßteutscher, Bernhard Weßels und Christof Wolf, 187–202. Baden-Baden: Nomos.

Wiegand, Elena, und Hans Rattinger. 2014. Entscheidungsprozesse von Wählern. In *Zwischen Fragmentierung und Konzentration: Die Bundestagswahl 2013*, hrsg. Rüdiger Schmitt-Beck, Hans Rattinger, Sigrid Roßteutscher, Bernhard Weßels und Christof Wolf, 325–339. Köln: Baden-Baden: Nomos.