

Wahlen und politische Einstellungen

Markus Steinbrecher · Evelyn Bytzek
Ulrich Rosar *Hrsg.*

Identität – Identifikation – Ideologie

Analysen zu politischen
Einstellungen und politischem
Verhalten in Deutschland



Springer VS

Wahlen und politische Einstellungen

Reihe herausgegeben von

Kathrin Ackermann, Institut für Politische Wissenschaft, Universität Heidelberg,
Heidelberg, Deutschland

Evelyn Bytzek, Abteilung Politikwissenschaft, Universität Koblenz-Landau,
Landau, Deutschland

Martin Elff, Lehrstuhl für Politische Soziologie, Zeppelin Universität,
Friedrichshafen, Deutschland

Heiko Giebler, Wissenschaftszentrum Berlin, Berlin, Deutschland

Ulrich Rosar, Institut für Sozialwissenschaften, Universität Düsseldorf,
Düsseldorf, Deutschland

Markus Steinbrecher, Zentrum für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften
der Bundeswehr, Potsdam, Deutschland

Wahlen sind ein zentrales Element aller Demokratien. Daher hat die Untersuchung des Wahlverhaltens der Bürgerinnen und Bürger und seiner Erklärungsfaktoren eine lange Tradition in der politikwissenschaftlichen Forschung, insbesondere in ihrem quantitativ-empirischen Zweig. Die Buchreihe „Wahlen und politische Einstellungen“, die vom Arbeitskreis „Wahlen und politische Einstellungen“ der DVPW herausgegeben wird, bietet ein Publikationsforum für die deutsche und internationale Wahl- und Einstellungsforschung, in dem unterschiedliche Richtungen gebündelt und aktuelle Forschungsergebnisse vorgestellt werden. Die Reihe steht sowohl „klassischen“ als auch interdisziplinären, vergleichenden sowie methodisch innovativen Arbeiten offen, um die Wahl- und Einstellungsforschung in ihrer gesamten Breite zu erfassen. Thematisch deckt die Reihe klassische Fragen der Politischen Soziologie bzw. der Wahlsoziologie, der Politischen Kommunikationsforschung, der Politischen Psychologie sowie der Politischen Ökonomie ab.

Weitere Bände in der Reihe <http://www.springer.com/series/15639>

Markus Steinbrecher · Evelyn Bytzek ·
Ulrich Rosar
(Hrsg.)

Identität – Identifikation – Ideologie

Analysen zu politischen
Einstellungen und politischem
Verhalten in Deutschland

Hrsg.

Markus Steinbrecher
Zentrum für Militärgeschichte und
Sozialwissenschaften der Bundeswehr
Potsdam, Deutschland

Evelyn Bytzek
Universität Koblenz-Landau
Landau, Deutschland

Ulrich Rosar
Universität Düsseldorf
Düsseldorf, Deutschland

Wahlen und politische Einstellungen

ISBN 978-3-658-25603-6

ISBN 978-3-658-25604-3 (eBook)

<https://doi.org/10.1007/978-3-658-25604-3>

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de> abrufbar.

Springer VS

© Springer Fachmedien Wiesbaden GmbH, ein Teil von Springer Nature 2019

Das Werk einschließlich aller seiner Teile ist urheberrechtlich geschützt. Jede Verwertung, die nicht ausdrücklich vom Urheberrechtsgesetz zugelassen ist, bedarf der vorherigen Zustimmung des Verlags. Das gilt insbesondere für Vervielfältigungen, Bearbeitungen, Übersetzungen, Mikroverfilmungen und die Einspeicherung und Verarbeitung in elektronischen Systemen.

Die Wiedergabe von allgemein beschreibenden Bezeichnungen, Marken, Unternehmensnamen etc. in diesem Werk bedeutet nicht, dass diese frei durch jedermann benutzt werden dürfen. Die Berechtigung zur Benutzung unterliegt, auch ohne gesonderten Hinweis hierzu, den Regeln des Markenrechts. Die Rechte des jeweiligen Zeicheninhabers sind zu beachten.

Der Verlag, die Autoren und die Herausgeber gehen davon aus, dass die Angaben und Informationen in diesem Werk zum Zeitpunkt der Veröffentlichung vollständig und korrekt sind. Weder der Verlag, noch die Autoren oder die Herausgeber übernehmen, ausdrücklich oder implizit, Gewähr für den Inhalt des Werkes, etwaige Fehler oder Äußerungen. Der Verlag bleibt im Hinblick auf geografische Zuordnungen und Gebietsbezeichnungen in veröffentlichten Karten und Institutionsadressen neutral.

Springer VS ist ein Imprint der eingetragenen Gesellschaft Springer Fachmedien Wiesbaden GmbH und ist ein Teil von Springer Nature

Die Anschrift der Gesellschaft ist: Abraham-Lincoln-Str. 46, 65189 Wiesbaden, Germany

Vorwort

Aus der subjektiven oder objektiven Zugehörigkeit zu Gruppen und der Politisierung von Gruppenmitgliedschaften ergeben sich im Hinblick auf die Relevanz politischer Identität und Identifikation für politische Einstellungen und politisches Verhalten vielfältige Implikationen. Ein Beispiel ist die politische Instrumentalisierung von Religion durch die Tea Party-Bewegung in den USA (z. B. Skocpol und Williamson 2012; Wilson und Burack 2012) oder durch islamistische Extremisten und Terroristen weltweit (z. B. Kfir 2015). Die wachsende Bedeutung regionaler Identitäten für separatistische Bewegungen (wie in Schottland, Katalonien oder Flandern; z. B. Sindic 2010) sowie von nationaler Identität und der Abgrenzung gegenüber Migranten oder Muslimen für rechtspopulistische und rechtsradikale Gruppen und Parteien (wie PEGIDA und AfD in Deutschland; z. B. Kleinert 2018; Schmitt-Beck et al. 2017) können hier ebenfalls angeführt werden. Im politischen und medialen Diskurs wird einerseits gerne über den abnehmenden gesellschaftlichen Zusammenhalt sowie über die sinkende Bereitschaft geklagt, sich politisch zu beteiligen (z. B. Bertelsmann Stiftung 2016), andererseits zeigt sich auf breiter Front eine wachsende Bedeutung kollektiver Identität und von Identifikationsprozessen für die Nutzung nicht-elektoraler Partizipationsformen (z. B. Klandermans 2014).

Diese Beispiele belegen, dass Identität, Identifikation und Ideologie auch im 21. Jahrhundert zentrale Begriffe in der Politik und hilfreich bei der Identifizierung und Erklärung aktueller politischer Probleme sind. Aus wissenschaftlicher Sicht stellt dieser Begriffsdreiklang einen Bezug zu zentralen Arbeiten der politischen Einstellungsforschung wie der (Wahl-) Soziologie her. Wenn es darum geht, welche Rolle soziodemografische Merkmale bzw. die Zugehörigkeit zu soziodemografischen Gruppen für politische Einstellungen spielen, liegt ein Rückgriff auf das Konzept der sozialen Identität nahe (Tajfel 1981, 1982).

Dies gilt auch, wenn man sich mit der Bedeutung regionaler, nationaler sowie transnationaler Identität und Identifikation auseinandersetzen möchte. Hinsichtlich politischer und ideologischer Identifikation und Identitäten ergibt sich ein Bezug zum sozialpsychologischen Modell der Erklärung des Wählerverhaltens, mit der Parteiidentifikation in seinem Zentrum (Campbell et al. 1954, 1960). Auch die ideologische Einordnung in „links“ und „rechts“ mit den darauf aufbauenden Einstellungssystemen, Identifikationen und Identitäten sind für die Wahl- und Einstellungsforschung von großer Relevanz (Rothmund und Arzheimer 2015).

Trotz dieser zentralen Verbindungen zu Forschungsliteratur und Konzepten, die zum Kanon des Faches gehören, hatte sich der Arbeitskreis „Wahlen und politische Einstellungen“ in seiner Geschichte noch nie explizit mit dem Themenfeld „Identität, Identifikation, Ideologie“ auseinandergesetzt. Die Jahrestagung 2017 des Arbeitskreises in Frankfurt am Main widmete sich daher bewusst exklusiv und aus verschiedenen Blickwinkeln dem Themenfeld „Politische Identität, Identifikation und Identitätspolitik“. Während der Tagung gab es Vorträge zu kultureller und nationaler Identität, der Bedeutung von Identifikation und Identität für die Unterstützung politischer Systeme, ideologischen Orientierungen, sozialer Identität, der Bedeutung und Relevanz der Parteiidentifikation sowie der Identität und Identifikation von Migrantinnen und Migranten. Dieser Band fasst sechs Beiträge zusammen, die auf der Tagung vorgestellt wurden.

Zum ersten Oberbegriff des Titels, Identität, enthält der Band einen Beitrag von *Markus Steinbrecher*, der den Einfluss militärischer Sozialisation auf ausgewählte staatsbürgerliche Orientierungen und politische Verhaltensweisen in Deutschland untersucht. Seine Analysen liefern umfassende empirische Evidenz für die Relevanz militärischer Erfahrungen bei der Erklärung staatsbürgerlicher Orientierungen und politischer Partizipationsformen. Es zeigen sich auch unter Kontrolle soziodemografischer Eigenschaften und ausgewählter politischer Einstellungen sowohl direkte als auch indirekte Effekte (über das politische Interesse bzw. die interne Efficacy) auf die genannten abhängigen Variablen. Die verschiedenen Analysen liefern grundsätzlich positive Effekte. Das heißt, Erfahrungen in der Bundeswehr gehen mit einem höheren politischen Interesse, einer stärkeren internen Efficacy sowie einer größeren Bereitschaft, sich politisch zu engagieren, einher. Diese Ergebnisse sind ein Indiz für die positiven Wirkungen der politischen Bildung wie der Führungsphilosophie der Bundeswehr, der Inneren Führung, im Hinblick auf das Leitbild des Staatsbürgers in Uniform und somit für die Relevanz der Streitkräfte als staatliche politische Sozialisationsagentur, der es gelingt staatsbürgerliches (Verantwortungs-) Bewusstsein zu fördern.

Am breitesten ist der Sammelband in Bezug zum zweiten Begriff im Titel, Identifikation, aufgestellt. Zu diesem Aspekt sind drei Aufsätze enthalten. *Kamil Marcinkiewicz* untersucht den Zusammenhang zwischen Alter und Parteiidentifikation mit Daten aus einer repräsentativen Bevölkerungsbefragung in der Freien und Hansestadt Hamburg. Der Beitrag geht zuerst auf die Parteineigung im Allgemeinen ein. Dann werden die Unterschiede zwischen den Mustern, die im Falle der Neigung zu verschiedenen Parteien beobachtet werden, diskutiert. Die empirische Analyse bestätigt die Existenz eines positiven Zusammenhangs zwischen dem Alter und der Parteibindung, der bereits in anderen Kontexten belegt werden konnte. Es wird überdies gezeigt, dass sich die Form und die Stärke der Alterseffekte zwischen den Parteien unterscheiden. Diese Differenzen können auf den Gründungszeitpunkt einer Partei und ihre Position im Parteiensystem zurückgeführt werden, was wiederum mit dem Zeitraum der Sozialisation des Wählers zusammenhängt. Es wird zudem beobachtet, dass der landesspezifische Kontext der Sozialisation besser als politische Prozesse auf der Bundesebene die Identifikation mit der SPD und der CDU erklären kann. Im Großen und Ganzen bestätigt der Beitrag also die Ergebnisse klassischer (Campbell 1960) als auch jüngerer Analysen zur Parteiidentifikation (Arzheimer 2017) in einem spezifischen Landeskontext in Deutschland.

Ebenfalls mit der Parteiidentifikation und der Bedeutung des politischen Kontextes setzt sich der Beitrag von *Martin Elff* und *Nadine Meidert* auseinander. Sie argumentieren, dass der politische Kontext die individuelle Parteiidentifikation mitbeeinflussen kann und gehen der Frage nach, zu welchem Zeitpunkt im Lebenszyklus eines Menschen ein solcher Einfluss stattfindet: entweder in der Jugend bzw. im jungen Erwachsenenalter, wie es der soziale Identitätsansatz vermuten lässt (Tajfel 1981, 1982), oder im aktuellen Moment der jeweiligen Wahl, was der Logik des Running Tally-Modells entsprechen würde (Fiorina 1981). Ihre Ergebnisse konditionaler Logitmodelle auf Basis der Deutschen Longitudinalen Wahlstudie (GLES) deuten darauf hin, dass der politische Kontext auf Bundesebene erst nach dem Jugendalter einen Einfluss ausübt. Auf Landesebene finden sie hingegen einen Einfluss des politischen Kontextes während des Jugendalters. Allerdings lassen sich die Unterschiede zwischen den Bundesländern hinsichtlich Ausmaß und Richtung der Parteiidentifikation nicht vollständig auf kompositionelle Effekte oder die Erfahrungen mit der Beteiligung der Parteien an Landesregierungen zurückführen. Die Analysen leisten somit einen Beitrag sowohl zur konzeptuellen Interpretation der Parteiidentifikation als auch der Rolle politischer Kontexte zu unterschiedlichen Zeitpunkten im Lebenszyklus.

Mit der Parteiidentifikation und deren Verständnis in der Gruppe der jungen Parteianhänger beschäftigt sich der Beitrag von *Jasmin Fitzpatrick* und *Sabrina J. Mayer*. Sie argumentieren, dass die Parteiidentifikation zwar eines der am meisten verwendeten Konzepte für die Erklärung des Wahlverhaltens sei, die Komponenten der Parteiidentifikation sowie die kollektive Identität der jeweiligen Parteianhänger seien allerdings nie systematisch untersucht worden. In ihrem Beitrag ordnen sie die Parteiidentifikation im Rahmen des sozialen Identitätsansatzes ein und entwerfen ein Forschungsprogramm für die Analyse der kollektiven Identität von Parteianhängern. Sie wenden ihren Vorschlag in einer ersten explorativen Analyse der kollektiven Identität von jungen Anhängern der SPD und von Bündnis 90/Die Grünen selbst an und können zeigen, dass die Unterstützer beider Parteien die Bedeutung geteilter Werte, Ziele und Themen als Schlüsselkomponenten der kollektiven Identität betonen. Obwohl beide Parteien demselben politischen Lager angehören, unterscheiden sich ihre Anhänger aber im Hinblick auf die Wichtigkeit des jeweiligen Gründungsmythos, bestimmter Gebräuche und Lebensstile. Der Beitrag kann so die Relevanz qualitativer Ansätze in der Wahl- und Einstellungsforschung demonstrieren und liefert Anregungen für weitere Forschung zum konkreten Inhalt und zu der Interpretation der Parteiidentifikation durch die jeweiligen Anhänger.

Mit dem dritten Begriff aus dem Titel des Bandes, Ideologie, setzen sich zwei Beiträge auseinander. *Michael Jankowski*, *Sebastian H. Schneider* und *Markus Tepe* untersuchen, wie die Kandidaten zur Bundestagswahl 2013 den Begriff „rechts“ interpretieren und welche Determinanten ihre Interpretation beeinflussen. In einem ersten Analyseschritt werden mithilfe eines Structural Topic-Modells die verschiedenen Interpretationen des Begriffs „rechts“ aus offenen Antworten einer quantitativen Befragung extrahiert. In einem zweiten Schritt wird der Einfluss zwischen- und innerparteilicher Heterogenität auf die Art der Interpretation des Begriffs „rechts“ getestet. Die Ergebnisse zeigen, dass sich das Begriffsverständnis nach Parteiblöcken der Kandidaten (Linke, SPD, Grüne vs. FDP, CDU/CSU, AfD) deutlich unterscheidet. Gleichzeitig ergibt sich eine Variation im Antwortverhalten der Kandidaten „rechter“ Parteien. Während Kandidaten, die sich innerhalb der AfD ideologisch rechts einstufen, eine positive Haltung gegenüber dem Begriff einnehmen, steigt bei Kandidaten der CDU/CSU die kritische Distanzierung, je rechter sich ein Kandidat auf der ideologischen Links-rechts-Skala selbst einstuft. Der Beitrag reiht sich in bestehende Arbeiten ein, die aus den Ergebnissen der offenen Antworten zur Bedeutung von „links“ und „rechts“ Rückschlüsse auf die Validität der klassischen eindimensionalen Links-rechts-Skala ziehen (z. B. Bauer et al. 2017): Die Vielzahl an unterschiedlichen

Interpretationen desselben Begriffes könnten nach Ansicht der Autoren ein Problem für eine eindimensionale Links-rechts-Skala sein.

Der Beitrag von *Nils D. Steiner* und *Sven Hillen* beschäftigt sich ebenfalls mit einem Ausschnitt der Links-rechts-Dimension und untersucht die Gruppe der „links-autoritär“ eingestellten Bürger, die ökonomisch linke mit soziokulturell autoritären Sachfragenpositionen kombinieren. Da keine der relevanten deutschen Parteien eine solche Positionierung aufweist, sind links-autoritäre Bürger von einer Angebotslücke betroffen. Vor diesem Hintergrund fragen die Autoren, erstens, nach der sozialstrukturellen Zusammensetzung der Links-Autoritären, und, zweitens, nach den Konsequenzen der links-autoritären Angebotslücke für die Wahlbeteiligung und politische Unterstützung dieser Gruppe. Die empirischen Analysen basieren auf dem Nachwahlquerschnitt der GLES zur Bundestagswahl 2013. Die Ergebnisse zeigen zum einen, dass links-autoritäre Policy-Positionen verstärkt unter Angehörigen unterer sozialer Schichten und bei älteren in der DDR sozialisierten Individuen zu finden sind. Zum anderen ergeben sich die erwarteten Folgen der links-autoritären Angebotslücke: Links-Autoritäre sind mit dem Parteiangebot weniger zufrieden, sie haben sich mit geringerer Wahrscheinlichkeit an der Bundestagswahl 2013 beteiligt und sind unzufriedener mit dem Funktionieren der Demokratie im Allgemeinen. Diese Befunde haben bedeutende Implikationen für das Wählerpotenzial einer Partei, die links-autoritäre Positionen mit populistischen Protestbotschaften verbindet und die es so (noch) nicht im deutschen Parteiensystem gibt. Vor diesem Hintergrund ist es nicht überraschend, dass sich in einigen westeuropäischen Ländern rechtspopulistische Parteien in jüngerer Zeit in Richtung eines linken wirtschaftspolitischen Programms bewegt haben (z. B. Afonso und Rennwald 2018; Hartevelde 2016) und dieses programmatische Angebot gleichzeitig mit einer systemkritischen Protestbotschaft verbinden.

Anhand dieser Kurzübersicht wird deutlich, dass die Beiträge einerseits unterschiedliche Aspekte aus dem Themenfeld Identität, Identifikation und Ideologie betrachten, andererseits aber auch Gemeinsamkeiten aufweisen: So spielt die Theorie sozialer Identität als Basis in allen Beiträgen entweder implizit oder explizit eine Rolle. Die Hälfte der Beiträge befasst sich aus verschiedenen Perspektiven mit der Parteiidentifikation und bezieht dabei sowohl die Bedeutung des jeweiligen politischen Kontexts als auch Aspekte der politischen Sozialisation ein. Die Beiträge zur Parteiidentifikation zeigen gut, dass es noch umfangreichen Spielraum für weitere Forschung zu klassischen oder altbekannten Themen der Wahl- und Einstellungsforschung gibt, wenn ein anderer theoretischer Fokus oder methodischer Blickwinkel eingenommen wird. Die Aufsätze von Jankowski,

Schneider und Tepe sowie von Fitzpatrick und Mayer belegen eindrucksvoll, dass auch Datensätze, die nicht auf Befragungen der Bürgerinnen und Bürger beruhen, für Analysen der Wahl- und Einstellungsforschung gewinnbringend sind.

Alle Beiträge dieses Sammelbandes haben ein Begutachtungsverfahren durchlaufen, wie es bei wissenschaftlichen Zeitschriften üblich ist. So kann eine hinreichend hohe Qualität und Relevanz der Aufsätze garantiert werden. Jeder Beitrag wurde von zwei Kolleginnen und Kollegen gelesen und geprüft. Da alle Beiträge auf der Jahrestagung 2017 des Arbeitskreises vorgestellt wurden und sie inklusive des Tagungsprogramms online einsehbar waren, war es für die Gutachterinnen und Gutachter potenziell möglich, die Autorinnen und Autoren zu kennen. Den Autorinnen und Autoren war allerdings nicht bekannt, wer ihre Beiträge begutachtet. Insofern handelt es sich streng genommen bei dem verwendeten Verfahren nur um eine einfach blinde und nicht um eine doppelt blinde Begutachtung. Auf der Tagung wurden insgesamt 18 Beiträge vorgestellt. Acht Autorinnen und Autoren bzw. Autorengruppen waren bereit zu einer Publikation der schriftlichen Fassung ihres Vortrags in diesem Sammelband. Letztendlich wurden sieben Beiträge eingereicht, davon wurden sechs zur Veröffentlichung angenommen und ein Beitrag abgelehnt. Folgende Kolleginnen und Kollegen haben dankenswerterweise Gutachten übernommen: Michael Bergmann, Alexander Jedinger, David Johann, Matthias Mader, Andreas Murr, Julia Partheymüller, Edeltraud Roller, Harald Schoen, Kerstin Völkl, Aiko Wagner und Bernhard Weißels. Jeweils ein Gutachten zu jeweils einem Beitrag wurde zudem in ihrer Funktion als zum Zeitpunkt der Tagung aktive oder gerade ins Amt gewählte Sprecherinnen und Sprecher von Evelyn Bytzek, Heiko Giebler und Ulrich Rosar erstellt. Für die Unterstützung und die hohe Qualität der Gutachten möchten wir uns bei allen Beteiligten recht herzlich bedanken und wünschen eine gewinnbringende Lektüre des Bandes.

Markus Steinbrecher
Evelyn Bytzek
Ulrich Rosar

Literatur

Afonso, A., & Rennwald, L. (2018). Social Class and the Changing Welfare State Agenda of Radical Right Parties in Europe. In P. Manow, B. Palier, & H. Schwander (Hrsg.), *Welfare Democracies and Party Politics. Explaining Electoral Dynamics in Times of Changing Welfare Capitalism* (S. 171–194). Oxford: Oxford University Press.

- Arzheimer, K. (2017). Another Dog that didn't Bark? Less Dealignment and more Partisanship in the 2013 Bundestag Election German Politics. *German Politics*, 26, 49–64.
- Bauer, P., Barbera, P., Ackermann, K., & Venetz, A. (2017). Is the left-right scale a valid measure of ideology? Individual-level variation in associations with “left” and “right” and left-right self-placement. *Political Behavior*, 39, 553–583.
- Bertelsmann Stiftung. (Hrsg.). (2016). *Der Kitt der Gesellschaft. Perspektiven auf den sozialen Zusammenhalt in Deutschland*. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. E. (1960). *The American Voter*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Campbell, A., Gurin, G., & Miller, W. E. (1954). *The voter decides*. Evanston: Row, Peterson and Company.
- Fiorina, M. P. (1981). *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven: Yale University Press.
- Harteveld, E. (2016). Winning the ‘losers’ but losing the ‘winners’? The electoral consequences of the radical right moving to the economic left. *Electoral Studies*, 44, 225–234.
- Kfir, I. (2015). Social Identity Group and Human (In)Security: The Case of Islamic State in Iraq and the Levant (ISIL). *Studies in Conflict & Terrorism*, 38(4), 233–252.
- Klandermans, P. G. (2014). Identity Politics and Politicized Identities: Identity Processes and the Dynamics of Protest. *Political Psychology*, 35(1), 1–22.
- Kleinert, H. (2018). *Die AfD und ihre Mitglieder. Eine Analyse mit Auswertung einer exemplarischen Mitgliederbefragung hessischer Kreisverbände*. Wiesbaden: Springer VS.
- Rothmund, T., & Arzheimer, K. (2015). Politische Ideologien. In S. Zmerli & O. Feldman (Hrsg.), *Politische Psychologie. Handbuch für Studium und Wissenschaft* (S. 123–143). Baden-Baden: Nomos.
- Schmitt-Beck, R., van Deth, J. W., & Staudt, A. (2017). Die AfD nach der rechts-populistischen Wende. Wählerunterstützung am Beispiel Baden-Württembergs. *Zeitschrift für Politikwissenschaft*, 27(3), 273–303.
- Sindic, D. (2010). *National Identity, Separatism, and Supra-nation Integration: Attitudes towards Britain and Europe in Scotland*. Saarbrücken: VDM Verlag Müller.
- Skocpol, T., & Williamson, V. (2012). *The Tea Party and the remaking of Republican conservatism*. Oxford: Oxford University Press.
- Tajfel, H. (1981). *Human groups and social categories*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Tajfel, H. (1982). Social Psychology of Intergroup Relations. *Annual Review of Psychology*, 33(1), 1–39.
- Wilson, A. R., & Burack, C. (2012). “Where Liberty Reigns and God is Supreme”: The Christian Right and the Tea Party Movement. *New Political Science*, 34(2), 172–190.

Inhaltsverzeichnis

| | |
|---|------------|
| Die Schule der Nation für den Staatsbürger in Uniform? Der Einfluss militärischer Sozialisation auf politische Einstellungen und politisches Verhalten in Deutschland. | 1 |
| Markus Steinbrecher | |
| Parteidentifikation und Alter: Eine empirische Analyse am Beispiel Hamburgs | 57 |
| Kamil Marcinkiewicz | |
| Soziale Identifikation vs. <i>running tally</i>: Der Einfluss des politischen Kontextes auf die Ausformung einer Parteidentifikation | 83 |
| Martin Elff und Nadine Meidert | |
| The Common Grounds of Adherence? A Qualitative Analysis of Young Partisans' Collective Identity | 113 |
| Jasmin Fitzpatrick and Sabrina J. Mayer | |
| „...Deutschland eben“. Eine Analyse zur Interpretation des Begriffs „rechts“ durch Bundestagskandidaten auf Grundlage von Structural Topic Models | 141 |
| Michael Jankowski, Sebastian H. Schneider und Markus Tepe | |
| Links-autoritäre Bürger bei der Bundestagswahl 2013: Sozialstrukturelle Determinanten und Konsequenzen einer Angebotslücke für Wahlbeteiligung und Regimeunterstützung. | 181 |
| Nils D. Steiner und Sven Hillen | |

Autorenverzeichnis

Prof. Dr. Martin Elff ist Inhaber des Lehrstuhls für Politische Soziologie an der Zeppelin Universität in Friedrichshafen. Zudem ist er Sprecher des Arbeitskreises „Wahlen und politische Einstellungen“ in der DVPW und Mitglied des Präsidiums der Deutschen Gesellschaft für Wahlforschung (DGfW). Seine Forschungsinteressen liegen im Bereich der Wahlforschung (insbesondere der Einfluss sozialstruktureller Faktoren), der Einstellungsforschung (insbesondere politisches Interesse und der Einfluss politischer Information), der programmatischen Entwicklung von politischen Parteien und der Messung von Demokratie und ihrer gesellschaftlichen Grundlagen.

Dr. Jasmin Fitzpatrick ist wissenschaftliche Mitarbeiterin im Bereich Innenpolitik/Politische Soziologie des Instituts für Politikwissenschaft der Johannes Gutenberg-Universität Mainz. Ihre Forschungsinteressen liegen im Bereich der Wahl- und Einstellungsforschung, der politischen Kommunikationsforschung, der politischen Organisationsforschung und der qualitativen und quantitativen Methoden empirischer Sozialforschung.

Sven Hillen ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Bereich Vergleichende Politikwissenschaft des Instituts für Politikwissenschaft der Johannes Gutenberg-Universität Mainz. Seine Forschungsschwerpunkte sind Wahl- und Einstellungsforschung, Parteienforschung sowie international vergleichende Sozialpolitik.

Dr. Michael Jankowski ist Postdoktorand an der Carl von Ossietzky-Universität Oldenburg. Seine Forschungsschwerpunkte liegen in der empirischen Wahl-, Parteien- und Parlamentsforschung. Daneben interessiert er sich für die deskriptive und substanzielle Repräsentation von Frauen in der Politik. Seine

Forschungsbeiträge sind unter anderem in *Party Politics*, *Electoral Studies* und dem *Journal of European Public Policy* erschienen.

Dr. Kamil Marcinkiewicz ist wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Universität Hamburg (davor Carl von Ossietzky-Universität Oldenburg). Seine Forschungsinteressen umfassen empirische Wahl- und Parteienforschung, Parlamentssoziologie und politische Psychologie mit dem Schwerpunkt auf Staaten Ostmitteleuropas (insbesondere Polen und Tschechische Republik) und Deutschland.

Dr. Sabrina J. Mayer ist wissenschaftliche Mitarbeiterin am Lehrstuhl für Empirische Politikwissenschaft der Universität Duisburg-Essen und Projektkoordinatorin der Immigrant German Election Study. Ihre Forschungsinteressen liegen in den Bereichen der politischen Psychologie, der Wahl- und Einstellungsforschung sowie der Methoden der empirischen Sozialwissenschaft.

Dr. Nadine Meidert ist Leiterin des Planspiellabors an der Zeppelin Universität in Friedrichshafen. Davor war sie Akademische Mitarbeiterin am Lehrstuhl für Politische Soziologie, ebenfalls an der Zeppelin Universität, wissenschaftliche Mitarbeiterin am Forschungsinstitut für Arbeit und Arbeitswelten an der Universität Sankt Gallen (CH) und Verwaltungsangestellte sowie akademische Mitarbeiterin an der Universität Konstanz. Ihre Forschungsinteressen sind politische Einstellungen, Identitäten, sowie die Vertrauensbeziehungen im Politik- und Organisationskontext.

Dr. Sebastian H. Schneider leitet am Deutschen Evaluierungsinstitut der Entwicklungszusammenarbeit (DEval) in Bonn ein Projekt zu Bevölkerungseinstellungen zu Entwicklungspolitik und nachhaltiger Entwicklung. Zu seinen Forschungsinteressen zählen politische Soziologie (insb. politische Einstellungs- und Verhaltensforschung), Kommunalpolitik und Bürgerbeteiligung.

Dr. Markus Steinbrecher ist Wissenschaftlicher Oberrat im Forschungsbereich Militärsoziologie des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr in Potsdam. Seine Forschungsinteressen sind politisches Verhalten (Wahlentscheidung, Wahlbeteiligung und politische Partizipation), politische Einstellungen (zu Außen- und Sicherheitspolitik und wirtschaftlichen Themen), politische Psychologie (Persönlichkeit und Entscheidungsprozesse) und Militärsoziologie (zivil-militärische Beziehungen und militärische Sozialisation).

Dr. Nils D. Steiner ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Bereich Vergleichende Politikwissenschaft des Instituts für Politikwissenschaft der Johannes Gutenberg-Universität Mainz. Seine Forschungsinteressen liegen in der Wahl- und Einstellungsforschung, der Parteienforschung und der Politischen Ökonomie.

Prof. Dr. Markus Tepe ist Universitätsprofessor und Leiter der Arbeitsgruppe Politisches System Deutschlands an der Carl von Ossietzky-Universität Oldenburg. Seine Forschungsinteressen liegen in der empirischen Wahl- und Entscheidungsforschung, der politischen Soziologie und der experimentellen Sozialforschung.

Die Schule der Nation für den Staatsbürger in Uniform? Der Einfluss militärischer Sozialisation auf politische Einstellungen und politisches Verhalten in Deutschland

Markus Steinbrecher

Zusammenfassung

Der Beitrag untersucht den Einfluss militärischer Sozialisation auf ausgewählte staatsbürgerliche Orientierungen und politische Verhaltensweisen in Deutschland. Die Analysen liefern umfassende empirische Evidenz für die Relevanz militärischer Erfahrungen bei der Erklärung staatsbürgerlicher Orientierungen und politischer Partizipationsformen. Es zeigen sich auch unter Kontrolle soziodemografischer Eigenschaften und ausgewählter politischer Einstellungen sowohl direkte als auch indirekte Effekte (über das politische Interesse bzw. die interne Efficacy) auf die genannten abhängigen Variablen. Die verschiedenen Analysen liefern grundsätzlich positive Effekte. Das heißt, Erfahrungen in der Bundeswehr gehen mit einem höheren politischen Interesse, einer stärkeren internen Efficacy sowie einer größeren Bereitschaft, sich politisch zu engagieren, einher. Diese Ergebnisse sind ein Indiz für die positiven Wirkungen der politischen Bildung wie der Führungsphilosophie der Bundeswehr, der Inneren Führung, im Hinblick auf das Leitbild des Staatsbürgers in Uniform und somit für die Relevanz der Streitkräfte als staatliche politische Sozialisationsagentur, der es gelingt staatsbürgerliches (Verantwortungs-) Bewusstsein zu fördern.

M. Steinbrecher (✉)

Zentrum für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr,
Potsdam, Deutschland

E-Mail: MarkusSteinbrecher@bundeswehr.org

Schlüsselwörter

Bundeswehr · Staatsbürgerliche Einstellungen · Wahlbeteiligung · Politische Sozialisation · Politische Partizipation

1 Einleitung

Viele Millionen Deutsche haben als Wehrpflichtige, Zeit- und Berufssoldaten seit 1956 in der Bundeswehr gedient. In der Literatur zu zivil-militärischen Beziehungen und der öffentlichen Debatte wird die Wehrpflicht als wichtiges Bindeglied zwischen Militär und Gesellschaft angesehen, insbesondere weil so ein ständiger Austausch zwischen beiden garantiert ist, die Streitkräfte besser in die Gesellschaft integriert sind und letztendlich beide davon z. B. durch Erfahrungs- und Wissensaustausch Vorteile genießen können (z. B. Franke 2012; vom Hagen 2012; Werkner 2004, 2012). Möglicherweise profitieren aber nicht nur Arbeitgeber von der Führungskompetenz, den technischen Fertigkeiten oder körperlichen Fähigkeiten ehemaliger Soldaten (z. B. Elbe 2018), sondern auch das politische System. Die Streitkräfte sind im Lebenslauf neben den Universitäten und Fachhochschulen die letzte staatliche Sozialisationsagentur, die, wenigstens bis zur Aussetzung der Wehrpflicht in Deutschland 2011, größere Teile der Staatsbürger (und seit 2001 auch in verstärktem Maße der Staatsbürgerinnen) durchlaufen (mussten). Dabei lernen die Soldatinnen und Soldaten während der vom Arbeitgeber organisierten politischen Bildung nicht nur etwas über die Rechtsordnung des Grundgesetzes und das politische System der Bundesrepublik Deutschland sowie zentrale demokratische Werte und Normen, sondern stehen durch ihren Eid bzw. ihr Gelöbnis in einem besonderen Pflicht- und Treueverhältnis zum Staat und zur freiheitlich-demokratischen Grundordnung.

In diesem Beitrag stehen die Folgen von Wehrpflicht und militärischer Sozialisation für die Gesellschaft bzw. das politische System im Vordergrund. Es geht dabei vor allem um die Konsequenzen des Dienstes in der „Schule der Nation“ für politische Einstellungen (politisches Interesse und interne Efficacy) und politisches Verhalten (Wahlbeteiligung und einige nicht-elektorale politische Partizipationsformen). Da es nicht nur Ziel der Bundeswehr ist, aus Bürgern und Bürgerinnen einsatzbereite und kampffähige Soldaten, sondern auch „gute“ Staatsbürger zu machen, sollte sich die politische Bildung und das durch das Gelöbnis bzw. den Eid gestiftete Treueverhältnis zwischen Staat und Militär im politischen Verhalten und den politischen Einstellungen der aktuellen und ehemaligen Angehörigen

der Bundeswehr niederschlagen. Besonders aufgrund der Prinzipien der Inneren Führung mit dem Leitbild des Staatsbürgers in Uniform und der kontinuierlichen politischen Bildung kann davon ausgegangen werden, dass Bürgerinnen und Bürger, die in der Bundeswehr gedient haben bzw. dienen, sich stärker mit dem Gemeinwesen und seinen Prinzipien verbunden fühlen, sich mehr und intensiver mit Politik befassen und sich durch ehrenamtliches und politisches Engagement vermehrt in den politischen Prozess einbringen – alles Merkmale und Aktivitäten, die einen „guten“ Staatsbürger ausmachen (van Deth 2007). Zur Analyse der genannten Aspekte werden Umfragedaten verwendet. Dies sind die Bevölkerungsbefragungen des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (ZMSBw) aus den Jahren 2014 und 2016 sowie die Kumulation der Allbusstudien von 1980 bis 2014. Bei diesen Datensätzen handelt es sich um Querschnittsdaten, mit denen nicht untersucht werden kann, ob die politische Bildung in der Bundeswehr kausal einen Einfluss auf die genannten Einstellungen und Verhaltensweisen hat. Die Analysen können stattdessen aus diesen und anderen noch zu diskutierenden Gründen nur Anhaltspunkte für die Wirkung politischer Bildungsmaßnahmen der Bundeswehr liefern.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Im zweiten Kapitel wird in Abschn. 2.1 dargestellt, welche Merkmale und Einstellungen einen guten Staatsbürger charakterisieren. Dabei wird sowohl auf normative Ausführungen aus der politischen Theorie als auch auf empirische Ergebnisse der Einstellungs- und Verhaltensforschung zurückgegriffen. Vorgestellt werden hier ebenfalls die Prinzipien der Inneren Führung und das Leitbild des „Staatsbürgers in Uniform“, welches die Erwartungen der Bundeswehr an die politischen Einstellungen und das politische Verhalten ihrer Angehörigen umfasst. Abschn. 2.2 diskutiert vor dem Hintergrund der drei zentralen Bedingungen politischer Sozialisation die Relevanz und Wirksamkeit der Bundeswehr als politische Sozialisationsagentur. Es werden Umfang und Inhalte der politischen Bildung in den Streitkräften dargestellt und die Frage diskutiert, ob die Bundeswehr als „Schule der Nation“ betrachtet werden kann. Auf dieser Basis zeigt Abschn. 2.3, in welcher Weise sich die Gesamtheit der politischen Sozialisationserfahrungen innerhalb der Bundeswehr im politischen Verhalten und den politischen Einstellungen aktiver und ehemaliger Angehöriger der Bundeswehr niederschlagen sollte. Als weitere Basis für die Hypothesenformulierung werden Befunde vorangehender Studien zum Themenbereich herangezogen. Das dritte Kapitel präsentiert die Datengrundlage und diskutiert die mit ihr verbundenen Probleme, insbesondere für die Identifikation kausaler Effekte politischer Bildungsmaßnahmen der Bundeswehr auf politische Einstellungen und politisches Verhalten sowie die Operationalisierung der für die Analysen relevanten Variablen. Im vierten Kapitel werden die Ergebnisse der

empirischen Analysen präsentiert und dabei untersucht, ob sich Bürgerinnen und Bürger mit militärischer Erfahrung von ihren Mitbürgerinnen und Mitbürgern ohne solche Erfahrungen hinsichtlich ihres politischen Verhaltens und ihrer politischen Einstellungen unterscheiden. Die Daten des Allbus erlauben neben dieser Gegenüberstellung einen Vergleich mit anderen Angehörigen des öffentlichen Dienstes, um zu prüfen, ob etwaige Unterschiede auf die politische Bildung in den Streitkräften oder die allgemeine Sozialisation als Teil des öffentlichen Dienstes zurückzuführen sind. Das fünfte und letzte Kapitel fasst die Ergebnisse zusammen und diskutiert ihre Implikationen für das Verhältnis von Streitkräften und Gesellschaft sowie die sich darauf beziehende weitere empirische Forschung. Insgesamt zeigen die Analysen die (indirekte) Relevanz der Bundeswehr als politische Sozialisationsagentur und leisten so einen Beitrag zu Theorien und Arbeiten zur politischen Sozialisation allgemein, zur politischen Einstellungs- und Verhaltensforschung sowie zu zivil-militärischen Beziehungen.

2 Theoretischer Hintergrund und Hypothesen

2.1 Das Ideal des „guten Staatsbürgers“

Nahezu jeder politische Philosoph und jede politische Theorie hat sich mit den Eigenschaften und Merkmalen des „guten Staatsbürgers“ auseinandergesetzt, die notwendig sind, um die ihm zugeordnete Rolle zu erfüllen. Als wichtige Aspekte sind etwa immer wieder die moralische Verpflichtung, nach dem Allgemeinwohl zu streben, soziales Engagement für die Gesellschaft und die Mitmenschen sowie politische Partizipation genannt worden. Allerdings gibt es kein allgemeingültiges und akzeptiertes Modell des „guten Staatsbürgers“ und auch keine Einigkeit darüber, wie stark die genannten Eigenschaften ausgeprägt sein sollten. In der Demokratietheorie lassen sich vereinfacht zwei Gruppen von Ansätzen unterscheiden, die sich hinsichtlich der Erwartungen an die Aktivitäten und Tugenden der Bürger nahezu diametral gegenüberstehen. Auf der einen Seite sind klassische und partizipatorische Demokratietheorien einzuordnen, die das politische System primär von der Input-Seite bewerten, auf der anderen Seite funktionale bzw. realistische Theorien, welche ihr Augenmerk stärker auf die Outputs des politischen Systems richten (Scharpf 1975; Schmidt 2000). Partizipatorische Ansätze legen Wert auf eine umfassende Beteiligung der Bürger, denn ihrer Ansicht nach kann nur so gewährleistet werden, dass die Interessen aller Bürger im politischen Prozess repräsentiert sind. Wichtige Voraussetzungen dafür sind die größtmögliche politische und soziale Gleichheit aller Staatsbürger (Schmidt 2000, S. 253),

umfassendes politisches Interesse und ein hoher Grad an Informiertheit sowie der Wille, verantwortliche Entscheidungen im Sinne aller zu treffen und eigene Interessen zugunsten des Gemeinwohls zurückzustellen. Realistische bzw. funktionale Ansätze haben dagegen keine solchen normativen Erwartungen an die Staatsbürger. Da es sich in empirischen Studien immer wieder zeigt, dass nicht jeder dem genannten Idealbild entspricht (Eilfort 1994, S. 30), sehen Vertreter dieser Ansätze das verbreitete Desinteresse an Politik sowie die Apathie und Zurückhaltung im öffentlichen Leben sogar als Vorteil im Sinne eines effizienten Funktionierens des politischen Systems. Der „gute Staatsbürger“ sollte es den von ihm beauftragten bzw. gewählten Experten überlassen, verantwortliche und wohlinformierte Entscheidungen zu treffen. Auch wenn beide Theorieschulen hinsichtlich ihrer Anforderungen an die Qualitäten der Bürger stark divergieren, sollte klar sein, dass kein Gemeinwesen auf Dauer existieren kann, wenn seine Bürger nicht bestimmte Vorstellungen vom gemeinsamen Zusammenleben teilen und es nicht ein Mindestmaß an Unterstützung für bestimmte staatsbürgerliche Normen gibt.

Empirische Analysen, welche die Wahrnehmungen und Präferenzen der Bürger zu ihrem Bild vom „guten Staatsbürger“ betrachten, sind selten. Erst in den letzten Jahren sind einige Arbeiten zu den gewünschten oder erwarteten Normen und Merkmalen von Staatsbürgern veröffentlicht worden (z. B. Denters et al. 2007; Roßteutscher 2005; van Deth 2007). Dabei wird in der Regel mit Janoski zwischen rechtlichen/juristischen, politischen, sozialen und partizipatorischen Rechten und Pflichten unterschieden (Janoski 1998). Da es in diesem Beitrag um die Effekte der politischen Bildung im Rahmen des Dienstes in der Bundeswehr gehen soll, werden im Folgenden lediglich politische und partizipatorische Rechte wie Pflichten betrachtet. Empirisch zeigt sich bei diesen Kategorien eine große Zustimmung von mehr als 60 bzw. 70 % dafür, dass ein guter Bürger sich selbst eine Meinung bilden und an Wahlen teilnehmen soll. Zudem erwartet etwa ein Drittel der Befragten von ihren Mitbürgern weitergehende politische Beteiligung und Engagement jenseits von Wahlen (van Deth 2007, S. 411–413).

Bevor diskutiert wird, ob die Bundeswehr zentrale Merkmale einer politischen Sozialisationsagentur erfüllt, soll auf die Erwartungen der Streitkräfte an den „Staatsbürger in Uniform“ eingegangen werden, denn daraus lässt sich ablesen, welche Vorstellungen die Bundeswehr von einem guten Staatsbürger hat. Einschlägig dafür sind zwei zentrale Dienstvorschriften (ZDv), die ZDv A2620-1 „Politische Bildung in der Bundeswehr“ sowie die ZDv A-2600/1 „Innere Führung“, in der die Führungsphilosophie der Bundeswehr definiert wird. Die Innere Führung ist die Grundlage für den militärischen Dienst und Kern des Selbstverständnisses des militärischen Personals der Bundeswehr (Bundesministerium der Verteidigung 2008). Mit dem Leitbild des „Staatsbürgers in Uniform“ und den

Vorgaben zur Integration des militärischen Personals in die Gesellschaft folgt die Bundeswehr aus militärsoziologischer Perspektive (z. B. Leonhard und Werkner 2012) dem inklusiven Ansatz der zivil-militärischen Beziehungen von Janowitz (1966). Dieser postuliert, dass Streitkräfte Teil der Gesellschaft sein sollen incl. einer Vielzahl von Wechselbeziehungen zwischen beiden Teilsystemen und stellt sich gegen den exklusiven Ansatz von Huntington (1981) – Streitkräfte und Gesellschaft sollen möglichst stark voneinander getrennt werden. Auch der vorliegende Beitrag ist bei der Position von Janowitz einzuordnen. Aus demokratietheoretischer Sicht sind die Vorstellungen vom Staatsbürger in Uniform unter den klassischen Demokratietheorien mit ihrem optimistischen Menschenbild anzusiedeln. Dafür spricht exemplarisch die durchgängige synonyme Verwendung von „politischer Bildung“ und „staatsbürgerlichem Unterricht“ in den beiden genannten Dienstvorschriften.

Ziel der Inneren Führung ist es, die Spannungen zwischen den individuellen Rechten des freien Bürgers und den militärischen Pflichten des Soldaten zu mindern. „Durch die Innere Führung werden die Werte und Normen des Grundgesetzes in der Bundeswehr verwirklicht. Sie bildet die Prinzipien von Freiheit, Demokratie und Rechtsstaatlichkeit in den Streitkräften ab.“ (Bundesministerium der Verteidigung 2008, Ziffer 301). So soll gewährleistet werden, dass die Streitkräfte in der Mitte der Gesellschaft bleiben (Integrationsfunktion der Inneren Führung). Die Innere Führung bewirkt „auf vielfältige Weise die Integration der Armee in den Staat, konkret: des Bürgers in die Bundeswehr, des Soldaten in die Gesellschaft und – schließlich – der Bundeswehr in die Demokratie“ (Jermer 2001, S. 49). Gleichzeitig sollen die Soldatinnen und Soldaten Teil wie Träger des freiheitlich-demokratischen Rechtsstaates sein (Motivationsfunktion).¹ Gemäß dem Leitbild des „Staatsbürgers in Uniform“ sind die Soldatinnen und Soldaten der Bundeswehr den Werten und Normen des Grundgesetzes in besonderer Weise verpflichtet und ein normaler Teil der Gesellschaft wie alle anderen Bürger auch.² Die Soldatinnen und Soldaten sind daher dazu

¹Hinzu kommen noch die Legitimations- und die Organisationsfunktion der Inneren Führung (Franke 2012, S. 59–74), die für diesen Beitrag nicht von Bedeutung sind.

²Damit wird bewusst eine Abgrenzung von der Reichswehr in der Weimarer Republik vorgenommen, die stets als „Staat im Staate“ charakterisiert wird. Ein Grund dafür war das Vorenthalten des aktiven und passiven Wahlrechts für die Soldaten und die mangelnde Sozialisation in die Werte- und Normenordnung eines demokratischen Rechtsstaates. Im Gegensatz dazu haben Soldatinnen und Soldaten der Bundeswehr das aktive und passive Wahlrecht und werden – wie andere Angehörige des öffentlichen Dienstes auch – zur Übernahme und Ausübung politischer Mandate vom Dienst freigestellt.

aufgerufen, als verantwortungsbewusste Staatsbürger zu handeln. Zu den in der ZDv A-2600/1 genannten Anforderungen zählen die bewusste Nutzung von Rechten und die Erfüllung von Pflichten, das Bewusstsein des gegenseitigen Treueverhältnisses zum Staat, Verantwortungsbewusstsein und innere Bereitschaft zur Mitarbeit. Von den Soldatinnen und Soldaten der Bundeswehr wird verlangt, selbstverantwortlich zu leben und Verantwortung für andere zu übernehmen. Zur Verwirklichung dieser Vorgabe „treten sie jederzeit für die Werte und Normen der freiheitlich-demokratischen Grundordnung ein“ (Bundesministerium der Verteidigung 2008, Ziffer 508). Zwar gelten die Grundrechte des Grundgesetzes für die Soldatinnen und Soldaten, allerdings mit einigen Einschränkungen: So ist zum Beispiel die Freiheit der Meinungsäußerung eingeschränkt, da sie nach § 8 des Soldatengesetzes zum Eintreten für die freiheitlich-demokratische Grundordnung verpflichtet sind. Dies gilt für Offiziere und Unteroffiziere selbst nach dem Ausscheiden aus der Bundeswehr (§ 17 Abs. 3 und § 23 Abs. 2 Nr. 2 Soldatengesetz (SG)). Insgesamt erwartet die Bundeswehr also politisch interessierte und aktive Soldatinnen und Soldaten, die sich mit Politik beschäftigen und sich auch außerhalb des Dienstes (politisch) für das Gemeinwesen und seine Verfassungs- und Rechtsordnung engagieren.

2.2 Die Bundeswehr als politische Sozialisationsagentur?

Politische Sozialisation umfasst die Gesamtheit der Prozesse, durch die Individuen in die Gesellschaft bzw. die politische Gemeinschaft eingegliedert werden (Rattinger 2009, S. 130). Sie soll unter anderem Loyalität wecken, für Zusammengehörigkeitsgefühl sorgen, Verständnis und Wissen über Rollen und Strukturen vermitteln sowie die Fähigkeiten zur Übernahme von Rollen bei den zu sozialisierenden Personen entwickeln. In Anlehnung an Harold D. Lasswell geht es der politischen Sozialisationsforschung vereinfacht gesagt darum, wer (zu sozialisierende Person in verschiedenen Lebensphasen) was (Sozialisationsinhalte) von wem (Sozialisationsagenten wie Familie, Schule, soziale Gruppen/Peers, Medien oder die Streitkräfte) mit welchen Folgen (für das Individuum oder das politische System) lernt. Sozialisationsagenturen und -inhalte können mithilfe der Dimension latent oder implizit vs. manifest oder explizit (Hopf und Hopf 1997; Rattinger 2009) kategorisiert werden. Beispiele für die Zellen der sich aus den beiden Dimensionen ergebenden Vier-Felder-Matrix (vgl. Abb. 1) sind politische Bildung durch die Bundeswehr als manifeste Inhalte, die durch eine manifeste Agentur (siehe unten) vermittelt wird und der Erhalt von Informationen über

| | | Sozialisationsagentur | |
|---------------------------|----------|---|---|
| | | manifest | latent |
| Sozialisations- inhalt | manifest | Politische Bildung durch die Bundeswehr | Lernen von politischen Werten und Orientierungen durch das Vorbild des Vorgesetzten |
| | latent | Erhalt von Informationen über die Bundeswehr als demokratische und rechtsstaatliche Institution | Lernen über die Pflichten und Aufgaben der Bundeswehr durch einen Film oder eine Fernsehserie |

Anmerkung: Abbildung in Anlehnung an Rattinger 2009, S. 132.

Abb. 1 Latente und manifeste politische Sozialisation

die Bundeswehr als demokratische und rechtsstaatliche Institution der Bundesrepublik Deutschland (latenter Inhalt, manifeste Agentur). Das Lernen von politischen Werten und Orientierungen durch das Vorbild des Vorgesetzten während des Dienstes wäre ein Beispiel für manifeste Inhalte, die durch eine latente Agentur vermittelt werden. Zuletzt wäre das Lernen über die Pflichten und Aufgaben der Bundeswehr mittels eines Spielfilms oder einer Fernsehserie ein Beispiel für latente Inhalte, die durch eine latente Agentur angeboten werden. Auf diese Unterscheidungen wird später noch einmal eingegangen.

Historisch gesehen kam den Streitkräften, insbesondere in Deutschland, eine zentrale Rolle bei der (politischen) Sozialisation der Staatsbürger zu (Kantner und Sandawi 2012, S. 44–48). Das Militär wurde als „Schule der Nation“ betrachtet, in der allen männlichen Bürgern bestimmte Fähigkeiten antrainiert und besondere Werte vermittelt werden sollten. Das Militär wurde somit zu einer moralischen Anstalt und insbesondere mit der Einführung der allgemeinen Wehrpflicht im 19. Jahrhundert ein Instrument der (erzwungenen) Homogenisierung aller Staatsbürger. Durch Erziehung und Disziplinierung sollten gehorsame Untertanen, brave Soldaten und fügsame Arbeiter „erzeugt“ werden. Die gemeinsame biografische Erfahrung des Wehr- und Kriegsdienstes half mit bei der Herausbildung einer kollektiven Identität im Rahmen des Nationalstaats (Kantner und Sandawi 2012, S. 44–48; von Bredow 2008, S. 66–67). Streitkräfte und Soldatentum wurden zentrale nationale Symbole. Demokratische Werte standen dabei allerdings lange nicht im Vordergrund, sondern Wehrpflicht und Militär haben „bis weit in das 20. Jahrhundert hinein demokratisches Handeln eher behindert als befördert“ und die Entwicklung demokratischen Bürgersinns eher blockiert (Frevert 2001, S. 352). Das Leitbild der „Schule der Nation“ wurde auch für die Bundeswehr bemüht, hat aber als Prinzip mit der Aussetzung der Wehrpflicht und dem Paradigmenwechsel hin zur Freiwilligenarmee seine Bedeutung verloren. Ob die Bundeswehr dennoch als relevante politische Sozialisationsagentur betrachtet werden kann, wird im Folgenden geprüft.

In der politischen Sozialisationsforschung werden drei zentrale Bedingungen genannt, mit denen bestimmt werden kann, ob ein Sozialisationsagent erfolgreich ist oder nicht (Beck 1977, S. 117–118). Erste Voraussetzung sind Kontaktdauer und -intensität, d. h. eine zu sozialisierende Person muss mit der Sozialisationsagentur in längerem, regelmäßigen und intensiven Kontakt stehen, damit Sozialisation erfolgen kann. Als zweite Voraussetzung muss Kommunikation über politische Inhalte stattfinden. Ohne die Behandlung politischer Themen und Fragen findet keine politische Sozialisation statt. Um wirken zu können, sollte die politische Sozialisation nicht beiläufig (latent), im Rahmen zufälliger Gespräche oder Kontakte stattfinden, sondern geplant und organisiert (manifest). Als dritte Bedingung müssen die zu sozialisierenden Personen aufnahmebereit, d. h. zumindest potenziell offen gegenüber den politischen Sozialisationsbemühungen der Sozialisationsagentur sein.

Hinsichtlich der ersten Voraussetzung, der Kontaktdauer und -intensität, fällt in Überblicksdarstellungen zur politischen Sozialisation von Bürgerinnen und Bürgern (z. B. Jennings 2007; Rattinger 2009; Sears und Brown 2013) oder zur Sozialisation in Organisationen (Klatetzki 2015) auf, dass dort die Streitkräfte nur am Rande als Sozialisationsagentur erwähnt werden, nämlich als Instanz mit zeitweiliger und auf einzelne Bevölkerungssegmente beschränkter Wirkung. In Zeiten der Abschaffung bzw. Aussetzung der Wehrpflicht in vielen westlichen Demokratien erscheint dies gerechtfertigt, da die Mitgliedschaft in der Organisation Militär auf Freiwilligkeit beruht und das Schrumpfen der Streitkräfte impliziert, dass nur noch kleinere Gruppen der Staatsbürger die prägende Erfahrung einer Dienstzeit im Militär machen. So umfasst die Bundeswehr zurzeit etwa 180.000 Soldatinnen und Soldaten im Vergleich zu fast 500.000 während der 1980er Jahre – von diesen waren über 200.000 Wehrpflichtige.³ Für eine Betrachtung der Streitkräfte als Agentur zur politischen Sozialisation der Staatsbürger in Deutschland spricht allerdings, dass bis zur Aussetzung der Wehrpflicht im Jahr 2011 seit Gründung der Bundeswehr 1956 eine große Zahl an Bürgerinnen und Bürgern eine prägende Zeit als Wehrpflichtige, Zeit- oder Berufssoldaten in der Bundeswehr erlebt haben – alleine die Zahl der eingezogenen Wehrpflichtigen addiert sich über den genannten Zeitraum auf 8,4 Mio. Hinzu kommen weitere Millionen an Zeit- und Berufssoldaten sowie zivilen Beschäftigten,

³Auch in Zeiten der aktiven Wehrpflicht hat die Zahl der einberufenen Soldaten innerhalb eines Jahres seit Beginn der 1990er Jahre von über 200.000 auf unter 70.000 Ende der 2000er Jahre abgenommen (Franke 2012, S. 227). Die daraus folgende Wehrungerechtigkeit war einer der Gründe für die Aussetzung der Wehrpflicht im Jahr 2011.

zu denen es keine offiziell verfügbaren Statistiken gibt. Die Kontaktdauer von einzelnen Bürgern mit der Bundeswehr kann erheblich variieren. Die Extreme stellen einerseits Personen dar, die nach wenigen Tagen wieder aus der Bundeswehr ausscheiden, zum Beispiel wegen Anerkennung der Kriegsdienstverweigerung. Andererseits verbringen Berufssoldaten wie zivile Beschäftigte unter Umständen ihr gesamtes Berufsleben von mehreren Jahrzehnten in der Bundeswehr. Dazwischen sind die Wehrdienstleistenden, Zeitsoldaten und befristet Beschäftigten einzuordnen, die zwischen 6 Monaten und 13 Jahren in der Bundeswehr bleiben.⁴

Politische Bildung ist einer der Bestandteile des Dienstes und der Ausbildung in der Bundeswehr und nach § 33 SG eine verpflichtende Aufgabe, damit die Kenntnis der Werte und Normen des Grundgesetzes vertieft werden kann. In der ZDv A-2620/1 werden neben Zielen, Inhalten, Themen, Praxis, Didaktik und Methoden der politischen Bildung in der Bundeswehr auch Vorgaben zum Zeitumfang festgelegt. So sind in den ersten drei Monaten des Dienstes (Allgemeine Grundausbildung) in der Bundeswehr mindestens 16 Ausbildungsstunden für die politische Bildung vorgesehen, (Bundesministerium der Verteidigung 2007, Ziffer 416). Auch im weiteren Verlauf des Dienstes sind für die verschiedenen Dienstgradgruppen regelmäßige politische Bildungsmaßnahmen eingeplant, für Offiziere und Unteroffiziere mindestens drei Tage pro Jahr, für Soldaten der Mannschaftslaufbahn mindestens drei Ausbildungsstunden pro Monat (Bundesministerium der Verteidigung 2007, Ziffern 418 und 421). Zuletzt sei erwähnt, dass es eine spezifische politische Bildung für Soldatinnen und Soldaten im Falle einer Teilnahme an einem Einsatz gibt, die sich über Einsatzvorbereitung, politische Bildung im Einsatz und das Einsatznachbereitungsseminar erstreckt und sich vor allem mit der Lage und der Rolle der Bundeswehr und der deutschen Soldaten im Einsatzgebiet beschäftigt (Bundesministerium der Verteidigung 2007, Ziffern 424–428). Vorgaben zur zeitlichen Ausgestaltung werden nicht gemacht. Zudem besteht für Soldatinnen und Soldaten als den Beamten des Bundes gleichgestellte Gruppe die Möglichkeit der Teilnahme an Bildungsangeboten wie Fortbildungsmaßnahmen und Bildungsurlaub. Das erste Kriterium zur

⁴Für die große Gruppe der Wehrdienstleistenden ergeben sich folgende Verweildauern, falls der Grundwehrdienst vollständig abgeleistet worden ist: 1958–1962: 12 Monate, 1962: 15 Monate, 1962–1973: 18 Monate, 1973–1990: 15 Monate, 1990–1996: 12 Monate, 1996–2002: 10 Monate, 2002–2011: 9 Monate, 2011: 6 Monate, freiwilliger Wehrdienst ab 2011: 12 bis 23 Monate. Potenziell können zusätzliche Wehrdienstzeiträume in Form von Wehrübungen oder Reservedienstleistungen hinzukommen.

Kontaktdauer und -intensität sollte also für einen Großteil der Personen erfüllt sein, die angeben, über militärische Erfahrung in der Bundeswehr zu verfügen.

In Bezug auf das zweite Kriterium, Kommunikation über politische Inhalte, ist klar, dass die politische Sozialisation von Soldatinnen und Soldaten nicht im Vordergrund der manifesten Sozialisationsanstrengungen des Militärs allgemein steht. Von Bedeutung sind vielmehr das Erlernen des militärischen Handwerkszeugs sowie die körperliche Ertüchtigung, mithin die Sozialisation zur Wehrhaftigkeit wie die Sozialisation im Militär (mit all seinen Regeln, Normen und Vorschriften; Apelt 2012a). Die politische Sozialisation des Soldaten zum Staatsbürger findet sich üblicherweise unter den latenten Funktionen militärischer Sozialisation (Apelt 2012b), aufgrund der zentralen Rolle der „Inneren Führung“ ist es allerdings fraglich, ob diese Kategorisierung auch für die Bundeswehr zutrifft – daher ihre Einordnung als manifeste politische Sozialisationsagentur zu Beginn dieses Abschnitts. Die politische Bildung in der Bundeswehr knüpft unmittelbar an das in Abschn. 2.1 angeführte Leitbild des Staatsbürgers in Uniform an. „Politische Bildung vertieft geschichtliche Kenntnisse, erklärt politische Zusammenhänge, unterstützt politische Urteilsfähigkeit, verbessert die interkulturelle Kompetenz, fördert das Wertebewusstsein und regt zur aktiven Teilnahme an der politischen Willensbildung an“ (Bundesministerium der Verteidigung 2008, Ziffer 627). Zudem haben die Soldaten die Pflicht, sich politisch zu informieren und als Mittler der Informationsarbeit der Bundeswehr zu fungieren. Damit sollen sie in ihrem privaten Umfeld als Multiplikatoren für die Streitkräfte wirken. Für die Ausbildung in den ersten drei Monaten des Dienstes in der Bundeswehr sind verpflichtend Themen wie die verfassungsrechtliche Stellung der Bundeswehr, Grund- und Menschenrechte, Friedenssicherung im Rahmen kollektiver Sicherheitssysteme oder Extremismus festgelegt (Bundesministerium der Verteidigung 2007, Ziffern 416–428). Die jährliche Weisung für die politische Bildung legt aktuelle thematische Schwerpunkte für die Zeit nach der Grundausbildung fest. Für 2018 enthält die Weisung beispielsweise Themen wie „Umgang mit der Menschenwürde in der Gesellschaft und in der Bundeswehr“ oder „Tradition (in) der Bundeswehr“ (Bundesministerium der Verteidigung 2017, S. 4).

Im Hinblick auf das dritte Kriterium, Aufnahmebereitschaft der zu sozialisierenden Personen, steht einer (politischen) Sozialisation im Militär entgegen, dass diese nach einer Vielzahl von Studien beim Eintritt in die Streitkräfte – in Deutschland üblicherweise mit 17 bis 19 Jahren, in den letzten Jahren wurden Möglichkeiten für Seiteneinsteiger mit höherem Alter deutlich vergrößert – zum Teil abgeschlossen ist (Sears und Brown 2013). Insofern besteht möglicherweise nur eine beschränkte Offenheit der zu Sozialisierenden gegenüber potenziellen (politischen) Sozialisationsanstrengungen der Bundeswehr. Dem kann man

entgegenhalten, dass sich politische Einstellungen und Verhaltensnormen bei einem Eintritt zwischen 17 und 19 Jahren noch nicht stabilisiert haben und noch beeinflussbar sind (Sears und Brown 2013, S. 74–76). Besonders stark können die Maßnahmen zur politischen Bildung zudem wirken, da sie auch der unvermeidlichen organisationalen Sozialisation dienen (Klatetzki 2015).

Gegen die Berücksichtigung des Militärs als Sozialisationsagentur spricht, dass dem Dienst im Militär nicht nur positive Wirkungen auf die (allgemeine) Sozialisation der betroffenen Bürgerinnen und Bürger zugeschrieben werden. Vielmehr gehen einige Autoren davon aus, dass der Militärdienst die Reifung hemmt und nicht dazu geeignet ist, selbständig denkende und handelnde Soldaten auszubilden, weil das Prinzip von Befehl und Gehorsam zu sehr im Vordergrund steht und die Rekruten vor allem in eine Normenfalle aufgrund des Zustandes ständiger Krisisierbarkeit getrieben werden, der sie eher verunsichert als stärkt (z. B. Böhnisch und Winter 1997; Liliensiek 1979; Treiber 1973; Treiber und Steinert 1980). Da das Militär im Allgemeinen und die Bundeswehr im Besonderen einige Merkmale einer totalen Institution erfüllt (Goffman 1961), zum Beispiel hierarchische Organisation und, im Falle von Wehrpflicht, fehlende Freiwilligkeit, wird die Sozialisation zu einem freien und unabhängigen Staatsbürger möglicherweise zusätzlich gehemmt.⁵

Nicht nur die potenziell negativen Folgen einer Sozialisation im Militär auf politische Einstellungen und Partizipation müssen hier angesprochen werden. Neben die im Fokus dieses Beitrages stehenden manifesten Sozialisationsanstrengungen der Bundeswehr im Rahmen der politischen Bildung treten latente und implizite politische Sozialisation durch andere Unterrichtseinheiten und Ausbildungsbestandteile, Gespräche oder alltägliche Erfahrungen als Bundeswehrangehöriger innerhalb und außerhalb des Dienstes. Zudem ist die Bundeswehr nicht die einzige Agentur, welche die politische Sozialisation ihrer Angehörigen beeinflusst. Familie, Freunde, Kameraden und Medien haben mit manifesten und latenten Sozialisationsinhalten ebenso einen Einfluss. Und selbstverständlich ist von umfangreichen Wechselwirkungen zwischen den Agenturen und Inhalten auszugehen. Daraus folgt, dass der Anspruch, die Sozialisationswirkung einzelner Sozialisationsphasen oder -instanzen nachzuweisen, empirisch im Grunde nicht einlösbar ist (Apelt 2012a, S. 435). Die Analysen in diesem Beitrag können

⁵Es gibt allerdings empirische Studien, die darauf hindeuten, dass während der Zeit in den Streitkräften autoritaristische Tendenzen bei den Rekruten abnehmen (Roghmann und Sodeur 1972). Aufgrund des Mangels an aktuellen großen quantitativen Studien muss die Frage, ob eine (politische) Sozialisation im Militär positive oder negative Folgen für die beteiligten Personen hat, letztlich (vorläufig) unbeantwortet bleiben.

dementsprechend nur Hinweise darauf geben, ob politische Bildung in der Bundeswehr im Sinne der weiter oben formulierten Vorgaben und Normen funktioniert und die Angehörigen der Bundeswehr politisch sozialisiert. Zwar kann man argumentieren, dass die Anstrengungen der Bundeswehr zur Herausbildung staatsbürgerlicher Orientierungen und politischen Verhaltens im Vergleich zu den anderen Kanälen und Inhalten einflussreicher sind, weil sie explizit darauf ausgerichtet sind, die genannten Aspekte zu beeinflussen. Dennoch ist mit der im Folgenden verwendeten Operationalisierung und analytischen Vorgehensweise lediglich der globale Einfluss aller Sozialisationserfahrungen im Militär auf politisches Interesse, Efficacy und politisches Verhalten zu erfassen. Insofern ist eine konkrete Einschätzung des Erfolgs von politischer Bildung in der Bundeswehr mit den vorgelegten Analysen nicht möglich.

Insgesamt sind für die Bundeswehr zwei Bedingungen für den Einfluss als Sozialisationsagent sicher erfüllt: Kontaktdauer und -intensität sowie Kommunikation über politische Inhalte (Beck 1977, S. 117 f.). Auch die dritte Bedingung, Aufnahmebereitschaft der zu sozialisierenden Personen, kann man auf Basis der Befunde der politischen Sozialisationsforschung als gegeben voraussetzen, auch wenn es zahlreiche Wechselwirkungen und nicht intendierte negative Effekte geben kann. Entscheidend ist aber für das dritte Kriterium, dass Männer und Frauen in der Regel zwischen Adoleszenz und Erwachsenenalter mit 17 bis 19 Jahren zur Bundeswehr kommen und in dieser Phase geprägt werden können (Sears und Brown 2013, S. 74–76), besonders im Hinblick auf politische Einstellungen und Verhaltensweisen, die sich erst in der Folgezeit stabilisieren.⁶

2.3 Der Einfluss politischer Sozialisation in der Bundeswehr auf politische Einstellungen und politisches Verhalten

Die bisher skizzierten Vorgaben aus den Vorschriften der Bundeswehr stellen sicherlich ein normatives Ideal dar, das im Dienstalltag für Zeit- und Berufssoldaten nach den ersten Monaten des Dienstes in der Bundeswehr bei knappen Zeitressourcen nicht immer in dem Maße verwirklicht wird, wie von den Vätern

⁶Dies schließt spätere Veränderungen, Einflüsse durch Ereignisse oder andere Kontexteffekte keineswegs aus. Vgl. insgesamt für die Komplexität des politischen Sozialisationsprozesses die Zusammenfassung bei Jennings (2007), Rippl et al. (2015) oder Sears und Brown (2013), sowie die kurze Diskussion in der Schlussbetrachtung dieses Beitrags.

der Inneren Führung und den Vorgaben der ZDv angestrebt. Anekdotische Evidenz zeigt, dass im Abwägungsfall militärische Ausbildung Vorrang vor politischer Bildung hat (z. B. Bald et al. 1981). Hinzu kommen die oben diskutierten potenziellen Wirkungen anderer Sozialisationsagenturen und eventuelle Wechselwirkungen zwischen ihnen. Dennoch machen die Ausführungen deutlich, dass Angehörige der Bundeswehr im Gegensatz zu vielen anderen Arbeitnehmern von ihrem Arbeitgeber zusätzlich zu allgemein zugänglichen Angeboten für Bildungsurlaub oder Fortbildungen politisch und historisch gebildet werden. Damit ist „die Bundeswehr (...) gewiß nicht die ‚Schule der Nation‘; aber sie ist zweifelslos eine Stätte, an der viele junge Menschen zum erstenmal hautnah den Staat und den Zusammenhang von Rechten und Pflichten, von Recht und Freiheit erleben. Unterstützt durch eine sinnvolle staatsbürgerliche Bildungsarbeit kann dieses Erlebnis zu einem Fundament staatsbürgerlicher Gesinnung und Überzeugung werden, das unserem ganzen Gemeinwesen zugute kommt“ (von Baudissin 1966).

Die folgenden Analysen unterstellen, dass die Maßnahmen der Bundeswehr zur politischen und historischen Bildung erfolgreich sind und im Sinne der ZDv A-2600/1, der ZDv A-2620/1 und der Weisungen für die Politische Bildung umgesetzt werden. Aufgrund der oben diskutierten Einschränkungen und der zur Verfügung stehenden Daten kann lediglich der globale Einfluss politischer Sozialisation in der Bundeswehr untersucht werden. Eine Differenzierung zwischen verschiedenen Inhalten und Kanälen der Sozialisation ist nicht möglich. Empirische Daten, mit denen die Durchführung, die Wirkungen und der Erfolg oder Misserfolg solcher Unterrichtseinheiten direkt untersucht werden könnten, liegen leider nicht vor. Zu den Auswirkungen militärischer Sozialisation und politischer Bildung in den Streitkräften auf politische Einstellungen und politisches Verhalten gibt es einige Studien des ehemaligen Sozialwissenschaftlichen Instituts der Bundeswehr (SOWI). Lippert et al. (1976) untersuchen in ihrer Studie zur Sozialisation in der Bundeswehr mithilfe eines zweiwertigen Panels die Auswirkungen des Wehrdienstes auf soziale und politische Einstellungen von Wehrpflichtigen. Sie können zeigen, dass die Bundeswehr bei dieser Gruppe das politische Bewusstsein fördert und sowohl das politische Interesse als auch die Bereitschaft zur politischen Partizipation stärkt. Mit einer ähnlichen Vorgehensweise belegen Roghmann und Sodeur (1972) die Abnahme autoritaristischer Orientierungen während der Wehrdienstzeit. In einer Studie von Hegner et al. (1983) ergeben sich keine konsistenten Wirkungen des Wehrdienstes im Hinblick auf politische Involvierung und politische Partizipation. Allerdings folgt diese Untersuchung nicht einem Paneldesign, sondern vergleicht mit Hilfe von Matchingverfahren verschiedene unabhängige Querschnitte bzw. Stichproben.

Es werden vor allem Alters- und Bildungseffekte diagnostiziert, die sich unabhängig vom Wehrdienst bzw. dem Dienst in der Bundeswehr entfalten. Bulmahn und Kollegen können für Studierende an den Universitäten der Bundeswehr zeigen, dass diese stärker an Politik interessiert sind als Angehörige einer zivilen gleichaltrigen Vergleichsgruppe (Bulmahn et al. 2010), ohne dass dies allerdings kausal mit dem Dienst in der Bundeswehr oder der damit verbundenen politischen Bildung in Zusammenhang gebracht wird.⁷

Für die empirischen Analysen ergibt sich aus den vorangehenden Ausführungen, dass Bürgerinnen und Bürger, die ihren Dienst bei der Bundeswehr als Wehrpflichtige, Zeit- oder Berufssoldaten geleistet haben bzw. gerade leisten, in stärkerem Maße staatsbürgerliche Orientierungen wie das politische Interesse oder die interne Efficacy/Kompetenzüberzeugung (Campbell et al. 1960) herausbilden sollten. Das bedeutet, dass sie sich stärker für Politik interessieren und sich eher mit politischen Problemen auseinandersetzen sollten (Hypothese 1: Militärische Sozialisation führt zu größerem politischen Interesse). Auch sollten Personen mit militärischer Erfahrung in der Bundeswehr eher politische Sachverhalte verstehen und in stärkerem Maße Kompetenzen erworben haben, um politisch Einfluss zu nehmen (Hypothese 2: Militärische Sozialisation führt zu höherer interner Efficacy). Zudem sollte militärische Sozialisation dazu führen, sich politisch stärker einzubringen und aktiv zu werden. Dies sollte insbesondere bei Wahlen, aber auch für ausgewählte andere Formen politischer Partizipation gelten, die herkömmlich als konventionelle Partizipationsformen bezeichnet werden (Barnes und Kaase 1979; Kaase 1997), z. B. die Mitarbeit in Parteien oder das Kontaktieren von Politikern (Hypothese 3: Militärische Sozialisation führt zu einer höheren Bereitschaft, sich an Wahlen zu beteiligen. Hypothese 4: Militärische Sozialisation führt zu einer höheren Bereitschaft, konventionelle nicht-elektorale politische Partizipationsformen zu nutzen). Für unkonventionelle Partizipationsformen (wie die Teilnahme an Demonstrationen oder die Nutzung anderer Formen politischen Protests) sollte sich kein Zusammenhang zeigen, weil Streik- und Demonstrationsrecht von Beamten und Soldaten (im Dienst) eingeschränkt sind und weil die Nutzung von Verhaltensformen an der Grenze von Legalität und Illegalität negative Konsequenzen für das Dienstverhältnis haben kann (Hypothese 5: Militärische Sozialisation beeinflusst die Bereitschaft, unkonventionelle nicht-elektorale politische Partizipationsformen zu nutzen nicht).

⁷Auch zeigt sich eine geringere Zustimmung zu rechtspopulistischen Politikzielen bzw. ein niedrigeres Niveau rechtspopulistischer Einstellungen bei studierenden Offiziersanwärtern bzw. Offizieren als in einer gleichaltrigen zivilen Vergleichsgruppe.

Möglicherweise handelt es sich bei den zu untersuchenden Einflüssen militärischer Sozialisation auf die genannten Einstellungen und Verhaltensweisen nicht um spezifische Effekte der politischen Bildung in den Streitkräften, sondern um generelle Sozialisationseffekte von Angehörigen des öffentlichen Dienstes. Beamte (und Richter) stehen genauso wie Soldaten in einem besonderen Dienst- und Treueverhältnis zum Staat, z. B. sollen sie sich jederzeit für die freiheitlich-demokratische Grundordnung einsetzen (vgl. etwa §7, Absatz 1, Ziffer 2 sowie §60, Absatz 1 Bundesbeamtengesetz (BBG)) oder sind außerhalb ihres Dienstes zur Wohlverhaltenspflicht angehalten (vgl. etwa §61 BBG). Auch sie erhalten in der Regel politische Bildung, wenn sie eine reguläre Laufbahnausbildung durchlaufen haben. Insofern liegt ein Vergleich zwischen Angehörigen des öffentlichen Dienstes und Nicht-Angehörigen sowie zwischen Soldaten und den übrigen Angehörigen des öffentlichen Dienstes nahe. Die Hypothesen 1 bis 5 sollten demnach generell für Personen gelten, die im öffentlichen Dienst sozialisiert worden sind. Zudem ergibt sich aus den Ausführungen Hypothese 6: Personen mit militärischer Erfahrung und Angehörige des öffentlichen Dienstes unterscheiden sich hinsichtlich ihrer staatsbürgerlichen Orientierungen und ihres politischen Verhaltens nicht.

Die vorgestellten Hypothesen werden mit bivariaten und multivariaten Analysemethoden untersucht. Die multivariaten Analysen greifen auf eine Reihe etablierter Determinanten des politischen Interesses (z. B. Vetter und Maier 2005), der internen Efficacy (z. B. Vetter und Maier 2005), der Wahlbeteiligung (z. B. Steinbrecher 2019; Steinbrecher et al. 2007) und nicht-elektoraler politischer Partizipation (z. B. Steinbrecher 2009) zurück, um den Einfluss militärischer Erfahrung auf diese Einstellungen und Verhaltensweisen zu kontrollieren. Dabei ist darauf hinzuweisen, dass die verwendeten Datensätze nicht darauf ausgelegt sind, die genannten Einstellungen und Verhaltensformen erschöpfend zu erklären. Daher fehlt eine Vielzahl potenzieller Erklärungsfaktoren wie weitere politische Einstellungen oder Wertorientierungen. Daraus ergibt sich eine mögliche Überschätzung der Effekte militärischer Erfahrung für die abhängigen Variablen.

3 Daten und Operationalisierung

Die Daten für die Analysen dieses Beitrages stammen aus den Bevölkerungsbefragungen des ZMSBw aus den Jahren 2014 und 2016 (ZMSBw 2014, 2016) sowie aus der Allbus-Kumulation 1980–2014 (ZA 4582; GESIS 2016). Die Befragungen des ZMSBw werden im Auftrag des Bundesministeriums der

Verteidigung durchgeführt.⁸ Im Rahmen computergestützter persönlicher Interviews (CAPI) wurden für die Studie 2016 zwischen dem 17. Mai und dem 19. Juni insgesamt 2295 Bürgerinnen und Bürger befragt. 2014 erfolgte die Datenerhebung zwischen dem 1. November und dem 7. Dezember, und es wurden 2456 Personen interviewt. Neben zahlreichen Einstellungen zur Bundeswehr sowie sicherheits- und verteidigungspolitischen Fragen enthielten die Umfragen auch das politische Interesse, die interne Efficacy und die Wahlbeteiligungsabsicht (an der kommenden Bundestagswahl). 2014 waren zudem nicht-elektorale politische Partizipationsformen enthalten, sodass eine begrenzte Auswahl staatsbürgerlicher Orientierungen bzw. politischer Verhaltensweisen abgedeckt wird, die im Folgenden als abhängige Variablen der Analysen dienen. Diese Variablen werden für die Analysen alle auf einen Wertebereich von 0 bis 1 rekodiert. Das politische Interesse wird über ein fünfstufiges Item gemessen. 2014 erhebt die entsprechende Frage allerdings nicht das allgemeine politische, sondern das spezifische verteidigungspolitische Interesse. Die interne Efficacy ist ein Index über vier Einzelitems, die alle einen Bezug zur Verteidigungs- und Sicherheitspolitik herstellen, sodass korrekterweise eigentlich von interner verteidigungspolitischer Efficacy gesprochen werden müsste.⁹ Für die auf Verteidigungspolitik

⁸Bei der Kontaktaufnahme mit dem Zielhaushalt bzw. der Zielperson sind die Interviewer dazu angehalten, „Sicherheit“ und „Bundeswehr“ auf keinen Fall als Thema und auch den Auftraggeber nicht zu nennen. Stattdessen sollen sie angeben, dass es in der Befragung um „aktuelle gesellschaftliche Themen“ geht. Insofern ist bei der Interviewanbahnung ein Auftragebereffekt auszuschließen, wenn man davon ausgeht, dass die Anweisungen durch die Interviewer korrekt umgesetzt werden. Dass den meisten Befragten im Laufe des Interviews klar werden dürfte, dass es hauptsächlich um Sicherheits- und Verteidigungspolitik sowie die Bundeswehr geht, könnte einerseits zu einem sozial erwünschten Antwortverhalten im Sinne des vermuteten Auftraggebers führen. Andererseits erscheint auch ein entgegengesetzter Effekt plausibel. Der Bundeswehr gegenüber kritisch eingestellte Personen könnten die Gelegenheit nutzen, ihre Aversion in der Befragung besonders deutlich zum Ausdruck zu bringen. Empirisch lässt sich das Ausmaß einer möglichen Verzerrung aufgrund sozialer Erwünschtheit allerdings nicht ermitteln.

⁹Für 2016 sind Analysen für beide Indikatoren des Interesses möglich, da sowohl das politische als auch das verteidigungspolitische Interesse erhoben wurden. Beide Indikatoren hängen sehr stark positiv miteinander zusammen ($\gamma=0,87$; $r=0,74$; Signifikanz für beide $p<0,001$). Vergleichende Analysen mit den beiden Indikatoren zeigen keine substanziellen Unterschiede. Beim t-Test in Tab. 3 ergeben sich Niveauunterschiede zwischen politischem und verteidigungspolitischem Interesse (Mittelwerte: politisches Interesse = 0,49; verteidigungspolitisches Interesse = 0,40), aber keine Unterschiede hinsichtlich der Differenz zwischen Personen mit und ohne militärische Erfahrung (politisches Interesse = -0,14; verteidigungspolitisches Interesse = -0,14). Auch in den multivariaten

bezogenen Varianten des Interesses und der Efficacy sollte die militärische Sozialisation von deutlich größerer Bedeutung sein als für die nicht mit diesem Politikbereich verbundene Variante. Die Konsequenz ist eine mögliche Verzerrung der Analyseergebnisse: Der Effekt der militärischen Sozialisation auf die beiden auf die Verteidigungspolitik bezogenen Varianten des Interesses und der Efficacy dürfte größer sein als auf Indikatoren, die durch die Fragestellung nicht mit diesem Politikfeld in Verbindung gebracht werden. Die Wahlbeteiligungsabsicht basiert auf der klassischen Sonntagsfrage. Personen, die eine Wahlabsicht für eine Partei angeben oder die sagen, dass sie eine ungültige Stimme abgeben, werden als Wähler klassifiziert. Befragte, die keine Partei angeben oder explizit mitteilen, dass sie nicht zur Wahl gehen werden, gelten als Nichtwähler. Befragte, die nicht wahlberechtigt sind, mit „weiß nicht“ antworten oder keine Angabe machen, werden aus den Analysen ausgeschlossen. Bei den nicht-elektoralen Partizipationsformen sollten die Befragten jeweils angeben, ob sie die jeweilige Aktivität schon einmal selbst ausgeübt haben, bereit wären, diese auszuüben oder aber beides nicht tun würden bzw. getan haben. Hier wurden diejenigen Befragten mit „1“ kodiert, die sagten, dass sie die jeweilige Partizipationsform genutzt haben, allen anderen wurde eine „0“ zugeordnet. Im Gegensatz zur Wahlbeteiligung werden hier also Verhaltensmanifestationen gemessen.

Zentrales unabhängiges Merkmal ist die eigene militärische Erfahrung. Diese wird abgedeckt, indem die Befragten angeben, ob sie zur Zeit des Interviews als Soldat oder Zivilist bei der Bundeswehr tätig sind oder dies in der Vergangenheit waren (zum genauen Wortlaut aller Fragen vgl. den Anhang). Durch diese Operationalisierung werden Menschen mit Erfahrungen in der NVA, der Wehrmacht oder Streitkräften anderer Staaten ausgeschlossen und nur diejenigen einbezogen, die selbst in den Streitkräften der Bundesrepublik Deutschland dien(t)en oder arbeite(t)en. Zwischen Wehrpflichtigen sowie Zeit- und Berufssoldaten kann nicht differenziert werden, genauso wie es nicht möglich ist, zwischen Personen, die als Zivilisten bei der Bundeswehr arbeiten bzw. gearbeitet haben und Personen, die dort als Soldaten gedient haben, zu trennen. Personen, die auf eine der Fragen mit „ja“ geantwortet haben, werden mit „1“ kodiert, alle anderen mit „0“. Leider liegen keine amtlichen Statistiken vor, mit denen geprüft werden könnte, ob der in den beiden Umfragen ermittelte Anteil derjenigen mit militärischer Erfahrung in

Analysen zeigen sich keine Abweichungen. Insofern kann das verteidigungspolitische Interesse als Stellvertreter für das politische Interesse verwendet werden. Für Efficacy sind ähnliche Vergleichsanalysen nicht möglich. Man kann aber von ähnlichen Mustern ausgehen.

der Bundeswehr in etwa dem Wert in der Grundgesamtheit entspricht. Allerdings sollte man davon ausgehen können, dass Wehrdienst oder eine längere Dienstzeit in den Streitkräften ein einschneidendes Erlebnis sind, an das sich ein Großteil der Bürgerinnen und Bürger auf jeden Fall korrekt erinnern kann. Dafür spricht auch der sehr ähnliche Anteilswert von 21,9 und 22,9 % in beiden Befragungen.¹⁰

Als Kontrollvariablen werden in den Analysen eine Reihe soziodemografischer Merkmale verwendet, darunter Geschlecht, Alter, Bildung, Einkommen, regionale Herkunft und Migrationshintergrund. Einen Überblick der deskriptiven Statistiken aller relevanten Variablen in den Bevölkerungsbefragungen 2014 und 2016 des ZMSBw bietet Tab. 1.

Die zweite Datengrundlage dieses Beitrags ist die Kumulation der Allbus-Befragungen 1980–2014. Der Allbus wird in der Regel alle zwei Jahre erhoben. Bis einschließlich 1990 wurden nur Westdeutsche befragt. 1980 bis 1992 und 1998 wurden die Daten mit einer Haushaltsstichprobe erhoben, 1994, 1996 und ab 2000 mit Personenstichproben. Bis 1998 wurden persönliche Interviews mit Papierfragebögen (PAPI: Paper and Pencil Interviews) durchgeführt, ab 2000 wurde mit Hilfe von Computern befragt (CAPI: Computer-Assisted Personal Interviews). Insgesamt enthält die Kumulation 61.194 Befragte. Da aufgrund wechselnder thematischer Schwerpunkte allerdings nicht alle Fragen und Merkmale in jeder Befragung erhoben werden, stehen für unterschiedliche Variablen divergierende Befragtenzahlen zur Verfügung. Im Gegensatz zu den ZMSBw-Bevölkerungsbefragungen bieten die Allbus-Befragungen den Vorteil einer wesentlich genaueren Abfrage des beruflichen Status, sodass eine Betrachtung von Personen, die tatsächlich als Zeit- und Berufssoldaten bei der Bundeswehr sind oder waren, möglich ist. Wehrpflichtige werden allerdings nicht berücksichtigt, da dieser Aspekt nur in ausgewählten Jahren erfasst worden ist und keine Trennung zwischen Wehr- und Zivildienstleistenden erfolgte. Dementsprechend ist der Anteil von Befragten mit militärischer Sozialisation in diesem Datensatz deutlich kleiner als in den Bevölkerungsbefragungen des ZMSBw (vgl. Tab. 2). Grundlage für die Berufsnennung ist die im Allbus verwendete International Standard

¹⁰Das Ausmaß eigener militärischer Erfahrungen in soziodemografischen Gruppen zeigen die Tab. 8 und 9 im Anhang. Selbst wenn zu viele Befragte mit militärischer Erfahrung in der Stichprobe sein sollten, spielt das für den hier besonders interessierenden Gruppenvergleich keine Rolle, weil eine Überrepräsentation die Mittelwerte der Gruppen nicht beeinflussen sollte. Ein Effekt sollte lediglich für die Signifikanztests auftreten, weil bei „zu vielen“ Personen mit militärischer Erfahrung in der Stichprobe der kritische Wert leichter überschritten wird.

Tab. 1 Deskriptive Statistiken für die Variablen aus den Bevölkerungsbefragungen des ZMSBw (2014) und (2016)

| Variable | Mittelwert/Prozent | Standardabweichung |
|---|--------------------|--------------------|
| 2014 | | |
| Frauen | 51,1 % | – |
| Alter | 48,68 | 18,11 |
| Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss | 39,6 % | – |
| Hochschul- bzw. Fachhochschulreife | 31,4 % | – |
| HH-Einkommen bis 2000 EUR | 48,7 % | – |
| HH-Einkommen 4001 EUR und mehr | 6,9 % | – |
| Ostdeutschland | 20,9 % | – |
| Eigene militärische Erfahrung | 21,9 % | – |
| Politisches Interesse (Verteidigungs-politisches Interesse) | 0,37 | 0,24 |
| Interne Efficacy | 0,42 | 0,22 |
| Wahlbeteiligungsabsicht | 81,5 % | – |
| Politiker kontaktiert | 7,9 % | – |
| In Partei mitgearbeitet | 6,9 % | – |
| In Bürgerinitiative mitgearbeitet | 7,8 % | – |
| An Demonstration teilgenommen | 14,1 % | – |
| 2016 | | |
| Frauen | 51,1 % | – |
| Alter | 48,69 | 18,09 |
| Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss | 35,9 % | – |
| Hochschul- bzw. Fachhochschulreife | 28,8 % | – |
| HH-Einkommen bis 2000 EUR | 34,3 % | – |
| HH-Einkommen 4001 EUR und mehr | 8,3 % | – |
| Ostdeutschland | 20,2 % | – |
| Migrationshintergrund | 9,2 % | – |
| Eigene militärische Erfahrung | 22,9 % | – |

(Fortsetzung)

Tab. 1 (Fortsetzung)

| Variable | Mittelwert/Prozent | Standardabweichung |
|-------------------------|--------------------|--------------------|
| Politisches Interesse | 0,49 | 0,23 |
| Interne Efficacy | 0,40 | 0,22 |
| Wahlbeteiligungsabsicht | 82,6 % | – |

Quelle: Bevölkerungsbefragungen des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2014) und (2016)

Anmerkungen: 2014: n = 2164–2456; 2016: n = 1911–2295. Der Wertebereich der Variablen liegt stets zwischen 0 (Minimum, niedrigste Ausprägung, Merkmal nicht vorhanden) und 1 (Maximum, höchste Ausprägung, Merkmal vorhanden) mit Ausnahme von Alter (16 bis 92 (2014) bzw. 16 bis 93 (2016))

Tab. 2 Deskriptive Statistiken für die Variablen aus der Allbus-Kumulation

| Variable | Mittelwert/Prozent | Standardabweichung |
|---|--------------------|--------------------|
| Frauen | 50,9 % | – |
| Alter | 46,72 | 17,17 |
| Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss | 46,2 % | – |
| Hochschul- bzw. Fachhochschulreife | 22,8 % | – |
| HH-Einkommen bis 2000 EUR | 47,6 % | – |
| HH-Einkommen 4001 EUR und mehr | 5,6 % | – |
| Ostdeutschland | 23,6 % | – |
| Eigene militärische Erfahrung | 0,4 % | – |
| Eigene Erfahrung im öffentlichen Dienst | 5,6 % | – |
| Politisches Interesse | 0,51 | 0,26 |
| Interne Efficacy | 0,51 | 0,30 |
| Wahlbeteiligungsabsicht | 77,3 % | – |
| In Partei mitgearbeitet | 6,0 % | – |
| In Bürgerinitiative mitgearbeitet | 12,4 % | – |
| An Demonstration teilgenommen | 23,3 % | – |

Quelle: Allbus-Kumulation 1980–2014 (ZA 4582)

Anmerkungen: N variiert zwischen 9186 und 60.994. Der Wertebereich der Variablen liegt stets zwischen 0 (Minimum, niedrigste Ausprägung, Merkmal nicht vorhanden) und 1 (Maximum, höchste Ausprägung, Merkmal vorhanden) mit Ausnahme von Alter (18 bis 102)

Classification of Occupations (ISCO), die aufgrund des Erhebungszeitraumes der Daten in den Varianten ISCO 68, ISCO 88 und ISCO 08 vorliegt. „Eigene militärische Erfahrung“ fasst diejenigen zusammen, die angeben, als Soldat, Unteroffizier oder Offizier bei den Streitkräften aktuell oder in der Vergangenheit beschäftigt (gewesen) zu sein. Trotz der Kumulation über 34 Jahre enthält der Datensatz lediglich 262 aktuelle und ehemalige Soldaten. Als Konsequenz für die Analyse ergibt sich daraus, dass die Ergebnisse auf kleinen Befragtenzahlen basieren, die aufgrund der nicht durchgehenden Abfrage der interessierenden politischen Einstellungen und politischen Verhaltensformen für einzelne Analysen noch einmal reduziert sein können. Dies führt einerseits dazu, dass die Ergebnisse möglicherweise verzerrt sind, wenn beispielsweise in Jahren, in denen das politische Interesse abgefragt wurde, keine (ehemaligen) Soldaten in die Stichprobe gelangt sind. Andererseits ergeben sich Konsequenzen im Hinblick auf die Überschreitung kritischer Werte bei statistischen Analyseverfahren: Selbst bei substantiellen Unterschieden zwischen Personen mit und ohne militärische Erfahrung sollten aufgrund der kleinen Fallzahl herkömmliche Grenzwerte für Signifikanztests nicht überschritten werden.

„Eigene Erfahrung im öffentlichen Dienst“ basiert auf den Angaben zu der Frage nach der jetzigen bzw. der letzten beruflichen Stellung. Hier wurden alle Befragten berücksichtigt, die angaben, Beamter, Richter oder Soldat zu sein bzw. gewesen zu sein. Diese Operationalisierung berücksichtigt dementsprechend die Angestellten und Arbeiter im öffentlichen Dienst nicht. Für die Vergleiche zwischen Soldaten und übrigen Personen mit Erfahrungen im öffentlichen Dienst werden die Soldaten aus dieser Gruppe herausgerechnet. Somit ergeben sich 3441 Befragte mit eigener Erfahrung im öffentlichen Dienst.

Hinsichtlich der relevanten politischen Einstellungen bzw. staatsbürgerlichen Orientierungen bestehen Probleme, weil nur Wahlbeteiligung und politisches Interesse in den meisten Erhebungswellen erhoben worden sind. Interne Efficacy sowie nicht-elektorale politische Partizipationsformen stehen nur in einer kleinen Zahl von Jahren zur Verfügung, was die analytischen Möglichkeiten deutlich limitiert (zu den Implikationen siehe oben). Für die Wahlbeteiligung wird aus Konsistenzgründen mit der anderen Datenbasis die Wahlabsicht für die nächste Bundestagswahl verwendet. Das politische Interesse ist in der Regel mit einer 5er-Skala abgefragt worden, in den Jahren 1982 und 1988 mit einer 11er-Skala. Für die interne Efficacy werden die beiden Standardindikatoren verwendet (vgl. den Anhang zum Fragewortlaut). Politisches Interesse und interne Efficacy wurden beide auf einen Wertebereich zwischen 0 und 1 rekodiert. Für nicht-elektorale Partizipationsformen werden die dichotomen Verhaltensmanifestationen verwendet, die für einige wenige Jahre vorliegen.

Für die multivariaten Analysen werden – so weit möglich – dieselben Kontrollvariablen genutzt wie in den Analysen mit den Bevölkerungsbefragungen des ZMSBw. Einzig Migrationshintergrund fehlt, weil dieser erst in den letzten Allbus-Erhebungen enthalten ist. Einen Überblick der deskriptiven Statistiken aller relevanten Variablen aus der Allbus-Kumulation bietet Tab. 2.

4

Der Einfluss eigener militärischer Erfahrung auf staatsbürgerliche Orientierungen und politische Partizipation

Dieser Abschnitt betrachtet den Einfluss eigener militärischer Erfahrung auf zwei staatsbürgerliche Orientierungen, die Wahlbeteiligungs(absicht) und die Nutzung ausgewählter politischer Partizipationsformen. Dabei werden sowohl bivariate als auch multivariate Methoden verwendet. Tab. 3 zeigt Mittelwert- wie Anteilswertunterschiede zwischen Befragten mit und ohne eigene militärische Erfahrung in der Bevölkerungsbefragung 2016 des ZMSBw. Die Ergebnisse ergeben deutliche Unterschiede zwischen beiden Gruppen. Personen mit militärischer Erfahrung weisen sowohl ein höheres politisches Interesse auf (0,60 im Vergleich zu 0,46) als auch eine höhere interne Efficacy (0,54 im Vergleich zu 0,36). Hinzu kommt bei den Befragten, die angeben, über eigene militärische Erfahrungen zu verfügen, eine um mehr als 12 Prozentpunkte höhere Bereitschaft, an der kommenden Bundestagswahl teilzunehmen. Die bivariaten Analysen bieten somit einen deutlichen Beleg für stärkere staatsbürgerliche Orientierungen und höhere politische Partizipationsbereitschaft bei Menschen mit militärischer Erfahrung. Diese Befunde bestätigen sich auch für die Bevölkerungsbefragung des ZMSBw im

Tab. 3 Bivariate Zusammenhänge zwischen eigener militärischer Erfahrung, staatsbürgerlichen Orientierungen und der Wahlbeteiligungsabsicht 2016

| | Eigene militärische Erfahrung | Keine eigene militärische Erfahrung |
|----------------------------|-------------------------------|-------------------------------------|
| Politisches Interesse*** | 0,60 | 0,46 |
| Interne Efficacy*** | 0,54 | 0,36 |
| Wahlbeteiligungsabsicht*** | 91,8 % | 79,7 % |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2016)
Anmerkungen: n = 2295; T-Test (Politisches Interesse, interne Efficacy), Chi²-Unabhängigkeits-Test (Wahlbeteiligung), Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Jahr 2014 (vgl. Tab. 11 im Anhang) und bei getrennter Betrachtung von Männern und Frauen.¹¹

Tab. 4 zeigt, dass auch im Hinblick auf andere Formen politischer Beteiligung Personen mit eigener militärischer Erfahrung aktiver sind: Sie kontaktieren eher Politiker (+9,2 Prozentpunkte Differenz) und arbeiten in stärkerem Maße in einer Partei (+6,7 Prozentpunkte) oder einer Bürgerinitiative mit (+4,5 Prozentpunkte). Keine statistisch signifikanten Unterschiede gibt es im Hinblick auf die Teilnahme an Demonstrationen. Die Ergebnisse der bivariaten Analysen zeigen somit, dass Bürger mit militärischer Erfahrung auch jenseits des Wählens politisch aktiver sind als Bürger ohne militärische Erfahrung und sich gemäß der Vorgaben der ZDv A-2600/1 und den Erwartungen der Bundeswehr an den „Staatsbürger in Uniform“ stärker für das Gemeinwesen engagieren.

Die Analysen in Tab. 5 gehen einen Schritt weiter und präsentieren die Ergebnisse multivariater Verfahren. Im Falle des politischen Interesses und der internen Efficacy werden wegen des quasi-metrischen Skalenniveaus lineare Regressionen berechnet, während die Ergebnisse zur Erklärung der Wahlbeteiligungsabsicht auf logistischen Regressionsanalysen basieren. Als Kontrollvariablen werden in den Modellen für die beiden politischen Einstellungen soziodemografische Merkmale berücksichtigt.¹² Für die Wahlbeteiligung werden zwei getrennte Modelle berechnet. In Modell I werden ebenso nur soziodemografische Merkmale einbezogen, in Modell II werden zusätzlich das politische Interesse und die interne Efficacy eingeschlossen, die traditionell bedeutsame Erklärungsfaktoren der Wahlbeteiligung sind (z. B. Steinbrecher 2009; Steinbrecher et al. 2007).

¹¹Da die Wehrpflicht nicht für Frauen galt, erscheint es sinnvoll, die genannten Analysen getrennt für Männer und Frauen zu rechnen. Es ergeben sich folgende Werte: Männer: Politisches Interesse: keine eigene militärische Erfahrung: 0,51, eigene militärische Erfahrung: 0,60 (Differenz: 0,09, Signifikanz: $p < 0,001$). Interne Efficacy: keine eigene militärische Erfahrung: 0,44, eigene militärische Erfahrung: 0,55 (Differenz: 0,11, Signifikanz: $p < 0,001$). Wahlbeteiligungsabsicht: keine eigene militärische Erfahrung: 82,9, eigene militärische Erfahrung: 91,5 (Differenz: 8,6, Signifikanz: $p < 0,001$). Frauen: Politisches Interesse: keine eigene militärische Erfahrung: 0,43, eigene militärische Erfahrung: 0,54 (Differenz: 0,11, Signifikanz: $p < 0,05$). Interne Efficacy: keine eigene militärische Erfahrung: 0,32, eigene militärische Erfahrung: 0,45 (Differenz: 0,13, Signifikanz: $p < 0,05$). Wahlbeteiligungsabsicht: keine eigene militärische Erfahrung: 78,0, eigene militärische Erfahrung: 100,0 (Differenz: 22,0, Signifikanz: $p < 0,05$). Insofern gibt es bei beiden Geschlechtern für alle drei Variablen einen signifikanten Unterschied zwischen Personen mit und ohne militärische Sozialisation.

¹²Andere Erklärungsfaktoren aus den Bereichen Sozialkapital, Werteorientierungen oder Motivationsfaktoren (Vetter und Maier 2005) sind in den Daten leider nicht verfügbar.

Tab. 4 Bivariate Zusammenhänge zwischen eigener militärischer Erfahrung und politischer Partizipation 2014

| | Eigene militärische Erfahrung | Keine eigene militärische Erfahrung |
|--------------------------------------|-------------------------------|-------------------------------------|
| Politiker kontaktiert*** | 15,1 % | 5,9 % |
| In Partei mitgearbeitet*** | 12,1 % | 5,4 % |
| In Bürgerinitiative mitgearbeitet*** | 11,3 % | 6,8 % |
| An Demonstration teilgenommen | 16,2 % | 13,5 % |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2014)

Anmerkungen: n = 2457; Chi²-Unabhängigkeits-Test, Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Damit stellen die Analysen insbesondere für die Wahlbeteiligungsabsicht einen relativ harten empirischen Test für die Relevanz militärischer Erfahrung als Erklärungsfaktor politischen Verhaltens dar.

Die Ergebnisse zeigen, dass eigene militärische Erfahrung auch in multi-variablen Analysen ein relevanter Prädiktor staatsbürgerlicher Orientierungen und der Wahlbeteiligung ist. Den theoretischen Erwartungen und den Hypothesen entsprechend ist der Einfluss in allen Modellen positiv, d. h. Personen, die bei der Bundeswehr gewesen sind oder dort gerade ihren Dienst leisten, sind unter Kontrolle der in den Modellen berücksichtigten Merkmale und Einstellungen stärker an Politik interessiert, vertrauen stärker ihren eigenen politischen Fähigkeiten und zeigen eine größere Bereitschaft, an Bundestagswahlen teilzunehmen. Im Vergleich zu den Effekten anderer Variablen in den Modellen ergibt sich, dass eigene militärische Erfahrung durchaus einen relevanten Einfluss auf die abhängigen Variablen hat. So erhöht sich das politische Interesse bei Vorliegen militärischer Erfahrung um 0,06 Punkte – ein ähnlich starker Effekt wie für Bildung. Und die interne Efficacy vergrößert sich um 0,1 Punkte – nach Geschlecht der stärkste Effekt im Modell. Im Hinblick auf die Modelle zur Erklärung der Wahlbeteiligungsabsicht ist interessant, dass militärische Sozialisation auch unter Einbeziehung des politischen Interesses und der internen Efficacy einen statistisch signifikanten Effekt auf die Wahlbeteiligungsabsicht hat. Im Basismodell erhöht sich bei Vorliegen militärischer Erfahrung die Wahrscheinlichkeit, an der nächsten Bundestagswahl teilzunehmen, um 9,4 Prozentpunkte. Bei zusätzlicher

Tab. 5 Multivariate Modelle für die Erklärung staatsbürgerlicher Orientierungen und der Wahlbeteiligungsabsicht 2016

| | Politisches Interesse | Interne Efficacy | Wahlbeteiligungsabsicht | | | |
|---|-----------------------|--------------------|-------------------------|---------|-------------------|---------|
| | | | Modell I | | Modell II | |
| | | | b | ME | b | ME |
| Frauen | −0,08*** (0,01) | −0,12*** (0,01) | −0,35* (0,15) | −5,4 % | −0,10 (0,16) | −1,5 % |
| Alter | 0,004*** (0,00) | 0,001*** (0,00) | 0,02*** (0,00) | +27,5 % | 0,02*** (0,00) | +16,1 % |
| Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss | −0,07*** (0,01) | −0,06*** (0,01) | −0,26 (0,15) | −4,9 % | −0,06 (0,16) | −0,8 % |
| Hochschul- bzw. Fachhochschulreife | 0,09*** (0,01) | 0,05*** (0,01) | 0,76*** (0,17) | +10,3 % | 0,53** (0,18) | +6,9 % |
| HH-Einkommen bis 2000 EUR | −0,01 (0,01) | 0,00 (0,01) | −0,07 (0,14) | −1,4 % | −0,04 (0,14) | −0,7 % |
| HH-Einkommen 4001 EUR und mehr | 0,00 (0,02) | 0,02 (0,02) | 0,47 (0,29) | +7,0 % | 0,53 (0,30) | +6,9 % |
| Ostdeutschland | −0,01 (0,01) | −0,03** (0,01) | −0,24 (0,16) | −4,3 % | −0,15 (0,16) | −2,4 % |
| Migrationshintergrund | 0,00 (0,02) | −0,01 (0,01) | 0,38 (0,26) | +5,9 % | 0,38 (0,26) | +5,2 % |
| Eigene militärische Erfahrung | 0,06*** (0,01) | 0,10*** (0,01) | 0,67** (0,21) | +9,4 % | 0,54* (0,22) | +7,0 % |
| Politisches Interesse | – | – | – | – | 2,04*** (0,37) | +30,5 % |
| Interne Efficacy | – | – | – | – | 0,49 (0,41) | +6,4 % |
| Konstante | 0,32*** (0,02) | 0,40*** (0,01) | 0,44* (0,21) | – | −0,44 (0,26) | – |

(Fortsetzung)

Tab. 5 (Fortsetzung)

| | Politisches Interesse | Interne Efficacy | Wahlbeteiligungsabsicht | | | |
|---|-----------------------|------------------|-------------------------|----|-----------|----|
| | | | Modell I | | Modell II | |
| | | | b | ME | b | ME |
| Korrigiertes R ² /Nagelkerkes R ² | 20,3 % | 22,5 % | 9,3 % | | 13,6 % | |
| n | 2287 | 2284 | 1922 | | 1919 | |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2016)

Anmerkungen: lineare Regression (Politisches Interesse, interne Efficacy), logistische Regression (Wahlbeteiligung), nicht-standardisierte Koeffizienten (b), Standardfehler in Klammern, ME: Marginale Effekte. Für die Berechnung wird die Variable in der Zeile zwischen Minimum und Maximum (dichotome Variablen) bzw. zwischen Mittelwert –2 Standardabweichungen und Mittelwert +2 Standardabweichungen (quasi-metrische und metrische Variablen) variiert. Die anderen Variablen werden auf den Modus bzw. den Mittelwert gesetzt. Die Wahrscheinlichkeitsveränderungen gelten für Frauen, Personen mit mittlerer Bildung, mittlerem Einkommen, aus Westdeutschland, ohne Migrationshintergrund und ohne militärische Erfahrung. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Kontrolle mit politischem Interesse und interner Efficacy beträgt die Wahrscheinlichkeitsänderung immer noch +7,0 Prozentpunkte. Dieser statistisch signifikante Einfluss zeigt sich allerdings nicht in den Analysen für Modell II mit den Daten aus dem Jahr 2014 (vgl. Tab. 12 im Anhang). Die Ergebnisse für diesen Datensatz legen allerdings wenigstens einen indirekten Einfluss der militärischen Erfahrung über politisches Interesse und interne Efficacy auf die Wahlbeteiligungsabsicht nahe, wenn man den direkten Einfluss der militärischen Erfahrung auf diese beiden Einstellungen in den in Tab. 12 berechneten linearen Regressionen berücksichtigt: Somit führt militärische Erfahrung zu höherem Interesse und stärker ausgeprägter interner Efficacy. Diese beiden Einstellungen wirken sich wiederum positiv auf die Wahlbeteiligung aus.

Die Tab. 6 und 7 zeigen die Ergebnisse multivariater logistischer Regressionen für die Erklärung der Nutzung ausgewählter nicht-elektoraler politischer Partizipationsformen. Wie bei der Wahlbeteiligungsabsicht werden jeweils zwei separate Modelle berechnet, einmal nur mit soziodemografischen Merkmalen (Modell I), einmal inklusive des politischen Interesses und der internen Efficacy (Modell II). Die Ergebnisse machen deutlich, dass militärische Sozialisation lediglich in den Basismodellen zur Erklärung der Kontaktierung von Politikern

Tab. 6 Multivariate Modelle für die Erklärung politischer Partizipation 2014, Teil 1

| | Politiker kontaktiert | | | | In Partei mitgearbeitet | | | |
|--|-----------------------|--------|--------------------|---------|-------------------------|--------|-------------------|--------|
| | Modell I | | Modell II | | Modell I | | Modell II | |
| | b | ME | b | ME | b | ME | b | ME |
| Frauen | −0,22 (0,18) | −0,8 % | 0,35 (0,20) | +1,4 % | −0,81*** (0,20) | −1,4 % | −0,43* (0,21) | −0,7 % |
| Alter | 0,02*** (0,01) | +6,3 % | 0,02*** (0,01) | +7,3 % | 0,03*** (0,01) | +3,3 % | 0,03*** (0,01) | +3,7 % |
| Kein Abschluss oder Hauptschul- abschluss | −0,23 (0,24) | −0,9 % | −0,03 (0,25) | −0,2 % | −0,54* (0,27) | −0,8 % | −0,40 (0,28) | −0,7 % |
| Hoch- schul- bzw. Fachhoch- schulreife | 1,04*** (0,21) | +8,2 % | 0,82*** (0,21) | +5,8 % | 1,15*** (0,22) | +4,8 % | 0,95** (0,22) | +3,8 % |
| HH-Ein- kommen bis 2000 EUR | −0,36* (0,18) | −1,1 % | −0,36 (0,19) | −1,4 % | 0,06 (0,20) | 0,0 % | 0,12 (0,20) | +0,2 % |
| HH-Ein- kommen 4001 EUR und mehr | 0,23 (0,25) | +0,8 % | 0,08 (0,26) | +0,4 % | 0,51 (0,27) | +0,7 % | 0,39 (0,28) | +0,7 % |
| Ostdeutsch- land | −0,15 (0,21) | −0,5 % | −0,16 (0,22) | −0,6 % | 0,59** (0,19) | +1,0 % | 0,67** (0,20) | +1,3 % |
| Eigene militärische Erfahrung | 0,74*** (0,18) | +3,6 % | 0,28 (0,20) | +1,5 % | 0,46* (0,19) | +0,6 % | 0,05 (0,21) | +0,1 % |
| Politisches Interesse | – | – | 1,69*** (0,45) | +7,6 % | – | – | 1,39** (0,47) | +1,9 % |
| Interne Efficacy | – | – | 2,92*** (0,51) | +14,1 % | – | – | 2,24*** (0,54) | +3,1 % |
| Konstante | −3,98*** (0,33) | – | −6,18*** (0,42) | – | −4,69** (0,36) | – | −6,37** (0,45) | – |

(Fortsetzung)

Tab. 6 (Fortsetzung)

| | Politiker kontaktiert | | | | In Partei mitgearbeitet | | | |
|----------------------------|-----------------------|----|-----------|----|-------------------------|----|-----------|----|
| | Modell I | | Modell II | | Modell I | | Modell II | |
| | b | ME | b | ME | b | ME | b | ME |
| Nagelkerkes R ² | 12,0 % | | 21,7 % | | 17,3 % | | 23,1 % | |
| n | 2456 | | 2434 | | 2456 | | 2434 | |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2014)

Anmerkungen: logistische Regression, nicht-standardisierte Koeffizienten (b), Standardfehler in Klammern, ME: Marginale Effekte. Für die Berechnung wird die Variable in der Zeile zwischen Minimum und Maximum (dichotome Variablen) bzw. zwischen Mittelwert –2 Standardabweichungen und Mittelwert +2 Standardabweichungen (quasi-metrische und metrische Variablen) variiert. Die anderen Variablen werden auf den Modus bzw. den Mittelwert gesetzt. Die Wahrscheinlichkeitsveränderungen gelten für Frauen, Personen mit niedriger Bildung, mittlerem Einkommen, aus Westdeutschland und ohne militärische Erfahrung. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

(Wahrscheinlichkeitsänderung +3,6 Prozentpunkte) und der Mitarbeit in Parteien (+0,6 Prozentpunkte) einen statistisch signifikanten Effekt hat. Personen mit militärischer Erfahrung nutzen die beiden Partizipationsformen unter Kontrolle anderer soziodemografischer Merkmale in stärkerem Maße als Personen ohne militärische Erfahrung. Für die Erklärung der Mitarbeit in Bürgerinitiativen und der Teilnahme an Demonstrationen zeigen sich auch in den Basismodellen keine statistisch signifikanten Einflüsse, d. h. es gibt keine direkten Effekte der militärischen Sozialisation auf die Nutzung der beiden Partizipationsformen. Vielmehr gilt für alle vier nicht-elektoralen Beteiligungsmöglichkeiten, dass militärische Sozialisation einen indirekten Effekt (über das politische Interesse bzw. die interne politische Efficacy) hat (vgl. die positiven statistisch signifikanten Effekte in den Tab. 5 und 12).

Wie in Kap. 2. angemerkt, ist es durchaus plausibel, dass es nicht die politische Bildung in der Bundeswehr ist, die für stärker ausgeprägte staatsbürgerliche Orientierungen und für eine größere politische Aktivität bei Personen mit militärischer Erfahrung sorgt, sondern schlicht und einfach die Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst. Dementsprechend soll mithilfe der Allbus-Daten untersucht werden, ob sich im Hinblick auf politische Einstellungen und politisches Verhalten einerseits Soldaten von anderen Angehörigen des öffentlichen Dienstes unterscheiden und andererseits Differenzen zwischen Nicht-Angehörigen des öffentlichen Dienstes und beiden Gruppen bestehen. Tab. 8 präsentiert

Tab. 7 Multivariate Modelle für die Erklärung politischer Partizipation 2014, Teil 2

| | In Bürgerinitiative mitgearbeitet | | | | An Demonstration teilgenommen | | | |
|--|-----------------------------------|--------|--------------------|--------|-------------------------------|---------|--------------------|---------|
| | Modell I | | Modell II | | Modell I | | Modell II | |
| | b | ME | b | ME | b | ME | b | ME |
| Frauen | −0,40* (0,18) | −1,4 % | −0,04 (0,19) | −0,2 % | −0,41** (0,13) | −2,8 % | −0,14 (0,14) | −1,0 % |
| Alter | 0,02*** (0,01) | +5,4 % | 0,02*** (0,01) | +6,3 % | 0,00 (0,00) | +0,6 % | 0,00 (0,00) | −0,3 % |
| Kein Abschluss oder Hauptschul- abschluss | −0,11 (0,24) | −0,3 % | 0,02 (0,25) | +0,1 % | −0,28 (0,17) | −1,8 % | −0,17 (0,18) | −1,1 % |
| Hoch- schul- bzw. Fachhoch- schulreife | 1,11*** (0,21) | +6,3 % | 0,91*** (0,21) | +4,9 % | 0,82*** (0,15) | +10,2 % | 0,67*** (0,15) | +8,4 % |
| HH-Ein- kommen bis 2000 EUR | −0,13 (0,18) | −0,4 % | −0,07 (0,18) | −0,2 % | 0,02 (0,13) | +0,1 % | 0,07 (0,14) | +0,4 % |
| HH-Ein- kommen 4001 EUR und mehr | 0,29 (0,26) | +0,9 % | 0,18 (0,27) | +0,7 % | 0,20 (0,22) | +1,3 % | 0,15 (0,22) | +1,1 % |
| Ostdeutsch- land | 0,61** (0,18) | +2,3 % | 0,66*** (0,18) | +3,2 % | 0,57*** (0,14) | +4,3 % | 0,64*** (0,14) | +5,8 % |
| Eigene militärische Erfahrung | 0,30 (0,19) | +1,0 % | −0,06 (0,20) | −0,2 % | 0,04 (0,15) | +0,2 % | −0,21 (0,16) | −1,4 % |
| Politisches Interesse | – | – | 0,58 (0,43) | +1,9 % | – | – | 0,49 (0,33) | +3,0 % |
| Interne Efficacy | – | – | 2,53*** (0,49) | +9,3 % | – | – | 1,73*** (0,38) | +11,2 % |
| Konstante | −4,15* (0,32) | – | −5,62*** (0,40) | – | −2,10*** (0,22) | – | −3,07*** (0,27) | – |

(Fortsetzung)

Tab. 7 (Fortsetzung)

| | In Bürgerinitiative mitgearbeitet | | | | An Demonstration teilgenommen | | | |
|----------------------------|-----------------------------------|----|-----------|----|-------------------------------|----|-----------|----|
| | Modell I | | Modell II | | Modell I | | Modell II | |
| | b | ME | b | ME | b | ME | b | ME |
| Nagelkerkes R ² | 10,8 % | | 15,7 % | | 8,1 % | | 11,3 % | |
| n | 2456 | | 2434 | | 2456 | | 2434 | |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2014)

Anmerkungen: logistische Regression, nicht-standardisierte Koeffizienten (b), Standardfehler in Klammern, ME: Marginale Effekte. Für die Berechnung wird die Variable in der Zeile zwischen Minimum und Maximum (dichotome Variablen) bzw. zwischen Mittelwert –2 Standardabweichungen und Mittelwert +2 Standardabweichungen (quasi-metrische und metrische Variablen) variiert. Die anderen Variablen werden auf den Modus bzw. den Mittelwert gesetzt. Die Wahrscheinlichkeitsveränderungen gelten für Frauen, Personen mit niedriger Bildung, mittlerem Einkommen, aus Westdeutschland und ohne militärische Erfahrung. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Tab. 8 Bivariate Zusammenhänge zwischen eigener militärischer Erfahrung, eigenen Erfahrungen im öffentlichen Dienst, staatsbürgerlichen Orientierungen und politischer Partizipation

| | 1: Eigene militärische Erfahrung | 2: Eigene Erfahrung im öffentlichen Dienst | 3: Keine eigene militärische Erfahrung und im öffentlichen Dienst |
|-----------------------------------|----------------------------------|--|---|
| Politisches Interesse | 0,68 ³ | 0,66 ³ | 0,50 |
| Interne Efficacy | 0,72 ³ | 0,65 ³ | 0,50 |
| Wahlbeteiligung | 83,0 % | 85,1 % ³ | 76,8 % |
| In Partei mitgearbeitet | 14,0 % ³ | 15,0 % ³ | 5,0 % |
| In Bürgerinitiative mitgearbeitet | 27,0 % ³ | 21,0 % ³ | 12,0 % |
| An Demonstration teilgenommen | 20,0 % | 38,0 % ³ | 23,0 % |

Quelle: Allbus-Kumulation 1980–2014 (ZA 4582)

Anmerkungen: Varianzanalyse, Scheffétest. 1, 2, 3: Mittelwertdifferenz im Vergleich mit der angeführten Gruppe statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau (p < 0,05)

die Ergebnisse bivariater Varianzanalysen. Mit Hilfe von Scheffétests wird geprüft, ob die Mittelwerte in den drei Gruppen statistisch signifikant voneinander abweichen. Die Resultate machen deutlich, dass es im Hinblick auf die betrachteten Variablen keine Differenzen zwischen aktiven und ehemaligen Soldaten einerseits sowie gegenwärtigen und ehemaligen Angehörigen des öffentlichen Dienstes andererseits gibt. Sehr wohl sind aber deutliche Unterschiede zu denjenigen Befragten ohne Erfahrung im Militär oder öffentlichen Dienst vorhanden. Ihr politisches Interesse und ihre interne Efficacy sind deutlich geringer als bei den beiden anderen Gruppen. Zudem geben Nicht-Angehörige des öffentlichen Dienstes in geringerem Maße eine Wahlabsicht an als Beamte und Richter. Bei der nicht-elektoralen Partizipation zeigt sich, dass Personen, die keine Verbindung zum öffentlichen Dienst haben, sich weniger in Parteien oder Bürgerinitiativen engagieren als die beiden anderen Gruppen. Bei Demonstrationen ergibt sich lediglich eine signifikante Differenz im Vergleich zu öffentlichen Bediensteten allgemein: Diese nehmen in deutlich stärkerem Maße an genehmigten Demonstrationen teil. Zusammengefasst sprechen die Befunde dafür, dass es bei staatsbürgerlichen Orientierungen und politischer Partizipation keine Unterschiede zwischen Soldaten auf der einen und Beamten und Richtern auf der anderen Seite gibt. Damit scheint es die Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst mit seinem besonderen Dienst- und Treueverhältnis zu sein, die für eine stärkere Ausprägung staatsbürgerlicher Orientierungen und größeres politisches Engagement sorgt.

Allerdings ist im Fall der Allbus-Daten auf die deutlich enger gefasste Definition militärischer Erfahrung hinzuweisen. Durch das Ausschließen von aktiven und ehemaligen Wehrdienstleistenden aus den Analysen wird die besondere Rolle politischer Bildung in den Streitkräften nicht ausreichend abgebildet – findet doch das Gros politischen Unterrichts in den ersten Monaten der Ausbildung statt. Zudem macht es möglicherweise einen Unterschied für die Effektivität politischer Bildungsmaßnahmen, ob man sich freiwillig für eine Karriere als Zeit- oder Berufssoldat entscheidet oder aber seine Wehrpflicht erfüllen muss. Hinzu kommt die weiter oben diskutierte Problematik der geringen Fallzahlen, die zu Verzerrungen führen kann. Die multivariaten Analysen für die Erklärung staatsbürgerlicher Orientierungen und politischen Verhaltens mit den Allbus-Daten (vgl. Tab. 13, 14 und 15) bestätigen im Hinblick auf Unterschiede zwischen Soldaten sowie Beamten und Richtern die Ergebnisse der bivariaten Analysen: Militärische Erfahrung hat keinen direkten Einfluss auf die Nutzung

politischer Partizipationsformen, selbst wenn nicht für Erfahrungen im öffentlichen Dienst, politisches Interesse und interne Efficacy kontrolliert wird. Allerdings hat militärische Sozialisation einen Effekt auf die beiden staatsbürgerlichen Orientierungen, selbst wenn Beamten- oder Richterstatus Teil des Modells ist. Soldaten haben also im Vergleich zu Zivilisten sowohl ein stärkeres Interesse an politischen Fragen als auch eine ausgeprägtere politische Kompetenzüberzeugung. Daher zeigen sich wie schon in den Analysen für die Daten der ZMSBw-Bevölkerungsbefragungen indirekte Effekte eigener militärischer Erfahrung auf politische Partizipation über die beiden staatsbürgerlichen Orientierungen.¹³

5 Schlussbetrachtung

Ziel dieses Beitrages war eine Analyse des Einflusses militärischer Sozialisation auf ausgewählte staatsbürgerliche Orientierungen und politische Verhaltensweisen in Deutschland. Insgesamt liefern die Analysen umfassende empirische Evidenz für die Relevanz militärischer Erfahrungen bei der Erklärung staatsbürgerlicher Orientierungen und politischer Partizipationsformen. Es zeigen sich auch unter Kontrolle soziodemografischer Eigenschaften und ausgewählter politischer Einstellungen sowohl direkte als auch indirekte Effekte (über das politische Interesse bzw. die interne Efficacy) auf die genannten abhängigen Variablen. Die verschiedenen Analysen liefern grundsätzlich positive Effekte. Das heißt, Erfahrungen in der Bundeswehr gehen mit einem höheren politischen Interesse, einer stärkeren internen Efficacy sowie einer größeren Bereitschaft, sich politisch zu engagieren, einher. Damit wird eine Vielzahl der im 2. Kapitel genannten Erwartungen und Hypothesen bestätigt.

Im Hinblick auf die Rolle der Bundeswehr als Sozialisationsagentur sind diese Ergebnisse ermutigend, können sie doch als Indiz für die positiven Wirkungen der politischen Bildung wie der Inneren Führung im Hinblick auf das Leitbild des Staatsbürgers in Uniform gewertet werden. Betrachtet man nur diese Befunde zu staatsbürgerlichen Orientierungen und politischer Partizipation, läge der Schluss nahe, dass es dem gesamtstaatlichen Interesse entspräche, möglichst

¹³Aufgrund der Parallelität der Ergebnisse wird zur Vermeidung analytischer Redundanz auf eine ausführliche Darstellung und Interpretation dieser Ergebnisse verzichtet (vgl. Tab. 13, 14 und 15 im Anhang).

viele Staatsbürgerinnen und -bürger dieser Sozialisationsagentur auszusetzen, sprich, die Wehrpflicht wieder einzuführen. Insofern kann die Bundeswehr für den „Staatsbürger in Uniform“ immer noch eine „Schule der Nation“ sein, von deren (politischen) Sozialisationswirkungen das Gemeinwesen profitieren kann. Dieses ist auch eines der zentralen Argumente in der von CDU-Generalsekretärin Annegret Kramp-Karrenbauer im August 2018 begonnenen Debatte um die mögliche Reaktivierung der Wehrpflicht oder die Einführung einer allgemeinen Dienstpflicht (z. B. Leithäuser et al. 2018). Da die politische Bildung allerdings nur ein Aspekt der Ausbildung in den Streitkräften ist und sicherheitspolitische wie ökonomische Erwägungen sicherlich von größerer Relevanz für eine Entscheidung über die Reaktivierung der Wehrpflicht sind, wäre eine Forderung nach der Wiedereinführung der Wehrpflicht aufgrund der im Beitrag angedeuteten positiven Wirkung politischer Bildung in der Bundeswehr sicher zu weitgehend.

Hinzu kommt, dass die Analysen mit den Allbus-Daten darauf hindeuten, dass für eine stärkere Ausprägung staatsbürgerlicher Orientierungen und größere politische Aktivität nicht die politische Bildung im Rahmen der Sozialisation in die Bundeswehr eine Ursache, sondern die Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst der generell stärker prägende Faktor ist. Soldaten unterscheiden sich im Hinblick auf politisches Interesse, interne Efficacy und politische Partizipation nicht von Richtern und Beamten. Insofern scheint das besondere Pflicht- und Treueverhältnis aller verbeamteten oder beamtengleichen Staatsdiener ein zentraler Faktor hinter den berichteten Ergebnissen zu sein.

Zudem unterliegen die vorgestellten Ergebnisse einer wichtigen Einschränkung: Mit den hier verwendeten Querschnittsdaten kann nichts darüber ausgesagt werden, ob es sich bei den ermittelten bivariaten und multivariaten Zusammenhängen wirklich um kausale Effekte der (politischen) Sozialisation in der Bundeswehr oder der Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst handelt. Dies gilt allein schon deswegen, weil das zentrale Kriterium der zeitlichen Antezedens der unabhängigen Variablen nicht erfüllt werden kann. Auch ist es nicht auszuschließen, dass sich Personen mit bestimmten Merkmalen, wie einem stärkeren politischen Interesse, eher für den Dienst in den Streitkräften (oder im öffentlichen Dienst) entscheiden oder aber sich ein höheres politisches Interesse oder eine größere Bereitschaft, an Wahlen teilzunehmen, erst nach der Dienstzeit im Militär herausbilden und die politische Bildung, die man in den Streitkräften erfahren hat, dafür überhaupt keine Rolle spielt. Dies sollte besonders für Bürgerinnen und Bürger gelten, bei denen die Militärzeit schon lange her ist oder die

wegen der Wehrpflicht keine wirkliche Entscheidungsfreiheit über die Zugehörigkeit zu den Streitkräften hatten. Etwaige Effekte der militärischen Sozialisation können also durch andere Einflüsse überlagert werden. Im nächsten Schritt dieses Forschungsvorhabens sollen daher mit den Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) genau diese Aspekte ausführlich untersucht werden: Mit Paneldaten ist es möglich, die kausale Wirkung der Sozialisation im Militär für politische Einstellungen und politische Partizipation wesentlich adäquater zu untersuchen (wie bei Lippert et al. 1976 sowie Roghmann und Sodeur 1972).

Weiterhin ist es möglich, dass die Wirkung der Sozialisation in der Bundeswehr durch die in den verwendeten Daten beschränkte Zahl zur Verfügung stehender potenzieller Kontrollvariablen überschätzt wird und bei Verwendung aller klassischen Prädiktoren der betrachteten staatsbürgerlichen Orientierungen und politischen Partizipationsformen verschwinden würde (z. B. Vetter und Maier 2005). Zudem werden andere Sozialisationsagenturen in den vorliegenden Analysen ignoriert. Allerdings sprechen die hier vorgestellten Ergebnisse dafür, dass selbst dann noch indirekte Effekte der militärischen Sozialisation auftreten sollten, die über politische Einstellungen vermittelt werden. Dementsprechend sollte das Militär in der (politischen) Sozialisationsforschung stärker berücksichtigt werden. Gerade in demokratischen Staaten mit Wehrpflicht sind positive Wirkungen für das Gemeinwesen zu erwarten. Des Weiteren erscheint es sinnvoll, die Analysen zu erweitern und noch weitere politische Verhaltensformen in den Blick zu nehmen, etwa die Wahl populistischer oder radikaler Parteien. Zudem sollte man sich nicht nur auf politische Einstellungen und Verhalten konzentrieren. Auch andere Einstellungen und Verhaltensweisen können einen guten Staatsbürger ausmachen, etwa Gesetze und Regeln einzuhalten, keine Verbrechen zu begehen oder andere Menschen zu unterstützen (van Deth 2007). Insofern besteht noch umfangreicher Spielraum für Forschung zum Einfluss militärischer Sozialisation und militärischer Erfahrungen auf Einstellungen, Normen und Verhaltensweisen.

Anhang

Siehe Tab. 9, 10, 11, 12, 13, 14 und 15.

Tab. 9 Eigene militärische Erfahrung in soziodemografischen Gruppen 2016

„Welche der folgenden Aussagen treffen auf Sie zu?

A: Ich selbst bin gerade bei der Bundeswehr.

B: Ich selbst war bei der Bundeswehr.“

(zusammengefasste Angaben in Prozent)

| | Eigene militärische Erfahrung | Keine eigene militärische Erfahrung |
|---|-------------------------------|-------------------------------------|
| Insgesamt | 22,9 | 77,1 |
| Geschlecht*** | | |
| Männer | 45,3 | 54,7 |
| Frauen | (1,5) | 98,5 |
| Alter*** | | |
| 16 bis 29 Jahre | (6,6) | 93,4 |
| 30 bis 49 Jahre | 25,0 | 75,0 |
| 50 bis 69 Jahre | 29,9 | 70,1 |
| 70 Jahre und älter | 24,5 | 75,5 |
| Bildungsniveau | | |
| Hochschul- bzw. Fachhochschulreife | 24,5 | 75,5 |
| Realschulabschluss | 22,7 | 77,3 |
| Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss | 23,8 | 76,2 |
| Haushaltsnettoeinkommen pro Monat*** | | |
| 4001 EUR und mehr | 30,5 | 69,5 |
| 2001 bis 4000 EUR | 25,6 | 74,4 |
| Bis 2000 EUR | 18,4 | 81,6 |
| Region*** | | |
| Norddeutschland (SH, HH, HB, NI) | 24,1 | 75,9 |
| Ostdeutschland (MV, BB, BE, ST, SN, TH) | 14,3 | 85,7 |
| Süddeutschland (BW, BY) | 27,8 | 72,2 |
| Westdeutschland (NW, RP, HE, SL) | 23,4 | 76,6 |

(Fortsetzung)

Tab. 9 (Fortsetzung)

„Welche der folgenden Aussagen treffen auf Sie zu?

A: Ich selbst bin gerade bei der Bundeswehr.

B: Ich selbst war bei der Bundeswehr.“

(zusammengefasste Angaben in Prozent)

| | Eigene militärische Erfahrung | Keine eigene militärische Erfahrung |
|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------------|
| Migrationshintergrund** | | |
| Ja | (14,2) | 85,8 |
| Nein | 23,8 | 76,2 |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2016)

Anmerkungen: Chi²-Unabhängigkeits-Test, n = 2295. Einzelne Prozentangaben ergeben mitunter in der Summe nicht 100 %, da sie gerundet wurden. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001. Werte in Klammern: n ≤ 50

Tab. 10 Eigene militärische Erfahrung in soziodemografischen Gruppen 2014

„Welche der folgenden Aussagen treffen auf Sie zu?

A: Ich selbst bin gerade bei der Bundeswehr.

B: Ich selbst war bei der Bundeswehr.“

(zusammengefasste Angaben in Prozent)

| | Eigene militärische Erfahrung | Keine eigene militärische Erfahrung |
|------------------------------------|-------------------------------|-------------------------------------|
| Insgesamt | 21,9 | 78,1 |
| Geschlecht*** | | |
| Männer | 40,5 | 59,5 |
| Frauen | 4,1 | 95,9 |
| Alter*** | | |
| 16 bis 29 Jahre | (7,2) | 92,8 |
| 30 bis 49 Jahre | 24,8 | 75,2 |
| 50 bis 69 Jahre | 31,1 | 68,9 |
| 70 Jahre und älter | 16,7 | 83,3 |
| Bildungsniveau | | |
| Hochschul- bzw. Fachhochschulreife | 24,0 | 76,0 |
| Realschulabschluss | 23,0 | 77,0 |

(Fortsetzung)

Tab. 10 (Fortsetzung)

„Welche der folgenden Aussagen treffen auf Sie zu?

A: Ich selbst bin gerade bei der Bundeswehr.

B: Ich selbst war bei der Bundeswehr.“

(zusammengefasste Angaben in Prozent)

| | Eigene militärische Erfahrung | Keine eigene militärische Erfahrung |
|---|-------------------------------|-------------------------------------|
| Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss | 19,5 | 80,5 |
| Haushaltsnettoeinkommen pro Monat*** | | |
| 4001 EUR und mehr | 31,4 | 68,6 |
| 2001 bis 4000 EUR | 27,5 | 72,5 |
| Bis 2000 EUR | 16,6 | 83,4 |
| Region*** | | |
| Norddeutschland (SH, HH, HB, NI) | 23,5 | 76,5 |
| Ostdeutschland (MV, BB, BE, ST, SN, TH) | 14,4 | 85,6 |
| Süddeutschland (BW, BY) | 24,2 | 75,8 |
| Westdeutschland (NW, RP, HE, SL) | 23,8 | 76,2 |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2014)

Anmerkungen: Chi²-Unabhängigkeits-Test, n = 2457. Einzelne Prozentangaben ergeben mitunter in der Summe nicht 100 %, da sie gerundet wurden. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001. Werte in Klammern: n ≤ 50

Tab. 11 Bivariate Zusammenhänge zwischen eigener militärischer Erfahrung, staatsbürgerlichen Orientierungen und der Wahlbeteiligung 2014

| | Eigene militärische Erfahrung | Keine eigene militärische Erfahrung |
|--------------------------|-------------------------------|-------------------------------------|
| Politisches Interesse*** | 0,49 | 0,34 |
| Interne Efficacy*** | 0,56 | 0,38 |
| Wahlbeteiligung*** | 90,2 % | 79,1 % |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2014)

Anmerkungen: T-Test (Politisches Interesse, interne Efficacy), Chi²-Unabhängigkeits-Test (Wahlbeteiligung), n = 2457. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Tab. 12 Multivariate Modelle für die Erklärung staatsbürgerlicher Orientierungen und der Wahlbeteiligungsabsicht 2014

| | Politisches Interesse | Interne Efficacy | Wahlbeteiligungsabsicht | | | |
|--|-----------------------|--------------------|-------------------------|---------|-------------------|---------|
| | | | Modell I | | Modell II | |
| | | | b | ME | b | ME |
| Frauen | −0,12*** (0,01) | −0,14*** (0,01) | −0,32* (0,13) | −5,4 % | 0,00 (0,14) | 0,0 % |
| Alter | 0,001*** (0,00) | 0,001* (0,00) | 0,03*** (0,00) | +32,6 % | 0,02*** (0,00) | +23,2 % |
| Kein Abschluss oder Haupt-schulabschluss | −0,05*** (0,01) | −0,04*** (0,01) | −0,34* (0,14) | −5,7 % | −0,20 (0,15) | −4,6 % |
| Hochschul- bzw. Fach- hochschulreife | 0,06*** (0,01) | 0,08*** (0,01) | 0,39* (0,15) | +11,2 % | 0,23 (0,16) | +5,5 % |
| HH-Ein- kommen bis 2000 EUR | 0,00 (0,01) | −0,02* (0,01) | −0,07 (0,12) | −1,3 % | −0,05 (0,13) | −0,7 % |
| HH-Ein- kommen 4001 EUR und mehr | 0,04* (0,02) | 0,02 (0,02) | 0,46 (0,29) | +7,6 % | 0,39 (0,30) | +5,0 % |
| Ostdeutsch- land | −0,02 (0,01) | −0,02 (0,01) | −0,46** (0,14) | −9,4 % | −0,37* (0,14) | −6,1 % |
| Eigene militärische Erfahrung | 0,07*** (0,01) | 0,10*** (0,01) | 0,55*** (0,19) | +8,8 % | 0,36 (0,19) | +4,7 % |
| Politisches Interesse | – | – | – | – | 1,85*** (0,34) | +21,1 % |
| Interne Efficacy | – | – | – | – | 0,93* (0,38) | +11,7 % |
| Konstante | 0,35*** (0,02) | 0,44*** (0,01) | 0,47* (0,19) | – | −0,50* (0,24) | – |

(Fortsetzung)

Tab. 12 (Fortsetzung)

| | Politisches Interesse | Interne Efficacy | Wahlbeteiligungsabsicht | | | |
|---|-----------------------|------------------|-------------------------|----|-----------|----|
| | | | Modell I | | Modell II | |
| | | | b | ME | b | ME |
| Korrigiertes R ² /Nagelkerkes R ² | 16,0 % | 26,8 % | 8,8 % | | 13,5 % | |
| n | 2439 | 2450 | 2159 | | 2148 | |

Quelle: Bevölkerungsbefragung des Zentrums für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr (2014)

Anmerkungen: lineare Regression (Politisches Interesse, interne Efficacy), logistische Regression (Wahlbeteiligung), nicht-standardisierte Koeffizienten (b), Standardfehler in Klammern, ME: Marginale Effekte. Für die Berechnung wird die Variable in der Zeile zwischen Minimum und Maximum (dichotome Variablen) bzw. zwischen Mittelwert –2 Standardabweichungen und Mittelwert +2 Standardabweichungen (quasi-metrische und metrische Variablen) variiert. Die anderen Variablen werden auf den Modus bzw. den Mittelwert gesetzt. Die Wahrscheinlichkeitsveränderungen gelten für Frauen, Personen mit niedriger Bildung, mittlerem Einkommen, aus Westdeutschland und ohne militärische Erfahrung. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Tab. 13 Multivariate Modelle für die Erklärung staatsbürgerlicher Orientierungen 1980–2014

| | Politisches Interesse | | Interne Efficacy | |
|---|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Modell I | Modell II | Modell I | Modell II |
| Frauen | –0,12*** (0,00) | –0,11*** (0,00) | –0,08*** (0,01) | –0,08*** (0,01) |
| Alter | 0,002*** (0,00) | 0,002*** (0,00) | 0,0004* (0,00) | 0,0003* (0,00) |
| Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss | –0,10*** (0,00) | –0,10*** (0,00) | –0,13*** (0,01) | –0,13*** (0,01) |
| Hochschul- bzw. Fachhochschulreife | 0,10*** (0,00) | 0,10*** (0,00) | 0,10*** (0,01) | 0,10*** (0,01) |
| HH-Einkommen bis 2000 EUR | –0,03*** (0,00) | –0,03*** (0,00) | –0,05*** (0,01) | –0,05*** (0,01) |
| HH-Einkommen 4001 EUR und mehr | 0,04*** (0,01) | 0,04*** (0,01) | 0,08*** (0,01) | 0,08*** (0,01) |
| Ostdeutschland | –0,02*** (0,00) | –0,02*** (0,00) | –0,04*** (0,01) | –0,04*** (0,01) |

(Fortsetzung)

Tab. 13 (Fortsetzung)

| | Politisches Interesse | | Interne Efficacy | |
|---|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Modell I | Modell II | Modell I | Modell II |
| Eigene militärische Erfahrung | 0,08*** (0,02) | 0,09*** (0,02) | 0,09 (0,04) | 0,09* (0,04) |
| Eigene Erfahrung im öffentlichen Dienst | – | 0,06*** (0,00) | – | 0,02 (0,01) |
| Konstante | 0,50*** (0,01) | 0,50*** (0,01) | 0,61*** (0,01) | 0,61*** (0,01) |
| Korrigiertes R ² / Nagelkerkes R ² | 16,2 % | 16,4 % | 16,4 % | 16,4 % |
| n | 60.901 | 60.901 | 9623 | 9623 |

Quelle: Allbus-Kumulation 1980–2014 (ZA 4582)

Anmerkungen: lineare Regression, nicht-standardisierte Koeffizienten, Standardfehler in Klammern. Zusätzlich sind dichotome Variablen für die einzelnen Erhebungsjahre in den Modellen enthalten (Referenzkategorie: 1980 (politisches Interesse), 1988 (interne Efficacy)), deren Effekte nicht tabellarisch ausgewiesen sind. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Tab. 14 Multivariate Modelle für die Erklärung politischer Partizipation 1980–2014, Teil 1

| | Wahlbeteiligungsabsicht | | | | In Partei mitgearbeitet | | | |
|---|-------------------------|--------|-------------------|---------|-------------------------|--------|-------------------|--------|
| | Modell I | | Modell II | | Modell I | | Modell II | |
| | b | ME | b | ME | b | ME | b | ME |
| Frauen | –0,33*** (0,02) | –3,6 % | –0,15** (0,06) | –2,5 % | –0,74*** (0,08) | –2,4 % | –0,33** (0,11) | –0,8 % |
| Alter | 0,01*** (0,00) | +7,4 % | 0,01*** (0,00) | +11,5 % | 0,02*** (0,00) | +4,1 % | 0,01** (0,00) | +1,7 % |
| Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss | –0,20*** (0,03) | –2,3 % | 0,05 (0,07) | +0,9 % | –0,54*** (0,11) | –1,6 % | 0,04 (0,14) | 0,0 % |
| Hochschul- bzw. Fachhochschulreife | 0,47*** (0,03) | +6,3 % | 0,18* (0,08) | +2,2 % | 0,75*** (0,10) | +5,7 % | 0,20 (0,13) | +0,4 % |

(Fortsetzung)

Tab. 14 (Fortsetzung)

| | Wahlbeteiligungsabsicht | | | | In Partei mitgearbeitet | | | |
|---|-------------------------|--------|--------------------|---------|-------------------------|--------|--------------------|---------|
| | Modell I | | Modell II | | Modell I | | Modell II | |
| | b | ME | b | ME | b | ME | b | ME |
| HH-Einkommen bis 2000 EUR | 0,07** (0,02) | +0,8 % | 0,22*** (0,06) | +3,7 % | -0,13 (0,09) | -0,3 % | 0,06 (0,11) | +0,1 % |
| HH-Einkommen 4001 EUR und mehr | 0,66*** (0,06) | +5,8 % | 0,70*** (0,17) | +10,1 % | 0,43** (0,13) | +1,2 % | 0,52** (0,18) | +1,3 % |
| Ostdeutschland | -0,38*** (0,03) | -5,2 % | -0,39*** (0,07) | -7,4 % | -0,17 (0,10) | -0,4 % | -0,01 (0,15) | 0,0 % |
| Eigene militärische Erfahrung | 0,10 (0,17) | +1,2 % | -0,44 (0,42) | -8,6 % | 0,39 (0,42) | +1,1 % | -0,07 (0,51) | -0,1 % |
| Eigene Erfahrung im öffentlichen Dienst | – | – | 0,18 (0,15) | +3,0 % | – | – | 0,37* (0,16) | +0,9 % |
| Politisches Interesse | – | – | 1,64*** (0,12) | +29,1 % | – | – | 4,09*** (0,26) | +13,4 % |
| Interne Efficacy | – | – | 0,37*** (0,10) | +6,5 % | – | – | 1,36*** (0,22) | +2,9 % |
| Konstante | 1,83*** (0,07) | – | -0,17 (0,12) | – | -3,49*** (0,15) | – | -6,89*** (0,29) | – |
| Korrigiertes R ² /Nagelkerkes R ² | 6,8 % | | 9,0 % | | 10,6 % | | 21,5 % | |
| n | 54.638 | | 8357 | | 12.188 | | 9420 | |

Quelle: Allbus-Kumulation 1980–2014 (ZA 4582)

Anmerkungen: logistische Regression, nicht-standardisierte Koeffizienten, Standardfehler in Klammern, ME: Marginale Effekte. Für die Berechnung wird die Variable in der Zeile zwischen Minimum und Maximum (dichotome Variablen) bzw. zwischen Mittelwert -2 Standardabweichungen und Mittelwert +2 Standardabweichungen (quasi-metrische und metrische Variablen) variiert. Die anderen Variablen werden auf den Modus bzw. den Mittelwert gesetzt. Die Wahrscheinlichkeitsveränderungen gelten für Frauen, Personen mit niedriger Bildung, mittlerem Einkommen, aus Westdeutschland, ohne militärische Erfahrung und ohne Erfahrung im öffentlichen Dienst. Zusätzlich sind dichotome Variablen für die einzelnen Erhebungsjahre in den Modellen enthalten (Referenzkategorie: 1980 (Wahlbeteiligungsabsicht, Modell I), 1988 (Wahlbeteiligungsabsicht, Modell II, In Partei mitgearbeitet, Modelle I + II)), deren Effekte nicht tabellarisch ausgewiesen sind. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Tab. 15 Multivariate Modelle für die Erklärung politischer Partizipation 1980–2014, Teil 2

| | In Bürgerinitiative mitgearbeitet | | | | An Demonstration teilgenommen | | | |
|--|-----------------------------------|---------|--------------------|---------|-------------------------------|---------|--------------------|---------|
| | Modell I | | Modell II | | Modell I | | Modell II | |
| | b | ME | b | ME | b | ME | b | ME |
| Frauen | −0,22*** (0,06) | −1,8 % | 0,11 (0,07) | +0,9 % | −0,20*** (0,05) | −1,7 % | 0,10 (0,07) | +0,9 % |
| Alter | 0,01*** (0,00) | +4,4 % | 0,00 (0,00) | +0,4 % | −0,01*** (0,00) | −7,3 % | −0,02*** (0,00) | −13,2 % |
| Kein Abschluss oder Hauptschul- abschluss | −0,60*** (0,08) | −5,8 % | −0,32** (0,09) | −3,1 % | −0,58*** (0,07) | −5,6 % | −0,42*** (0,09) | −4,3 % |
| Hoch- schul- bzw. Fachhoch- schulreife | 0,54*** (0,07) | +13,6 % | 0,24** (0,09) | +5,7 % | 0,81*** (0,06) | +18,2 % | 0,60*** (0,08) | +13,2 % |
| HH-Ein- kommen bis 2000 EUR | −0,08 (0,06) | −0,6 % | −0,01 (0,08) | −0,1 % | 0,03 (0,06) | +0,2 % | 0,14 (0,07) | +1,3 % |
| HH-Ein- kommen 4001 EUR und mehr | 0,17 (0,11) | +1,3 % | −0,03 (0,14) | −0,3 % | 0,21* (0,09) | +1,7 % | 0,16 (0,12) | +1,5 % |
| Ostdeutsch- land | −0,43*** (0,08) | −2,7 % | −0,34** (0,10) | −2,4 % | 0,09 (0,06) | +0,7 % | 0,05 (0,08) | +0,5 % |
| Eigene militärische Erfahrung | 0,60 (0,33) | +5,8 % | 0,40 (0,38) | +3,7 % | −0,72 (0,45) | −4,1 % | −0,64 (0,55) | −4,4 % |
| Eigene Erfahrung im öffentli- chen Dienst | – | – | 0,11 (0,13) | +0,9 % | – | – | 0,24 (0,14) | +2,3 % |
| Politisches Interesse | – | – | 2,10*** (0,16) | +18,6 % | – | – | 1,62*** (0,16) | +14,8 % |
| Interne Efficacy | – | – | 1,10*** (0,14) | +9,1 % | – | – | 0,59*** (0,13) | +5,3 % |
| Konstante | −2,00*** (0,10) | – | −3,73*** (0,17) | – | −0,95*** (0,10) | – | −1,99*** (0,15) | – |

(Fortsetzung)

Tab. 15 (Fortsetzung)

| | In Bürgerinitiative mitgearbeitet | | | | An Demonstration teilgenommen | | | |
|---|-----------------------------------|----|-----------|----|-------------------------------|----|-----------|----|
| | Modell I | | Modell II | | Modell I | | Modell II | |
| | b | ME | b | ME | b | ME | b | ME |
| Korrigiertes R ² /Nagelkerkes R ² | 7,5 % | | 12,9 % | | 15,1 % | | 15,9 % | |
| n | 12.188 | | 9420 | | 9165 | | 6456 | |

Quelle: Allbus-Kumulation 1980–2014 (ZA 4582)

Anmerkungen: logistische Regression, nicht-standardisierte Koeffizienten, Standardfehler in Klammern, ME: Marginale Effekte. Für die Berechnung wird die Variable in der Zeile zwischen Minimum und Maximum (dichotome Variablen) bzw. zwischen Mittelwert -2 Standardabweichungen und Mittelwert $+2$ Standardabweichungen (quasi-metrische und metrische Variablen) variiert. Die anderen Variablen werden auf den Modus bzw. den Mittelwert gesetzt. Die Wahrscheinlichkeitsveränderungen gelten für Frauen, Personen mit niedriger Bildung, mittlerem Einkommen, aus Westdeutschland, ohne militärische Erfahrung und ohne Erfahrung im öffentlichen Dienst. Zusätzlich sind dichotome Variablen für die einzelnen Erhebungsjahre in den Modellen enthalten (Referenzkategorie: 1988 (In Bürgerinitiative mitgearbeitet, Modelle I + II), 1998 (An Demonstration teilgenommen, Modell I), 2002 (An Demonstration teilgenommen, Modell II), deren Effekte nicht tabellarisch ausgewiesen sind. Signifikanzniveau: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Fragewortlaut und Antwortskalen

Bevölkerungsbefragungen des ZMSBw 2014 und 2016

Eigene militärische Erfahrung

2014: Q18, 2016: S3. Welche der folgenden Aussagen treffen auf Sie zu? A: Ich selbst bin gerade bei der Bundeswehr. (INT.: Ziviler Angestellter (Beamter, Angestellter) oder Soldat (Berufssoldat, Soldat auf Zeit, Freiwillig Wehrdienst Leistender)), B: Ich selbst war bei der Bundeswehr. (INT.: Ziviler Angestellter (Beamter, Angestellter) oder Soldat (Berufssoldat, Soldat auf Zeit, Freiwillig Wehrdienst Leistender)).

1: Ja, 2: Nein, 98: Weiß nicht, 99: Keine Antwort.

Eigene militärische Erfahrung: 1: A=1 oder B=1, 0: alle anderen.

Frauen (Geschlecht)

2014: S01, 2016: S1. 1: Frauen, 0: Männer

Alter

2014: S02, 2016: S2. Alter in Jahren

Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss, Hochschul- bzw. Fachhochschulreife (Niedrige/hohe Bildung)

2014: S07, 2016: S7. Welchen höchsten Bildungsabschluss haben Sie oder streben Sie an? 1: Hauptschulabschluss (Volksschulabschluss), 2: Mittlere Reife, Realschulabschluss, Fachschulreife, 3: Fachhochschulreife, Abschluss einer Fachoberschule, 4: Abitur (INT.: allgemeine oder fachgebundene Hochschulreife), 5: Hochschul- oder Fachhochschulabschluss, 6: Einen anderen Schulabschluss und zwar: *OFFEN, 7: noch Schüler, 97: keinen Abschluss, 98: Weiß nicht, 99: Keine Antwort

Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss: 1: 1 + 97, 0: alle anderen; Hochschul- bzw. Fachhochschulreife: 1: 3–5, 0: alle anderen.

HH-Einkommen (Haushaltsnettoeinkommen pro Monat) bis 2000 EUR, 4001 EUR und mehr

2014: S09, 2016: S9. Wie hoch ist etwa das monatliche Netto-Einkommen, das Sie alle zusammen im Haushalt haben, nach Abzug von Steuern und der Sozialversicherung? Alle Einnahmequellen zusammen genommen: In welche der folgenden Netto-Einkommensgruppen fällt dann Ihr Haushalt? 1: unter 500 EUR, 2: 501–1000 EUR, 3: 1001–2000 EUR, 4: 2001–3000 EUR, 5: 3001–4000 EUR, 6: 4001–5000 EUR, 7: 5001 oder mehr, 99: Keine Antwort

HH-Einkommen bis 2000 EUR: 1: 1–3, 0: alle anderen; HH-Einkommen 4001 EUR und mehr: 1: 6–7, 0: alle anderen.

Ost (Region)

2014: SS0C, 2016: S11. 1: Ost (Wohnort des Befragten in den ostdeutschen Bundesländern und Berlin), 0: West (alle anderen Bundesländer).

Migrationshintergrund

2014: –, 2016: S14–S18. 1: im Ausland geboren oder mindestens ein Elternteil im Ausland geboren (Ausnahme deutsche Ostgebiete), 0: alle anderen, d. h. in Deutschland geboren und kein Elternteil im Ausland geboren (Ausnahme deutsche Ostgebiete).

Politisches Interesse

2014: Q27. Wie stark interessieren Sie sich für Verteidigungspolitik, ist das... 5: Sehr stark, 4: Eher stark, 3: Mittel, 2: Wenig, 1: Gar nicht, 98: Weiß nicht, 99: Keine Antwort.

2016: F41. Wie stark interessieren Sie sich im Allgemeinen für Politik, ist das... 1: Sehr stark, 2: Eher stark, 3: Mittel, 4: Wenig, 5: Gar nicht, 98: Weiß nicht, 99: Keine Antwort.

Jeweils rekodiert auf Wertebereich von 0 (gar kein Interesse) bis 1 (sehr starkes Interesse).

Interne (verteidigungspolitische) Efficacy

2014: Q29, 2016: F43. Bitte sagen Sie mir zu jeder dieser Aussagen, ob Sie ihr völlig zustimmen, eher zustimmen, teils zustimmen/teils ablehnen, eher ablehnen oder völlig ablehnen. B: Im Allgemeinen weiß ich eher wenig über die Bundeswehr. C: Ich kann verteidigungspolitische Fragen gut verstehen und einschätzen. D: Verteidigungspolitik ist so kompliziert, dass jemand wie ich gar nicht versteht, was vorgeht. 1: Stimme völlig zu, 2: Stimme eher zu, 3: Teils/teils, 4: Lehne eher ab, 5: Lehne völlig ab, 98: Weiß nicht, 99: Keine Antwort.

Einzelitems rekodiert auf Wertebereich von 0 (geringe Efficacy) bis 1 (hohe Efficacy). Indexbildung als Mittelwert über alle drei Items von 0 (geringe Efficacy) bis 1 (hohe Efficacy). Cronbachs alpha = 0,79 (2014) bzw. 0,80 (2016).

Wahlbeteiligungsabsicht

2014: Q47, 2016: F45. Wenn am nächsten Sonntag Bundestagswahl wäre, welche der folgenden Parteien würden sie dann wählen? 1: CDU/CSU, 2: SPD, 3: Bündnis 90/Die Grünen, 4: Die Linke, 5: FDP, 6: AfD (Alternative für Deutschland), 7: Piratenpartei, 8: Andere Partei und zwar:, 9: Keine Partei, würde nicht wählen gehen, 96: nicht wahlberechtigt, 97: würde ungültig wählen, 98: Weiß nicht, 99: Keine Antwort.

Rekodiert zu dichotomer Variable: 1 (Wahlbeteiligungsabsicht): 1 – 8 + 97, 0 (keine Wahlbeteiligungsabsicht): 9.

Politische Partizipation

2014: Q30, 2016: –. Es gibt ja für den Einzelnen verschiedene Möglichkeiten, politisch Einfluss zu nehmen. Welche der folgenden Dinge haben Sie schon getan, welche würden sie tun und welche würden Sie nicht tun? A: An einen Politiker wenden. B: In einer politischen Partei mitarbeiten. C: In einer Bürgerinitiative mitarbeiten. D: An einer Demonstration teilnehmen. 3: Habe ich schon getan. 2: Würde ich tun. 1: Würde ich nicht tun. 98: Weiß nicht. 99: Keine Antwort.

Rekodiert zu dichotomer Variable: 1 (politische Partizipationsform genutzt): 3, 0 (politische Partizipationsform nicht genutzt): 1 + 2 + 98 + 99.

Allbus-Kumulation 1980–2014 (ZA 4582)

Eigene militärische Erfahrung

Zusammenfassung der Informationen aus sechs Variablen:

V774, BEFR.: JETZIGER BERUF; ISCO 1968: <Falls Befragter hauptberuflich erwerbstätig ist> Welche berufliche Tätigkeit üben Sie in Ihrem Hauptberuf aus? Bitte beschreiben Sie mir Ihre berufliche Tätigkeit genau. (Int.: Bitte genau nachfragen:) Hat dieser Beruf, diese Tätigkeit noch einen besonderen Namen? 0: Nicht hauptberuflich erwerbstätig (Code 3–11 in V770); nicht gebildet 2012, 2014. 1004: Arbeitskräfte mit unbestimmbarem oder unzulänglich beschriebenen Beruf. 1007: Verweigert. 1008: Weiß nicht. 1009: Keine Angabe.

Ableitung der Daten: Berufsvercodung nach der internationalen Standardklassifikation der Berufe (ISCO-68).

Eigene militärische Erfahrung: 1: Wenn Angabe 1: Soldat oder 2: Offizier bei v774, 0: alle anderen.

V784, BEFR.: JETZIGER BERUF; ISCO 1988: 0: Nicht hauptberuflich erwerbstätig (Code 3–11 in V770); nicht gebildet 1980–1991. 10.004: Arbeitskräfte mit unbestimmbarem oder unzulänglich beschriebenen Beruf. 10.009: Keine Angabe.

Ableitung der Daten: Berufsvercodung nach der internationalen Standardklassifikation der Berufe (ISCO-88).

Eigene militärische Erfahrung: 1: Wenn Angabe 1: Soldat, 2: Offizier oder 110: Streitkräfte bei v784, 0: alle anderen.

V791, BEFR.: JETZIGER BERUF; ISCO 2008: Klassifikation des Berufs nach ISCO 2008. 0: Nicht hauptberuflich erwerbstätig (Code 3–11 in V770); nicht gebildet 1980–2010. 10.004: Arbeitskräfte mit unbestimmbarem oder unzulänglich beschriebenen Beruf. 10.009: Keine Angabe.

Ableitung der Daten: Berufsvercodung nach der internationalen Standardklassifikation der Berufe (ISCO-08).

Eigene militärische Erfahrung: 1: Wenn Angabe 110: Offiziere, reguläre Streitkräfte, 210: Unteroffiziere, reguläre Streitkräfte oder 410: Soldat bei v791, 0: alle anderen.

V810, BEFR.: LETZTER BERUF; ISCO 1968: Klassifikation des letzten Berufs nach ISCO 1968. Wie V774.

V820, BEFR.: LETZTER BERUF; ISCO 1988: Klassifikation des letzten Berufs nach ISCO 1988. Wie V784.

V827, BEFR.: LETZTER BERUF; ISCO 2008: Klassifikation des letzten Berufs nach ISCO 2008. Wie V791.

Eigene Erfahrung im öffentlichen Dienst

Zusammenfassung der Informationen aus zwei Variablen:

V772, JETZIGE BERUFLICHE STELLUNG, 1988–1992: <Falls Befragter hauptberuflich erwerbstätig ist> Welche berufliche Stellung trifft auf Sie zurzeit zu? Sehen Sie sich bitte diese Karten an, wählen Sie die für Sie zutreffende Karte aus und nennen Sie mir den Kennbuchstaben. (Int.: Kartenspiel vorlegen. Nur eine Nennung möglich. Ausgewählte Karte liegen lassen, übrige Karten beiseite legen). 0: Nicht hauptberuflich erwerbstätig (Code 3–11 in V770). 1: Selbstständiger Landwirt. 2: Akademischer freier Beruf. 3: Selbstständiger in Handel, Gewerbe, Industrie, Dienstleistung u. a. 4: Beamter/Richter/Berufssoldat. 5: Angestellter. 6: Arbeiter. 7: In Ausbildung. 8: Mithelfende Familienangehörige. 9: <Ab 1991:> Genossenschaftsbauer <1991 nur Befragte aus den neuen Bundesländern>. 91: <Bis 1986:> Wehrpflichtige, Zivildienstleistende. 97: Verweigert. 99: Keine Angabe.

Eigene Erfahrung im öffentlichen Dienst: 1: Wenn 4 und keine eigene militärische Erfahrung (siehe oben), 0: alle anderen.

V808, BEFR.: LETZTE BERUFLICHE STELLUNG, 1988–1992: <Falls Befragter ehemals hauptberuflich erwerbstätig war> Welche berufliche Stellung traf damals auf Sie zu? Sehen Sie sich bitte diese Karten an, wählen Sie die für Sie zutreffende Karte aus und nennen Sie mir den Kennbuchstaben. (Int.: Nur eine Nennung möglich. Ausgewählte Karte liegen lassen, übrige Karten beiseite legen). 0 Befragter ist hauptberuflich erwerbstätig (Code 1, 2, 12 in V770), Befragter ist noch nie hauptberuflich erwerbstätig gewesen (Code 9996 in V806). 1: Selbstständiger Landwirt. 2: Akademischer freier Beruf. 3: Selbstständiger in Handel, Gewerbe, Industrie, Dienstleistung u. a. 4: Beamter/Richter/Berufssoldat. 5: Angestellter. 6: Arbeiter. 7: In Ausbildung. 8: Mithelfende Familienangehörige. 9: <Ab 1991:> Genossenschaftsbauer <1991 nur Befragte aus den neuen Bundesländern>. 91: <Bis 1986:> Wehrpflichtige, Zivildienstleistende. 97: Verweigert. 98: Weiß nicht. 99: Keine Angabe.

Eigene Erfahrung im öffentlichen Dienst: 1: Wenn 4 und keine eigene militärische Erfahrung (siehe oben), 0: alle anderen.

Frauen (Geschlecht)

V731, GESCHLECHT; BEFRAGTE(R). 1: Frauen, 0: Männer

Alter

V729, ALTER BEFRAGTE(R).

Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss, Hochschul- bzw. Fachhochschulreife (Niedrige/hohe Bildung)

V746 ALLGEMEINER SCHULABSCHLUSS. Bis 1984: Welchen allgemeinbildenden Schulabschluss haben Sie? Einen Volks- oder Hauptschulabschluss, mittlere Reife oder Realschulabschluß, die Fachhochschulreife, das Abitur oder keinen dieser Abschlüsse? (Int.: Nur den höchsten Abschluss angeben lassen) 1986–2014: (Int.: Liste vorlegen!) Welchen allgemeinbildenden Schulabschluss haben Sie? (Int.: Nur eine Nennung möglich! Nur höchsten Abschluss angeben lassen) 1: <Bis 1984:> Keinen dieser Abschlüsse. <Ab 1986:> Schule beendet ohne Abschluss. <1991 Ost:> Schule beendet ohne Abschluss, vor Erreichen der 8. Klasse. 2: <Bis 1991:> Volks-/Hauptschulabschluss. <1991 Ost:> Volksschulabschluss, Polytechnische Oberschule mit Abschluss 8. Klasse. <Ab 1992:> Volks-/Hauptschulabschluss bzw. Polytechnische Oberschule mit Abschluss 8. oder 9. Klasse. 3: <Bis 1991:> Mittlere Reife, Realschulabschluss (Fachschulreife). <1991 Ost:> Polytechnische Oberschule mit Abschluss 10. Klasse. <Ab 1992:> Mittlere Reife, Realschulabschluss bzw. Polytechnische Oberschule mit Abschluss 10. Klasse. 4: Fachhochschulreife (Abschluss einer Fachoberschule, etc.). <1991 Ost:> Fachabitur. 5: <Bis 1991:> Abitur (Hochschulreife). <1991 Ost:> Abitur, Erweiterte Oberschule mit Abschluss 12. Klasse (Hochschulreife). <Ab 1992:> Abitur bzw. Erweiterte Oberschule mit Abschluss 12. Klasse (Hochschulreife). 6: <Ab 1986:> Anderen Schulabschluss. <1991 West:> Anderen Schulabschluss (auch in der ehemaligen DDR oder im Ausland erworbener Abschluß). <1991 Ost:> Anderen Schulabschluss (auch in den alten Bundesländern oder im Ausland erworbener Abschluss). 7: <Ab 1986:> Noch Schüler. 99: Keine Angabe.

Kein Abschluss oder Hauptschulabschluss: 1: 1 + 2, 0: alle anderen; Hochschul- bzw. Fachhochschulreife: 1: 4 + 5, 0: alle anderen.

HH-Einkommen (Haushaltsnettoeinkommen pro Monat) bis 2000 EUR, 4001 EUR und mehr

V921 HAUSHALTSEINK. <OFFENE+LISTENANGABE>, KAT. Zusammengefasstes Netto-Einkommen des Haushaltes – kategorisiert. 0: Kein Einkommen. 1: Unter 200 EUR. 2: 200–299 EUR. 3: 300–399 EUR. 4: 400–499 EUR. 5: 500–624 EUR. 6: 625–749 EUR. 7: 750–874 EUR. 8: 875–999 EUR. 9: 1000–1124 EUR. 10: 1125–1249 EUR. 11: 1250–1374 EUR. 12: 1375–1499 EUR. 13: 1500–1749 EUR. 14: 1750–1.999 EUR. 15: 2000–2249 EUR. 16: 2250–2499 EUR. 17: 2500–2749 EUR. 18: 2750–2999 EUR. 19: 3000–3999 EUR. 20: 4000–4999 EUR. 21: 5000–7499 EUR. 22: 7500 EUR und mehr. 97: Verweigert. 98: Weiß nicht. 99: Keine Angabe.

HH-Einkommen bis 2000 EUR: 1: 1–14, 0: alle anderen; HH-Einkommen 4001 EUR und mehr: 1: 20–22, 0: alle anderen.

Ost (Region)

ost_west ERHEBUNGSGEBIET <WOHNGBIET>: WEST – OST. (Int.: Findet das Interview auf dem Gebiet der alten Bundesrepublik (inkl. Berlin-West) oder auf dem Gebiet der. ehemaligen DDR statt?) 1: Befragte aus den alten Bundesländern/Interview auf dem Gebiet der alten Bundesrepublik (inkl. West-Berlin). 2: Befragte aus den neuen Bundesländern/Interview auf dem Gebiet der ehemaligen DDR (inkl. Ost-Berlin).

Ost (Region): 1: Ost (Wohnort des Befragten in den ostdeutschen Bundesländern und Berlin), 0: West (alle anderen Bundesländer).

Politisches Interesse

V21 POLITISCHES INTERESSE, BEFR.<ORDINAL>. Nun zu etwas ganz anderem. Wie stark interessieren Sie sich für Politik? Sehr stark, – stark, – mittel, – wenig – oder überhaupt nicht? 0: Nicht erhoben 1982 (Code 2 in spl82), 1988. 1: Sehr stark. 2: Stark. 3: Mittel. 4: Wenig. 5: Überhaupt nicht. 9: Keine Angabe. Wie stark interessieren Sie sich für Politik? Wir haben hier einen Maßstab, der von „überhaupt nicht“ bis „sehr stark“ verläuft. Wo würden Sie sich selbst auf dieser Skala einstufen? Machen Sie bitte ein Kreuz in eines der Kästchen. (Int.: Stift überreichen, Befragter soll selbst auf der Skala ankreuzen. Unbedingt darauf achten, dass innerhalb eines Kästchens angekreuzt wird). 0: Nicht erhoben 1980, 1982 (Code 1 in spl82), 1984, 1986, 1990–2014. 1: Überhaupt nicht. 2.. 3.. 4.. 5.. 6.. 7.. 8.. 9.. 10: Sehr stark. 99: Keine Angabe.

Zusammengefasst und rekodiert auf Wertebereich von 0 (gar kein Interesse) bis 1 (sehr starkes Interesse).

Interne Efficacy

V129 HABE KEINEN EINFLUSS AUF REGIERUNG (Int.: Liste vorlegen) Auf dieser Liste stehen einige Meinungen, die man gelegentlich hört. Sagen Sie mir bitte zu jeder Meinung, ob Sie ihr: voll und ganz zustimmen, eher zustimmen, eher nicht zustimmen oder überhaupt nicht zustimmen. (Int.: pro Vorgabe eine Antwortziffer einkreisen) Leute wie ich haben so oder so keinen Einfluss darauf, was die Regierung tut. 0: Nicht erhoben 1980–1986, 1990–1996, 2000–2014. 1: Stimme voll und ganz zu. 2: Stimme eher zu. 3: Stimme eher nicht zu. 4: Stimme überhaupt nicht zu. 8: Weiß nicht. 9: Keine Angabe.

V130 POLITIK IST ZU KOMPLEX FUER MICH (Int.: Liste vorlegen). Auf dieser Liste stehen einige Meinungen, die man gelegentlich hört. Sagen Sie mir

bitte zu jeder Meinung, ob Sie ihr: voll und ganz zustimmen, eher zustimmen, eher nicht zustimmen oder überhaupt nicht zustimmen. (Int.: pro Vorgabe eine Antwortziffer einkreisen) Die ganze Politik ist so kompliziert, dass jemand wie ich gar nicht versteht, was vorgeht. 0: Nicht erhoben 1980–1986, 1990–1996, 2000–2006, 2010–2014. 1: Stimme voll und ganz zu. 2: Stimme eher zu. 3: Stimme eher nicht zu. 4: Stimme überhaupt nicht zu. 8: Weiß nicht. 9: Keine Angabe.

Einzelitems rekodiert auf Wertebereich von 0 (geringe Efficacy) bis 1 (hohe Efficacy). Indexbildung als Mittelwert über alle drei Items von 0 (geringe Efficacy) bis 1 (hohe Efficacy). Cronbachs alpha=0,61.

Wahlbeteiligungsabsicht

V25 WAHLABSICHT, BUNDESTAGSWAHL; BEFR. <1982–1990: Falls Befragter nicht in West-Berlin wohnt> <1994–2014: Falls Befragter die deutsche Staatsbürgerschaft besitzt> Wenn am nächsten Sonntag Bundestagswahl wäre, welche Partei würden Sie dann mit Ihrer Zweitstimme wählen? (Int.: Liste vorlegen. <1998–2006:> Nur eine Nennung möglich. Zweitstimme ist die Parteienstimme!) 0: 1982–1990: Befragte aus West-Berlin; Ab 1994: Nicht wahlberechtigt, da keine deutsche Staatsbürgerschaft. 1: CDU/CSU. 2: SPD. 3: FDP. 4: Bündnis 90/Die Grünen (<bis 1990:> Die Grünen; <1991, 1992:> Die Grünen/Bündnis 90). 5: <1990–2008:> Die Republikaner. 6: Die Linke (<1991, 1992:> PDS/Linke Liste; <1994–2004:> PDS; <2006:> Die Linkspartei, PDS). 20: <Bis 1992, 2008, 2010, 2014:> NPD. 30: <Bis 1992:> DKP. 41: <2012:> PIRATEN; <2014:> Piratenpartei. 42: <2014:> AfD (Alternative für Deutschland). 90: Andere Partei. 91: Würde nicht wählen. 97: Verweigert. 98: Weiß nicht. 99: Keine Angabe.

Rekodiert zu dichotomer Variable: 1: (Wahlbeteiligungsabsicht): 1–90, 0 (keine Wahlbeteiligungsabsicht): 91 + 98 + 99.

Politische Partizipation

1988: Was davon haben Sie selbst schon gemacht, woran waren Sie schon einmal beteiligt? Nennen Sie mir auch hier wieder die entsprechenden Kennbuchstaben. (Int.: Alle Kärtchen erneut mischen und übergeben. Alle genannten Kennbuchstaben oben im Schema einkreisen) 1998, 2008: (Int.: Alle Kärtchen (<2008:> Karten) erneut mischen und übergeben.) Was (<1998:> davon) haben Sie selbst schon gemacht, woran waren Sie schon einmal beteiligt? Geben Sie mir bitte die entsprechenden Kärtchen. (Int.: <1998:> Kreisen Sie die Kennbuchstaben aller ausgewählten Kärtchen links im Schema ein) 2002: (Int.: Kartensatz erneut mischen und übergeben!) Was haben Sie selbst schon gemacht, woran waren Sie

schon einmal beteiligt? Nennen Sie mir auch hier wieder die entsprechenden Kennbuchstaben. (Int.: Kennziffern zu den genannten Buchstaben eintragen.)

V79 HABE IN BÜRGERINITIATIVE MITGEARBEITET. V80 HABE SCHON IN PARTEI MITGEARBEITET. V87 HABE AN GENEHMIGTER DEMO. TEILGENOMMEN. 0: Nicht genannt. 1: Genannt. 6: Nicht erhoben 1980–1986, 1990–1996, 2000, 2004, 2006, 2010–2014. 9: Keine Angabe.

Rekodiert zu dichotomer Variable: 1: politische Partizipationsform genutzt: 1, 0: politische Partizipationsform nicht genutzt): 0.

Literatur

- Apelt, M. (2012a). Militärische Sozialisation. In N. Leonhard & I.-J. Werkner (Hrsg.), *Militärsoziologie – Eine Einführung* (2. Aktual. und ergänzte Aufl., S. 428–446). Wiesbaden: VS Verlag.
- Apelt, M. (2012b). Das Militär als Organisation. In M. Apelt & V. Tacke (Hrsg.), *Handbuch Organisationstypen* (S. 133–148). Wiesbaden: Springer VS.
- Bald, D., Krämer-Badoni, T., & Wakenhut, R. (1981). Innere Führung und Sozialisation. Ein Beitrag zur Sozio-Psychologie des Militärs. In R. Steinweg (Hrsg.), *Unsere Bundeswehr? Zum 25jährigen Bestehen einer umstrittenen Institution* (S. 134–166). Frankfurt: Suhrkamp.
- Barnes, S. H., & Kaase, M. (Hrsg.). (1979). *Political action. Mass participation in five Western democracies*. London: Sage.
- Beck, P. A. (1977). The role of agents in political socialization. In S. A. Renshon (Hrsg.), *Handbook of political socialization* (S. 115–141). New York: Free Press.
- Böhnisch, L., & Winter, R. (1997). *Männliche Sozialisation. Bewältigungsprobleme männlicher Geschlechtsidentität im Lebenslauf*. Weinheim: Juventa.
- Bulmahn, T., Fiebig, R., Wieninger, V., Greif, S., Flach, M. H., & Prieswisch, M. A. (2010). *Ergebnisse der Studentenerhebung an den Universitäten der Bundeswehr Hamburg und München 2007*. Strausberg: Sozialwissenschaftliches Institut der Bundeswehr.
- Bundesministerium der Verteidigung. (2007). *Politische Bildung in der Bundeswehr. Zentrale Dienstvorschrift A-2620/1*. Berlin.
- Bundesministerium der Verteidigung. (2008). *Innere Führung. Selbstverständnis und Führungskultur. Zentrale Dienstvorschrift A-2600/1*. Berlin.
- Bundesministerium der Verteidigung. (2017). *Weisung für die politische Bildung im Jahr 2018*. Berlin.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. (1960). *The American voter*. New York: Wiley.
- Denters, B., Gabriel, O., & Torcal, M. (2007). Norms of good citizenship. In J. W. van Deth, J. R. Montero, & A. Westholm (Hrsg.), *Citizenship and involvement in European democracies. A comparative analysis* (S. 88–108). Abingdon: Routledge.
- Eilfort, M. (1994). *Die Nichtwähler. Wahlenthaltung als Form des Wahlverhaltens*. Paderborn: Schöningh.

- Elbe, M. (2018). *Berufskarrieren ehemaliger Zeitoffiziere: Erfahrungen und Erfolgsfaktoren* (Forschungsbericht 115). Potsdam: Zentrum für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr.
- Franke, J. (2012). *Wie integriert ist die Bundeswehr? Eine Untersuchung zur Integrations-situation der Bundeswehr als Verteidigungs- und Einsatzarmee*. Baden-Baden: Nomos.
- Frevort, U. (2001). *Die kasernierte Nation. Militärdienst und Zivilgesellschaft in Deutschland*. München: Beck.
- GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften (2016). *ALLBUS 1980-2014 – Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften. ZA4582 Datenfile Version 1.0.0*. Köln: GESIS Datenarchiv. <https://doi.org/10.4232/1.12439>.
- Goffman, E. (1961). *Asylums: Essays on the condition of the social situation of mental patients and other inmates*. New York: Anchor Books.
- Hegner, K., Lippert, E., & Wakenhut, R. (1983). *Selektion oder Sozialisation. Zur Entwicklung des politischen und moralischen Bewusstseins in der Bundeswehr*. München: Sozialwissenschaftliches Institut der Bundeswehr.
- Hopf, C., & Hopf, W. (1997). *Familie, Persönlichkeit, Politik. Eine Einführung in die politische Sozialisation*. Weinheim und München: Juventa.
- Huntington, S. (1981). *The soldier and the state. The theory and politics of civil-military relations*. Cambridge: Harvard University Press (Erstveröffentlichung 1957).
- Janoski, T. (1998). *Citizenship and civil society: A framework of rights and obligations in liberal, traditional, and social democratic regimes*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Janowitz, M. (1966). *The professional soldier. A social and political portrait*. New York: Free Press (Erstveröffentlichung 1960).
- Jennings, M. K. (2007). Political Socialization. In R. J. Dalton & H.-D. Klingemann (Hrsg.), *The Oxford handbook of political behavior* (S. 29–44). Oxford: Oxford University Press.
- Jermier, H. (2001). Innere Führung auf den Punkt gebracht. Gedanken zu Wesen und Wirken der Führungskultur der Bundeswehr. In O. Hoffmann & A. Prüfert (Hrsg.), *Innere Führung 2000. Die deutsche Führungskonzeption für eine Bundeswehr auf dem Weg ins 21. Jahrhundert* (S. 41–60). Baden-Baden: Nomos.
- Kaase, M. (1997). Vergleichende Politische Partizipationsforschung. In D. Berg-Schlosser & F. Müller-Rommel (Hrsg.), *Vergleichende Politikwissenschaft. Ein einführendes Studienhandbuch* (3. überarbeitete und ergänzte Aufl., S. 159–174). Opladen: Leske+Budrich.
- Kantner, C., & Sandawi, S. (2012). Der Nationalstaat und das Militär. In N. Leonhard & I.-J. Werkner (Hrsg.), *Militärsoziologie – Eine Einführung* (2. aktualisierte und ergänzte Aufl., S. 37–64). Wiesbaden: VS Verlag.
- Klatetzki, T. (2015). Sozialisation in Organisationen. In K. Hurrelmann, U. Bauer, M. Grundmann, & S. Walper (Hrsg.), *Handbuch Sozialisationsforschung* (8. vollständig überarbeitete Aufl., S. 518–536). Weinheim: Beltz.
- Leithäuser, J., Lohse, E., & Wehner, M. (2018). Einmal Guttenberg und zurück. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, (03.08.2018) <http://www.faz.net/aktuell/das-beste-aus-der-fa-z/kram-karrenbauer-will-neue-debatte-ueber-wehrpflicht-15721835.html>.
- Leonhard, N., & Werkner, I.-J. (Hrsg.). (2012). *Militärsoziologie – Eine Einführung* (2., aktualisierte und ergänzte Aufl.). Wiesbaden: VS Verlag.

- Liliensiek, P. (1979). *Bedingungen und Dimensionen militärischer Sozialisation: Ein Beitrag zur Bundeswehrsoziologie*. Frankfurt a. M.: Lang.
- Lippert, E., Schneider, P., & Zoll, R. (1976). *Sozialisation in der Bundeswehr. Der Einfluß des Wehrdienstes auf soziale und politische Einstellungen von Wehrpflichtigen*. München: Sozialwissenschaftliches Institut der Bundeswehr.
- Rattinger, H. (2009). *Einführung in die Politische Soziologie*. München: Oldenbourg.
- Rippl, S., Seipel, C., & Kindervater, A. (2015). Politische Sozialisation. In S. Zmerli & O. Feldman (Hrsg.), *Politische Psychologie. Handbuch für Studium und Wissenschaft* (S. 69–84). Baden-Baden: Nomos.
- Rogmann, K., & Sodeur, W. (1972). The impact of military service on authoritarian attitudes: Evidence from West Germany. *American Journal of Sociology*, 78, 418–433.
- Roßteutscher, S. (2005). Die Rückkehr der Tugend? In J. W. van Deth (Hrsg.), *Deutschland in Europa* (S. 175–200). Wiesbaden: VS Verlag.
- Scharpf, F. (1975). *Demokratietheorie zwischen Utopie und Anpassung*. Kronberg/Ts.: Scriptor.
- Schmidt, M. G. (2000). *Demokratietheorien. Eine Einführung* (3., überarbeitete und erweiterte Aufl.). Opladen: Leske+Budrich.
- Sears, D. O., & Brown, C. (2013). Childhood and adult political development. In L. Huddy, D. O. Sears, & J. S. Levy (Hrsg.), *The Oxford handbook of political psychology* (2. Aufl., S. 59–95). Oxford: Oxford University Press.
- Steinbrecher, M. (2009). *Politische Partizipation in Deutschland*. Baden-Baden: Nomos.
- Steinbrecher, M. (2019). Wahlbeteiligung. In T. Faas, O. W. Gabriel, & J. Maier (Hrsg.), *Einstellungs- und Verhaltensforschung. Handbuch für Wissenschaft und Studium (im Erscheinen)*. Baden-Baden: Nomos.
- Steinbrecher, M., Huber, S., & Rattinger, H. (2007). *Turnout in Germany. Citizen participation in state, federal, and European elections since 1979*. Baden-Baden: Nomos.
- Treiber, H. (1973). *Wie man Soldaten macht: Sozialisation in „kasernierter Vergesellschaftung“*. Düsseldorf: Bertelsmann.
- Treiber, H., & Steinert, H. (1980). *Die Fabrikation des zuverlässigen Menschen. Über die „Wahlverwandtschaft“ von Kloster- und Fabrikdisziplin*. München: Moos.
- Van Deth, J. (2007). Norms of citizenship. In R. J. Dalton & H.-D. Klingemann (Hrsg.), *The Oxford handbook of political behavior* (S. 402–417). Oxford: Oxford University Press.
- Vetter, A., & Maier, J. (2005). Mittendrin statt nur dabei? Politisches Wissen, politisches Interesse und politisches Kompetenzgefühl in Deutschland, 1994–2002. In O. W. Gabriel, J. W. Falter, & H. Rattinger (Hrsg.), *Wächst zusammen, was zusammengehört? Stabilität und Wandel politischer Einstellungen im wiedervereinigten Deutschland* (S. 51–90). Baden-Baden: Nomos.
- Vom Hagen, U. (2012). Zivil-militärische Beziehungen. In N. Leonhard & I.-J. Werkner (Hrsg.), *Militärsoziologie – Eine Einführung* (2. aktualisierte und ergänzte Aufl., S. 88–116). Wiesbaden: VS Verlag.
- Von Baudissin, W. G. (1966). Soldat in der offenen Gesellschaft: Staatsbürger in Uniform; Erziehungspflichten der Armee. In W. von Raven (Hrsg.), *Armee gegen den Krieg: Wert und Wirkung der Bundeswehr* (S. 286–306). Stuttgart: Seewald.
- Von Bredow, W. (2008). *Militär und Demokratie in Deutschland. Eine Einführung*. Wiesbaden: VS Verlag.

- Werkner, I.-J. (Hrsg.). (2004). *Die Wehrpflicht und ihre Hintergründe. Sozialwissenschaftliche Beiträge zur aktuellen Debatte*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Werkner, I.-J. (2012). Wehrsysteme. In N. Leonhard & I.-J. Werkner (Hrsg.), *Militärsoziologie – Eine Einführung* (2. aktualisierte und ergänzte Aufl., S. 176–199). Wiesbaden: VS Verlag.
- Zentrum für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr. (2014). *Bevölkerungsbefragung zum sicherheitspolitischen Meinungsbild*. Potsdam.
- Zentrum für Militärgeschichte und Sozialwissenschaften der Bundeswehr. (2016). *Bevölkerungsbefragung zum sicherheitspolitischen Meinungsbild*. Potsdam.

Parteiidentifikation und Alter: Eine empirische Analyse am Beispiel Hamburgs

Kamil Marcinkiewicz

Zusammenfassung

Der vorliegende Aufsatz untersucht den Zusammenhang zwischen dem Alter und der Parteiidentifikation mithilfe von Daten aus einer repräsentativen Befragung der Bürger der Freien und Hansestadt Hamburg. Es wird dabei zuerst auf die Parteineigung im Allgemeinen eingegangen. Dann werden die Unterschiede zwischen den Mustern, die im Falle der Neigung zu verschiedenen Parteien beobachtet werden, diskutiert. Die empirische Analyse bestätigt die Existenz eines positiven Zusammenhangs zwischen dem Alter und der Parteibindung, der bereits in anderen Kontexten belegt werden konnte. Es wird überdies gezeigt, dass sich jedoch die Form und die Stärke der Alterseffekte zwischen den Parteien unterscheiden. Diese Differenzen können auf den Gründungszeitpunkt einer Partei und ihre Position im Parteiensystem zurückgeführt werden, was wiederum mit dem Zeitpunkt der Sozialisation des Wählers zusammenhängt. Es wird zudem beobachtet, dass der landesspezifische Kontext der Sozialisation besser als politische Prozesse auf der Bundesebene die Identifikation mit der SPD erklären kann.

Schlüsselwörter

Wahlforschung · Parteiidentifikation · Alterseffekte · Hamburg · Landespolitik · Deutschland

K. Marcinkiewicz (✉)

Universität Hamburg, Hamburg, Deutschland

E-Mail: kamil-michal.marcinkiewicz@uni-hamburg.de

1 Einleitung¹

Schon die frühen Werke der Vertreter der sogenannten Michigan-Schule zeigten, dass Individuen mit steigendem Lebensalter eine Bindung an eine politische Partei entwickeln (z. B. Campbell et al. 1960). Weniger ist aber darüber bekannt, wie sich das Muster dieser Relation zwischen den verschiedenen politischen Parteien unterscheidet. Dieser Beitrag soll erstens mithilfe eines neuen Datensatzes untersuchen, ob auch in Hamburg ältere häufiger als jüngere Befragte Parteibindungen aufweisen. Zweitens bietet Hamburg mit seinem stark durch die SPD dominierten Parteiensystem einen stabilen Kontext, in dem sich zwischenparteiliche Differenzen besonders gut erforschen lassen. Die oben aufgeworfenen Fragen werden mithilfe von Daten, die im Rahmen der Bürgerumfrage² der Sozialwissenschaften für Hamburg (Hamburg-BUS) zwischen September und November 2016 erhoben wurden, beantwortet.

Die Bindung des Individuums an eine bestimmte Partei impliziert nicht zwangsläufig die Wahlentscheidung, sie erleichtert aber die politische Orientierung (Mays 2017, S. 330). Die berichtete Parteibindung hat einen starken Effekt auf die Wahrscheinlichkeit der Wahl der jeweiligen Partei (z. B. Arzheimer 2017, S. 59). Ein höherer Anteil an Befragten, die sich langfristig mit einer Partei verbunden fühlen, stabilisiert das Parteiensystem.

Die Parteidentifikation hängt in Deutschland zudem positiv mit der Demokratiezufriedenheit zusammen. Personen, die sich mit einer Partei identifizieren, sind zufriedener mit der deutschen Demokratie. Dies wird dadurch begründet, dass „die meisten politischen Parteien die Unterstützung für das Parteiensystem und für demokratische Entscheidungsprozesse im Allgemeinen fördern und weil davon ausgegangen wird, dass die PI [Parteidentifikation] aus ideologischer Überzeugung mit einer besonders starken Identifikation mit den Werten der Partei einhergeht“ (Kern 2017, S. 66). Die Individuen, die sich mit einer Partei langfristig verbunden fühlen, tragen somit durch Akzeptanz der demokratischen Grundregeln zur Stabilisierung des politischen Systems bei. Angesichts der grundlegenden Änderungen, die in der deutschen Parteienlandschaft in den

¹Eine frühere Fassung dieses Beitrags wurde auf der Jahrestagung des Arbeitskreises „Wahlen und Politische Einstellungen“ der DVPW am 19.05.2017 in Frankfurt am Main präsentiert. Der Autor möchte sich bei Markus Steinbrecher sowie bei zwei anonymen Gutachtern für ihre sehr hilfreichen Anmerkungen bedanken.

²Aus Gründen der sprachlichen Einfachheit wird im Folgenden das generische Maskulinum verwendet, welches geschlechtsneutral zu verstehen ist.

letzten Jahren zu beobachten waren, scheint die Untersuchung der Parteiidentifikation, sowohl aus wissenschaftlicher als auch aus praktischer Sicht, von entscheidender Relevanz.

Die Rolle der Parteiidentifikation kann aber auch negativ bewertet werden. So sieht z. B. Dalton den in den Industrieländern beobachteten Rückgang der Parteiidentifikation als positive Entwicklung (Dalton 1984, 2007; Dassonneville et al. 2012, S. 212). Er assoziiert den Schwund der Parteibindung mit dem Phänomen der „kognitiven Mobilisierung“ (cognitive mobilisation). Laut seinem Argument trägt das allgemein höhere Bildungsniveau in einer Gesellschaft dazu bei, dass Individuen beim Treffen der Wahlentscheidung weniger auf Parteizugehörigkeit und Parteisignale achten. Dieser Position widersprechen Dassonneville et al. (2012, S. 212), die darauf hinweisen, dass höher gebildete Befragte eher eine Parteiidentifikation aufweisen. Auch andere Autoren liefern Ergebnisse, die gegen das Argument von Dalton sprechen (z. B. Arzheimer 2006, S. 799).

Im nächsten Abschn. 2 werden die wichtigsten Aspekte der theoretischen Diskussion über den Zusammenhang zwischen Lebensalter und Parteiidentifikation präsentiert. Sie dient als ein Ausgangspunkt für die Formulierung der Hypothesen, die später empirisch überprüft werden. Im darauffolgenden Abschnitt stelle ich den Hamburg-BUS vor, der als Datenquelle für die vorliegende Analyse benutzt wird (Abschn. 3). Hier werden auch die Vorgehensweise und die Operationalisierung der relevanten Variablen diskutiert. Der nächste Abschn. 4 schildert Ergebnisse der empirischen Analyse. Zuerst wird auf den Zusammenhang zwischen dem Lebensalter der Befragten und der Parteiidentifikation eingegangen, ohne zwischen den Parteien zu differenzieren (Abschn. 4.1). Dann werden die Unterschiede hinsichtlich der beobachteten Muster zwischen den Parteien erörtert (Abschn. 4.2). Die Analyse fokussiert sich auf die drei größten Hamburger Parteien, deren Sympathisanten hinreichend zahlreich im Hamburg-BUS repräsentiert sind: SPD, CDU und Grüne. Abschließend wird die theoretische Relevanz der Ergebnisse reflektiert (Abschn. 5). Die Studie schließt mit einer kurzen Zusammenfassung der wichtigsten Erkenntnisse ab.

2 Alter, Parteiidentifikation und Wahlentscheidung

Wie unterscheiden sich die jüngeren und älteren Wähler hinsichtlich ihrer Parteiidentifikation voneinander? Zur Beantwortung dieser Frage werden zuerst altersbezogene Unterschiede bezüglich des Auftretens der Parteibindung untersucht. Im zweiten Schritt wird erörtert, welche Erwartungen bezüglich der Identifikation

unterschiedlicher Altersgruppen mit verschiedenen Parteien formuliert werden können.

Seit der Veröffentlichung des „American Voter“ (Campbell et al. 1960) ist die Parteiidentifikation zu einer der wichtigsten und am intensivsten untersuchten Variablen in der Wahlforschung geworden. Die Parteiidentifikation wird von Campbell et al. (1960, S. 121) wie folgt definiert: „a psychological identification, which can persist without legal recognition or evidence of formal membership and even without a consistent record of party support“. Neben den Einstellungen zu Sachfragen (Issues) und Kandidaten gehört die Parteiidentifikation laut dem Michigan-Modell zu den drei wichtigsten Determinanten des Wahlverhaltens, wobei ihr wegen ihrer langfristigen Wirkung besondere Bedeutung zugeschrieben wird (Paasch-Colberg 2017, S. 122; Schoen und Weins 2014). Auch moderne Studien betonen die Relevanz der Parteiidentifikation und der Identifikation mit einer Gruppe allgemein im Kontext des Wahlprozesses (Achen und Bartels 2016, S. 233, 311).

Das Konzept der Parteiidentifikation hat seinen Ursprung im spezifischen Kontext des US-amerikanischen Zweiparteiensystems (Schmitt-Beck et al. 2006). Die Übertragbarkeit auf europäische Mehrparteiensysteme wurde nicht ohne Skepsis wahrgenommen (siehe dazu ausführlicher Niemi und Weisberg 1984; Schmitt-Beck et al. 2006). In Deutschland wird die Parteiidentifikation auch mithilfe der Begriffe „Parteineigung“ oder „Parteibindung“ übersetzt. Es kann argumentiert werden, dass jeder dieser Begriffe andere Konnotationen hervorruft. Diese Diskussion soll in diesem Aufsatz allerdings nicht vertieft werden, sodass die drei Begriffe, wie in einigen anderen Studien, synonym verwendet werden (vgl. Paasch-Colberg 2017, S. 122).

Eine Parteiidentifikation entwickelt sich im Prozess der politischen Sozialisation (Politisierung) einer Person. Laut Langton (1969, S. 5) ist politische Sozialisation „the process, mediated through various agencies of society, by which an individual learns politically relevant attitudinal positions and behavior patterns“. Becker und Mays (2003, S. 20) sprechen über politische Sozialisation als „Lernprozess (...), der die politischen Denk- und Handlungsmöglichkeiten des Individuums konstituiert“. Campbell et al. (1960, S. 146) betonen weiterhin die Relevanz der frühen Phase dieses Prozesses („early politicization“). Wann genau die Parteineigung entstehen soll, ist aber nicht klar. In Anlehnung an Weisberg (1980) erwähnen Becker und Mays (2003, S. 20–21) drei Modelle des politischen Lernens, die sich auf unterschiedliche Lebensphasen beziehen und die Entstehung der Parteibindung erklären sollen. Während das „primacy model“ und „intermediate-period model“ die Bedeutung der Kindheit und der Jugendphase betonen, sind aus Sicht des Modells des späten politischen Lernens die Ereignisse

nach der Jugendzeit besonders relevant (Becker und Mays 2003, S. 20–21). Die klassischen Studien gehen davon aus, dass die Verbindung zwischen dem Wähler und der Partei mit der Zeit immer stärker wird. Laut Campbell lässt sich Folgendes feststellen: „When we examine the evidence on the manner in which party attachment develops and changes during the lifetime of the individual citizen, we find a picture characterized more by stability than by change – not by rigid, immutable fixation on one party rather than the other, but by a persistent adherence and a resistance to contrary influence“ (Campbell et al. 1960, S. 146).

Die Parteiidentifikation eines Individuums wird stark durch sein soziales Milieu beeinflusst (Becker und Mays 2003; Campbell et al. 1960, S. 147). Eine besonders bedeutende Rolle spielt hier die Primärsozialisation im Elternhaus (Pappi und Shikano 2007, S. 24). Es wird dabei angenommen, dass Kinder im Prozess von „parental transmission“ politische Einstellungen von ihren Eltern übernehmen (Wolak 2009). Einige Studien fanden zugleich heraus, dass mit steigendem Alter das Ausmaß der Vererbung der Parteiidentifikation zurückgehen kann (Becker und Mays 2003). Campbell et al. (1960, S. 147) stellten u. a. fest, dass 79 % der Befragten, die aus Familien kamen, in denen mindestens ein Elternteil politisch aktiv war und deren beide Elternteile überzeugte Anhänger der US-amerikanischen demokratischen Partei waren, sich ebenfalls mit Demokraten identifizierten. Die frühen Studien, wonach 55 %³ der deutschen Befragten die Parteiidentifikation ihres Vaters kannten, zeigen, dass auch in Deutschland günstige Bedingungen für die Weitergabe der Parteiidentifikation existieren (Norpoth 1984, S. 438). Es muss aber zugleich darauf hingewiesen werden, dass die Kenntnis der Parteiidentifikation der Eltern nicht unbedingt ihre Übernahme bedeuten muss (Jennings und Niemi 1977). Neuere Studien teilen die differenzierte Einschätzung bezüglich der Weitergabe der politischen Ansichten zwischen den Generationen. So konstatiert z. B. Wolak (2009), dass neben dem Einfluss des Elternhauses auch der allgemeine politische Kontext die Entwicklung der Parteiidentifikation von Jugendlichen prägt.

Der Zusammenhang zwischen der Parteiidentifikation und dem Alter der Befragten kann auf dreierlei Weise konzeptualisiert werden. Dabei stehen der Alterseffekt, der Kohorteneffekt (bzw. Generationseffekt⁴) oder der

³Der von Norpoth (1984) erwähnte Wert stammt aus der Studie zur Bundestagswahl 1969 von Klingemann und Pappi (2012).

⁴Der Begriff „Generation“ ist weniger klar als „Geburtskohorte“. Aus diesem Grund wird über Kohorteneffekte gesprochen, wobei Kohorte als Geburtskohorte (Jahrgang) definiert wird. Für die Diskussion unterschiedlicher Definitionen der „Generation“ siehe Gehring (1994).

Periodeneffekt (Gehring 1994, S. 215) im Mittelpunkt. Im Falle des Alters-effektes werden Unterschiede in der Stärke bzw. der Inzidenz der Partei-identifikation zwischen verschiedenen Altersgruppen erwartet. Laut dieser Argumentationslinie (Lebenszyklushypothese) soll die Parteiidentifikation in einer Altersstufe über die Zeit stabil sein. Die Unterschiede treten hierbei zugleich zwischen den Altersstufen auf. Die meisten Studien stellen fest, dass ältere Befragte sich häufiger als jüngere mit einer Partei verbunden fühlen. Auf einen positiven Zusammenhang zwischen dem Anteil der Befragten mit starker Parteiidentifikation und ihrem Alter wiesen u. a. schon Campbell et al. (1960, S. 162) hin. Es wird dabei angenommen, dass mit der Zeit eine Präferenz für eine bestimmte Partei immer mehr zu einer Art psychologischer (Falter et al. 2000, S. 236) bzw. psychischer Mitgliedschaft wird (Pappi und Shikano 2007, S. 24).

Eine zweite Gruppe an Studien geht davon aus, dass die Stärke bzw. das Auftreten der Parteiidentifikation zwischen verschiedenen Geburtskohorten unterschiedlich ausfallen kann. Es wird dabei angenommen, dass die Parteibindung nicht vom Alter des Individuums, sondern vom Kontext seiner Politisierung abhängt. Die Einstellung in einem jeweiligen Geburtsjahrgang soll demnach über die Zeit stabil sein. Sie soll sich somit nicht mit dem Alter der zu einer Geburtskohorte gehörenden Individuen ändern (Gehring 1994, S. 215). Auf diese Möglichkeit hatte Abramson (1979) hingewiesen, der als einer der ersten die These von Campbell et al. (1960) und Converse (1969) über die Stärkung der Parteiidentifikation mit steigendem Alter der Befragten kritisierte. Er fasst seine Beobachtungen wie folgt zusammen: „the overall results show considerable stability in partisan strength within cohorts as they age, suggesting that once formative socialization occurs persons tend to retain their level of partisan strength as they move through the life cycle“ (Abramson 1979, S. 91).

Die dritte Erscheinungsform, der Periodeneffekt, tritt dann auf, wenn „das zu beobachtende Merkmal zu einem bestimmten Zeitpunkt, also zwischen verschiedenen Geburtsjahrgängen und damit auch zwischen verschiedenen Altersstufen, stabil ist und Unterschiede sich vor allem zwischen den Zeitpunkten zeigen“ (Gehring 1994, S. 215). Oder wie von Abramson (1979, S. 80) beobachtet: „as cohorts age, they are not only subjected to the effects of formative socialization and of aging, but also to the social and political events of each period during which they are surveyed“.

Aufgrund der Einschränkungen des vorliegenden Datensatzes lässt sich die Frage, ob Alters- oder Kohorteneffekte im hier gegebenen Fall auftreten, nicht eindeutig beantworten. Dies wäre nur mit Längsschnittdaten möglich, die einen längeren Zeitraum abdecken. Die früheren Studien zeigen jedoch, dass die Partei-identifikation von Befragten in Deutschland positiv mit ihrem Alter korreliert,

was sowohl für die Alters- als auch für die Kohortenhypothese sprechen kann. Mithilfe der Informationen zum politischen Kontext auf der Landes- und auf der Bundesebene zum Zeitpunkt der Sozialisation der Befragten lässt sich allerdings der Periodeneffekt überprüfen. Dabei ist Hamburg aufgrund der oft beobachteten großen Diskrepanz zwischen Bundestags- und Bürgerschaftswahlergebnissen ein besonders interessanter Fall⁵.

Im Rahmen dieses Beitrags wird zuerst untersucht, ob der Effekt, der auf der Bundesebene beobachtet wird, auch auf der Landesebene auftritt. Die Erwartung bezüglich des Zusammenhangs zwischen dem Lebensalter und der Parteiidentifikation lässt sich somit als erste Hypothese formulieren:

H1: Je älter der Befragte ist, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass er sich mit einer Partei identifiziert.

Im zweiten Schritt werden inhaltliche Unterschiede zwischen den Angehörigen verschiedener Altersgruppen diskutiert. Goerres (2008, S. 287) zeigt in seiner Studie zum Wahlverhalten von Senioren in Deutschland und Großbritannien, dass ältere Wähler seltener die Parteien unterstützen, die eine jüngere Geschichte haben und die mit der sogenannten „Neuen Politik“ (Bürklin 1981; Inglehart 1990) assoziiert werden. Im Hamburger Kontext lässt sich diese Erwartung am besten am Beispiel der Grünen überprüfen. Die Grünen sind die erfolgreichste deutsche Partei, die sich überwiegend für die „Neue Politik“ einsetzt und sich über postmaterialistische Werte definiert. Sie stellen überdies nach der Bürgerschaftswahl 2015 die drittgrößte Fraktion in der Hamburgischen Bürgerschaft. Da die Themen, die das programmatische Profil der Grünen am stärksten prägen, erst in der zweiten Hälfte der 1970er Jahre an Bedeutung gewonnen haben, kann überdies erwartet werden, dass Befragte, die danach politisch sozialisiert wurden, mit größerer Wahrscheinlichkeit zur Identifikation mit den Grünen neigen. Auf der Grundlage der Erkenntnisse der Studie von Goerres wird die zweite empirisch zu überprüfende Hypothese wie folgt formuliert:

⁵Bei der Bürgerschaftswahl 2015 erzielte die SPD 45,6 % der Stimmen und bei der Bürgerschaftswahl 2011 48,4 %. Diese Werte unterscheiden sich deutlich von den Bundestagwahlergebnissen der SPD in Hamburg. Bei der Bundestagswahl 2017 erzielte die SPD in der Hansestadt 23,5 % der Zweitstimmen, 2013 waren es noch 32,4 %. Im Jahre 2017 ist die SPD nur die zweitstärkste Partei in Hamburg hinter der CDU geworden, die 27,2 % der Zweitstimmen für sich sichern konnte (z. B. Statistikamt Nord 2015).

- H2: Je älter der Befragte ist, desto niedriger ist die Wahrscheinlichkeit, dass er sich mit einer Partei identifiziert, die mit der „Neuen Politik“ assoziiert wird (insbesondere Bündnis 90/Die Grünen).

Im Falle der älteren Generationen wird auf der anderen Seite eine stärkere Bindung an Parteien mit längeren Traditionen erwartet. Dies kann die Folge zweier Mechanismen sein: Goerres (2008) unterscheidet zwischen der Erklärung, die sich auf den Lebenszyklus fokussiert und der Erklärung, welche die Bedeutung der Unterschiede zwischen den Generationen betont. Der erste Ansatz impliziert, dass ältere Wähler bekannte Parteien bevorzugen, mit denen sie im Laufe ihres Lebens vertraut geworden sind. Davon profitieren entweder die größten Parteien (von denen erwartet wird, dass sie auch länger existieren) bzw. die kleinen Parteien, die allerdings in der Vergangenheit in der Regierung bzw. im Parlament vertreten waren (Goerres 2008, S. 286). Laut der zweiten Erklärung sind ältere Kohorten besonders stark durch Entwicklungen geprägt, die sich zum Zeitpunkt ihrer politischen Sozialisierung ereigneten. Ältere, länger existierende Parteien spielten demnach mit höherer Wahrscheinlichkeit eine wichtige Rolle bei den Ereignissen, die ältere Wählergenerationen miterlebten, als sie (meistens als Wähler) politisch aktiv wurden. Angenommen, dass Parteiidentifikation langfristig existiert und sich in der frühen Phase der politischen Sozialisierung entwickelt, sollen ältere Befragte sich zwangsläufig häufiger mit länger existierenden Parteien identifizieren. Laut Campbell et al. (1960, S. 148) identifizieren sich zwei Drittel der Befragten, die sich an ihre Wahlentscheidung bei der ersten Wahl erinnern konnten, weiterhin mit der gleichen Partei. Beide Erklärungen implizieren eine höhere Bindung der älteren Befragten an die drei ältesten Parteien, die in der Hamburgischen Bürgerschaft vertreten sind – die SPD, die CDU und die FDP. Eine weitere Hypothese, die in der Literatur diskutiert wird, betrifft den Zusammenhang zwischen dem Alter und der Wahl von Parteien, die konservativere Positionen vertreten. Goerres (2008) zeigt, dass diese Behauptung nur bedingt zutreffend ist. Mit steigendem Lebensalter wechseln Befragte nicht zwangsläufig zu konservativeren Parteien. In diesem Beitrag wird somit der Gründungszeitpunkt einer Partei, aber nicht ihre ideologische Ausrichtung im Mittelpunkt stehen. Aufgrund der niedrigen Fallzahl der FDP-Sympathisanten, wird sich die Analyse auf die zwei Volksparteien – SPD und CDU – konzentrieren:

- H3: Je älter der Befragte ist, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass er sich mit einer der „alten“ Parteien (insbesondere mit der SPD bzw. der CDU) identifiziert.

Die Existenz von Alterseffekten sowohl im Falle der allgemeinen Parteiidentifikation als auch auf der Ebene von einzelnen Parteien entspricht der klassischen Sichtweise auf die Parteineigung. Wenn auf der anderen Seite das Argument der „Revisionisten“ (Kroh und Selb 2009, S. 560) stimmt, dann sollte der Anteil der Personen, die sich mit einer Partei verbunden fühlen, in allen Altersgruppen ähnlich sein. Der Position der „Revisionisten“ zufolge kann davon ausgegangen werden, dass Wähler ihre Bindung an Parteien ständig neu bewerten, aktualisieren und eventuell auch modifizieren. Es wird in diesem Zusammenhang von der „running tally“ gesprochen (Fiorina 1981). Laut Kroh und Selb (2009) sind beide Sichtweisen legitim. Diejenigen, die ihre Parteiidentifikation von ihren Eltern übernehmen, tendieren auch dazu, sich langfristig mit einer Partei verbunden zu fühlen. Im Gegensatz dazu sind diejenigen Befragten, die ihre Neigung zu einer Partei unabhängig von ihrer Familie entwickelt haben, eher dazu bereit, diese Bindung zu revidieren oder infrage zu stellen (Kroh und Selb 2009, S. 560).

Zwei weitere Hypothesen beziehen sich auf den Einfluss des Kontextes, in dem die politische Sozialisation der Befragten erfolgte. Man kann somit über einen Periodeneffekt sprechen. Anhand der oben diskutierten Ausführungen kann erwartet werden, dass Befragte sich häufiger mit den Parteien identifizieren, die zum Zeitpunkt ihrer politischen Sozialisation – zum Beispiel durch Zugehörigkeit zur Regierung – prominent waren. Es ist zwar schwierig, den genauen Moment zu bestimmen, in dem die Sozialisation stattfindet, es wird aber angenommen, dass dies kurz vor der erstmaligen Ausübung des aktiven Wahlrechts passiert. Dies fällt in etwa mit dem Erlangen der Volljährigkeit zusammen. Der deutsche Föderalismus erlaubt dabei noch, zwischen den Effekten, die ihren Ursprung auf der Landes- bzw. auf der Bundesebene haben, zu unterscheiden. Dadurch, dass die gleiche Partei zu unterschiedlichen Zeitpunkten die Regierung stellte, sollten die Effekte im Falle von zwei Volksparteien altersunabhängig sein. Unterschiede bezüglich der Parteien, die in der Bundesregierung bzw. im Hamburger Senat vertreten waren, erlauben zudem, die Wirkung der Bundespolitik und des landesspezifischen Kontextes auseinanderzuhalten. Die theoretischen Erwartungen diesbezüglich lassen sich wie folgt formulieren:

- H4: Der Befragte identifiziert sich häufiger mit einer Partei, die zum Zeitpunkt seiner politischen Sozialisation in der Bundesregierung vertreten war.
- H5: Der Befragte identifiziert sich häufiger mit einer Partei, die zum Zeitpunkt seiner politischen Sozialisation in der Landesregierung vertreten war.

3 Daten und Methoden

Die empirische Analyse basiert auf Daten, die im Rahmen des Hamburg-BUS erhoben wurden. Befragt wurde eine repräsentative Stichprobe von 1004 Einwohnern der Freien und Hansestadt Hamburg. Die computergestützten Telefoninterviews (CATI) fanden zwischen September und November 2016 statt. Die Information über die Parteibindung der Befragten wurde mithilfe der folgenden Frage erhoben: „In Deutschland neigen viele Leute längere Zeit einer bestimmten politischen Partei zu, obwohl sie auch ab und zu eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen: Neigen Sie – ganz allgemein – einer bestimmten Partei zu? Und wenn ja, welcher?“. Es handelt sich um eine leicht modifizierte Formulierung, die seit 1972 in den meisten großen deutschen Studien genutzt wird. Der ursprüngliche Wortlaut ist wie folgt: „Viele Leute in der Bundesrepublik neigen längere Zeit einer bestimmten Partei zu, obwohl sie auch ab und zu eine andere Partei wählen“ (Mayer 2017, S. 24).

Neben der Frage nach der langfristigen Parteibindung wurden Befragte gebeten, ihre aktuelle Parteipräferenz anzugeben. Die deskriptiven Statistiken der sogenannten „Sonntagsfrage“ („Welche Partei würden Sie wählen, wenn am kommenden Sonntag Bürgerschaftswahl wäre?“) weichen nur geringfügig von den Stimmenanteilen der Parteien bei der Bürgerschaftswahl 2015 ab (Marcinkiewicz et al. 2016, S. 5). Es kann davon ausgegangen werden, dass die politische Landschaft Hamburgs und die Einstellungen der Hamburger Wähler zwischen der Hamburgischen Bürgerschaftswahl im Februar 2015 und dem Zeitpunkt der Befragung relativ stabil blieben⁶.

Sowohl Converse (1969) als auch Abramson (1979) konzentrieren sich in ihren Arbeiten auf die Stärke der Parteiidentifikation. Im Hamburg-BUS, der dem vorliegenden Beitrag zugrunde liegt, wurde leider keine Information über die Stärke der Parteiidentifikation erhoben. Aus diesem Grund kann lediglich zwischen den Individuen mit und ohne Parteiidentifikation unterschieden werden. Es kann aber zugleich untersucht werden, mit welcher Partei sich ein Befragter verbunden fühlt. Angesichts dieser Einschränkungen kann die abhängige Variable z. B. entweder als eine binäre Variable (Dummy) für jedes Individuum oder als Anteil der Befragten in der jeweiligen Geburtskohorte operationalisiert werden.

⁶Für die Diskussion über das Hamburger Wahlrecht und das Wahlverhalten in Hamburg vgl. z. B. Bowler et al. (2018), Decker (2007), Jankowski et al. (2013), Marcinkiewicz und Jankowski (2014).

Je nachdem wie die abhängige Variable operationalisiert wird, bieten sich unterschiedliche Modellierungsstrategien an. Wenn auf der individuellen Ebene zwischen den Personen mit bzw. ohne Parteibindung mithilfe einer Dummy-Variable unterschieden wird, wäre die Schätzung einer binären logistischen Regression die optimale Lösung. Bei der alternativen Operationalisierung der zu erklärenden Variable als Anteil der Befragten im jeweiligen Jahrgang, die sich mit einer Partei identifizieren, kann die Anwendung einer linearen Regression (OLS) als eine Möglichkeit in Erwägung gezogen werden. Dieses Verfahren kann aber zur Generierung von geschätzten Werten führen, die sich außerhalb des theoretisch erlaubten Bereiches befinden. Die hier nicht ausführlich besprochene lineare Regression, die als Test durchgeführt wurde, hat gezeigt, dass dies für die Analyse der Bindung an die Grünen problematisch sein könnte. Aus diesem Grund scheinen alternative Spezifikationen mithilfe einer Beta-Regression bzw. einem Fractional-Logit-Model (FLM) der OLS-Regression überlegen zu sein, insbesondere für die Untersuchung der Neigung zu konkreten Parteien. Während die logistische Regression ermöglichen würde, die erwartete Wahrscheinlichkeit zu bestimmen, mit der ein Individuum zu einer Partei neigt, macht die alternative Operationalisierung möglich, das Muster des Zusammenhangs zwischen dem Alter und der Parteiidentifikation besser zu erkennen und grafisch verständlicher zu veranschaulichen. Aus diesem Grund wird in der vorliegenden Studie die Fractional-Logit-Regression (FLR) genutzt.

Die FLR (bzw. eine breitere Familie der Fractional-Response-Verfahren) ermöglicht die Schätzung eines Modells mit einer kontinuierlichen unabhängigen Variable, die allerdings lediglich Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann. Sie bietet laut Papke und Wooldridge (1996, S. 619) somit eine praktische Alternative für Verfahren, welche Ad hoc-Transformationen der Variablen verwenden, um ein Auftreten von Werten außerhalb des erlaubten Bereiches zu verhindern. Anders als bei der OLS-Regression wird davon ausgegangen, dass der Effekt der jeweiligen unabhängigen Variable x auf die abhängige Variable y aufgrund des beschränkten Intervalls, in dem y auftreten kann, nicht konstant sein kann. Der Effekt kann somit nicht mit einem Verfahren geschätzt werden, das von der Existenz eines linearen Zusammenhangs ausgeht (Papke und Wooldridge 1996, S. 619–620). Dank der Anwendung des Logit-Links kann die FLR im Gegensatz zur OLS-Regression die Nichtlinearität besser abbilden und somit die geschätzten Werte im erlaubten Bereich generieren. Aufgrund des häufigen Auftretens von Variablen mit Anteilswerten in der Wahl- und Parlamentsforschung wurde in den letzten Jahren ein gesteigertes Interesse am oben genannten Verfahren beobachtet (z. B. Sieberer 2013).

Die Koeffizienten der FLR können ähnlich wie Koeffizienten aus einer binären logistischen Regression in Odds Ratios umgerechnet werden, die im Gegensatz zur Steigung immer konstant bleiben. Die Exponenzierung der Regressionsgleichung mit vorgegebenen Werten der unabhängigen Variable ermöglicht die Berechnung der Logits. Sie können dann wiederum mithilfe einer leicht modifizierten Version der bekannten Formel:

$$\hat{y}_i = \frac{e^{\beta_o + \beta_j x_{ji}}}{1 + e^{\beta_o + \beta_j x_{ji}}}$$

zur Ermittlung der geschätzten Anteile \hat{y}_i genutzt werden. An dieser Stelle ist der entscheidende Unterschied zwischen der FLR und der binären logistischen Regression erkennbar. Während mithilfe der binären logistischen Regression die geschätzten Wahrscheinlichkeiten des Eintritts eines Ereignisses ermittelt werden, kommt man im Falle von FLR unmittelbar auf geschätzte Werte der abhängigen Variable. Anstelle der schwieriger interpretierbaren Odds Ratios gehe ich in der Analyse der empirischen Ergebnisse auf die geschätzten Anteile der Parteiidentifikation ein.

Bei der Untersuchung der allgemeinen Parteiidentifikation werden neben den FLR-Modellen auch die OLS-Modelle geschätzt. Für die OLS-Regression sprechen zufriedenstellende Indikatoren der Varianzaufklärung (R-Quadrat-Werte zwischen 18,5 und 20,0 %). Dank der Anwendung des quadratischen Terms können zudem nichtlineare Alterseffekte in den Analysen zur Identifikation mit der CDU und mit den Grünen gut abgebildet werden. Die einfache Interpretation der Koeffizienten ist eine weitere Stärke der OLS-Regression. In den Modellen zur allgemeinen Parteiidentifikation werden zudem keine geschätzten Werte ermittelt, die kleiner als 0 bzw. größer als 1 sind. Die mithilfe des Modells ermittelten erwarteten Werte befinden sich auch im theoretisch erlaubten Bereich. Im Gegensatz dazu sind bei der Analyse der Bindung an konkrete Parteien Probleme aufgetreten, die gegen die Anwendung des OLS-Verfahrens sprechen: Für die ältesten Geburtskohorten liegen die mit OLS geschätzten Anteile der Grünen-Anhänger im negativen Bereich (dieses Modell wird nicht diskutiert). Bei der Untersuchung der Identifikation mit konkreten Parteien werden somit nur die Ergebnisse der FLR-Modelle berichtet.

Schließlich werden konkrete unabhängige Variablen gewählt, die in die Modelle einfließen. In der vorliegenden Analyse werden jeweils zwei Spezifizierungen in Verbindung mit FLR bzw. mit OLS präsentiert. Die erste Gruppe der Modelle berücksichtigt nur Alterseffekte (Alter und Alter quadriert), die zweite analysiert gleichzeitig Alterseffekte mit Parteipräferenzen und

soziodemografischen Variablen. Diese Logik wurde bei der Erklärung der allgemeinen Parteiidentifikation verfolgt. Im Falle von Parteimodellen werden für jede Partei jeweils zwei FLR-Modelle geschätzt. Die Antworten der Befragten auf die Sonntagsfrage wurden bei der Parteienanalyse ausgelassen, es wird aber für soziodemografische Variablen kontrolliert. In den Parteimodellen 8, 9 und 10 wird zusätzlich überprüft, ob die jeweilige Partei (SPD, CDU bzw. Grüne) in der Bundesregierung bzw. im Hamburger Senat vertreten war, als der Befragte volljährig wurde.

Tab. 1 bietet eine Übersicht über die Operationalisierung der unabhängigen Variablen, die in den Regressionsmodellen berücksichtigt wurden. Das Lebensalter der Befragten wurde zentriert, um Kollinearität mit dem quadratischen Term zu vermeiden. Die Altersvariable entspricht dem Lebensalter der Befragten dividiert durch zehn, wobei 0 für das mittlere Lebensalter steht. Die Parteipräferenzen fließen in die Regression als binäre Variablen (Dummy-Variablen) ein. Eine geplante Stimmabgabe für die SPD ist die Referenzkategorie. Neben den Befragten, die bereit sind, eine Partei zu wählen, werden auch Individuen berücksichtigt, die nicht wählen wollen bzw. unentschlossen sind („weiß nicht“). Es soll dabei aber betont werden, dass es sich lediglich um statistische Kontrolle handelt. Die Nutzung der aktuellen Parteipräferenzen der Befragten als unabhängige Variable impliziert nicht, dass die Parteipräferenzen als Ursache für die Parteibindung betrachtet werden. Diese Art der Modellierung ermöglicht aber durch ihre Einfachheit die Feststellung, ob potenzielle Wähler unterschiedlicher Parteien sich langfristig mit einer Partei verbunden fühlen.

Auch das Geschlecht ist als eine binäre Variable (Dummy) codiert (weiblich 1, männlich 0). Im Falle der Einkommensvariablen handelt es sich um das individuelle Nettoeinkommen in 1000 EUR (Gruppenmitten von insgesamt 25 Einkommenskategorien). Die Informationen über den höchsten Bildungsabschluss wurden als Dummy-Variablen operationalisiert. Neben der Referenzkategorie, welche Befragte mit Hauptschulabschluss bzw. ohne Schulabschluss identifiziert, wird auch zwischen Realschulabschluss, FH-Reife und Hochschulreife (Abitur) unterschieden. Sechs weitere binäre Variablen identifizieren Befragte (codiert mit 1), die 18 Jahre alt wurden, wenn eine bestimmte Partei (SPD, CDU bzw. Grüne) in der Bundesregierung bzw. im Hamburger Senat vertreten war. Unabhängig davon, ob sie mit 18, 21 (bis 1970) oder 16 Jahren (ab 2013 für die Wahl zur Hamburgischen Bürgerschaft) wahlberechtigt wurden, wurde für alle Befragten das 18. Lebensjahr als Zeitpunkt der politischen Sozialisation gewählt. Dadurch wird eine potenzielle Verzerrung vermieden, die sich daraus ergeben könnte, dass Befragte aus verschiedenen Geburtskohorten zu unterschiedlichen Zeitpunkten

Tab. 1 Operationalisierung der Variablen

| Konzept | Variable | Typ/Transformation | Einheit/Codierung |
|-------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|
| Alter | Alter zentr. (in 10) | Metrisch, zentriert | Jahrzehnt (10 Jahre) |
| | Alter zentr. (in 10) ² | Metrisch, zentriert und quadriert | Jahrzehnt ² |
| Parteipräferenz | CDU | Dummy | 1: CDU, 0: andere |
| | Grüne | Dummy | 1: Grüne, 0: andere |
| | FDP | Dummy | 1: FDP, 0: andere |
| | Die Linke | Dummy | 1: Die Linke, 0: andere |
| | AfD | Dummy | 1: AfD, 0: andere |
| | Andere Partei | Dummy | 1: Andere Partei, 0: andere |
| | Nichtwähler | Dummy | 1: Nichtwähler, 0: andere |
| | Weiß nicht | Dummy | 1: Weiß nicht, 0: andere |
| | [SPD] | Referenzkategorie | |
| Bildung | Realschulabschluss | Dummy | 1: Realschulabschluss, 0: andere |
| | FH-Reife | Dummy | 1: FH-Reife, 0: andere |
| | Abitur | Dummy | 1: Abitur, 0: andere |
| | [Hauptschule bzw. weniger] | Referenzkategorie | |
| Geschlecht | Frau | Dummy | 1: Frau, 0: Mann |
| Individuelles Einkommen | Einkommen (in 1000) | Metrisch | 1000 EUR |
| Partei in Regierung | SPD in Reg. Bund | Dummy | 1: ja, 0: nein |
| | SPD in Reg. HH | Dummy | 1: ja, 0: nein |
| | CDU in Reg. Bund | Dummy | 1: ja, 0: nein |
| | CDU in Reg. HH | Dummy | 1: ja, 0: nein |
| | Grüne in Reg. Bund | Dummy | 1: ja, 0: nein |
| | Grüne in Reg. HH | Dummy | 1: ja, 0: nein |

Quelle: Hamburg-BUS 2016

Tab. 2 Zeiträume, in denen die jeweiligen Parteien in der Bundesregierung bzw. im Hamburger Senat vertreten waren

| Partei | Ebene | Zeitraum |
|---------------|-------|---------------------------------|
| SPD in Reg. | Bund | 1966–1982, 1998–2009, 2013– |
| | HH | 1946–1953, 1957–2001, 2011– |
| CDU in Reg. | Bund | 1949–1969, 1982–1998, 2005– |
| | HH | 1945–1946, 1953–1957, 2001–2011 |
| Grüne in Reg. | Bund | 1998–2005 |
| | HH | 1997–2001, 2008–2010, 2015– |

Quelle: Eigene Zusammenstellung
Anmerkungen: Bei der Konstruktion der Variablen, welche die Parteien in der Regierung identifizieren, wurde jeweils ein Jahr der Partei bzw. den Parteien zugewiesen, wenn sie den Großteil jenes Jahres in der Regierung vertreten war/en

wahlberechtigt wurden. Tab. 2 fasst die Informationen über die Zeiträume zusammen, in denen die CDU, die SPD oder die Grünen in der Bundesregierung bzw. im Hamburger Senat vertreten waren.

4 Empirische Ergebnisse

4.1 Empirische Ergebnisse zur Parteiidentifikation allgemein

In den Modellen 1 bis 4 wird die allgemeine Parteiidentifikation (Identifikation mit einer der Parteien, unabhängig davon, welche Partei gemeint ist) erklärt. Die einzelnen Werte der abhängigen Variable geben an, welcher Anteil der Befragten sich in der jeweiligen Geburtskohorte langfristig mit einer Partei verbunden fühlt. Sowohl die OLS-Modelle als auch die Modelle, die auf dem FLR-Verfahren basieren (Tab. 3), sprechen für die Hypothese H1. Im Falle von allen Spezifikationen wird ein positiver und statistisch signifikanter Zusammenhang ($p < 0,001$) zwischen dem Alter und dem Anteil der Befragten in der jeweiligen Kohorte, die sich mit einer Partei identifizieren, beobachtet (Abb. 1 oben links). Der Effekt des quadratischen Terms ist jedoch nicht statistisch signifikant. Es wird somit im Falle der allgemeinen Parteiidentifikation kein Effekt des mittleren Alters beobachtet.

Sowohl laut FLR (Modell 2) als auch OLS (Modell 4) identifizieren sich etwa 57 % der jüngsten Befragten (Alter = 16) mit einer Partei. Für die ältesten

Tab. 3 Determinanten der Parteiidentifikation

| Regression | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------------|---------|----------|---------|----------|
| | FLR | FLR | OLS | OLS |
| Alter (zentr. in 10) | 0,16*** | 0,15*** | 0,03*** | 0,03*** |
| | (0,04) | (0,04) | (0,01) | (0,01) |
| Alter (zentr. in 10) ² | −0,01 | −0,01 | −0,00 | −0,00 |
| | (0,02) | (0,02) | (0,00) | (0,00) |
| CDU | | −0,05 | | −0,01 |
| | | (0,06) | | (0,01) |
| Grüne | | −0,11 | | −0,02 |
| | | (0,07) | | (0,01) |
| FDP | | −0,03 | | −0,01 |
| | | (0,14) | | (0,03) |
| Die Linke | | 0,02 | | 0,00 |
| | | (0,08) | | (0,02) |
| AfD | | −0,35*** | | −0,07*** |
| | | (0,09) | | (0,02) |
| Andere Partei | | 0,07 | | 0,02 |
| | | (0,14) | | (0,03) |
| Nichtwähler | | −0,27 | | −0,06 |
| | | (0,19) | | (0,04) |
| Weiß nicht | | −0,21** | | −0,04** |
| | | (0,07) | | (0,01) |
| Frau | | −0,01 | | −0,00 |
| | | (0,05) | | (0,01) |
| Einkommen (in 1.000) | | 0,03 | | 0,00 |
| | | (0,01) | | (0,00) |
| Realschulabschluss | | 0,05 | | 0,01 |
| | | (0,08) | | (0,02) |
| FH-Reife | | −0,01 | | −0,00 |
| | | (0,10) | | (0,02) |

(Fortsetzung)

Tab. 3 (Fortsetzung)

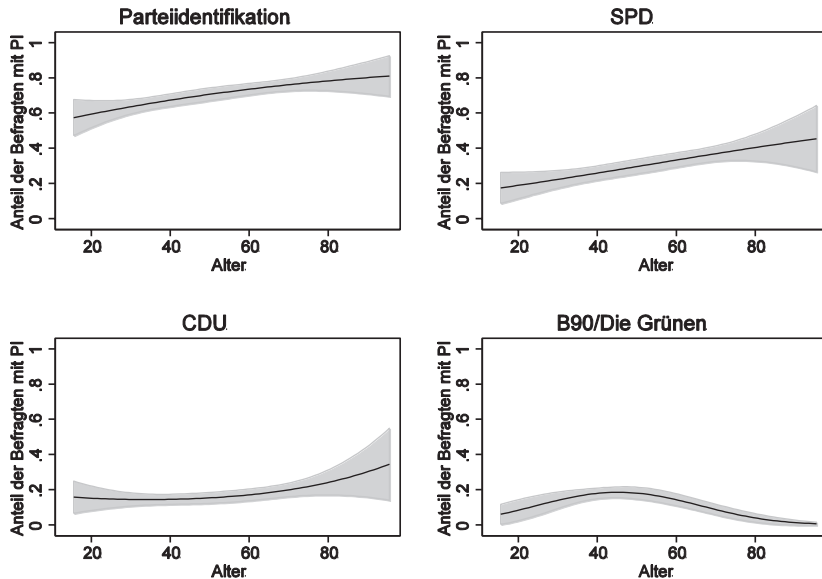
| Regression | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|---------|---------|---------|---------|
| | FLR | FLR | OLS | OLS |
| Abitur | | −0,04 | | −0,01 |
| | | (0,08) | | (0,02) |
| Konstante | 0,93*** | 0,96*** | 0,72*** | 0,72*** |
| | (0,09) | (0,12) | (0,02) | (0,02) |
| N | 762 | 762 | 762 | 762 |
| R ² | | | 0,19 | 0,22 |
| korr. R ² | | | 0,19 | 0,20 |
| Pseudo-R ² | 0,01 | 0,02 | | |

Quelle: Hamburg-BUS 2016

Anmerkungen: Methode: Fractional Logit-Regression (FLR: Modelle 1 und 2) und OLS-Regression (Modelle 3 und 4). Cluster-robuste Standardfehler in Klammern (78 Cluster). Abhängige Variable: Anteil der Befragten in der jeweiligen Geburtskohorte, die sich mit einer Partei identifizieren. Standardfehler berechnet nach der Berücksichtigung der Zugehörigkeit der Befragten zu den 76 Clustern (Geburtskohorten nach Jahrgang). Signifikanzniveau: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Geburtskohorten (88 Jahre und älter) betragen die geschätzten Anteile der Individuen mit Parteibindung etwa 79 %. Im Falle der allgemeinen Parteineigung wird ein beinahe linearer Zusammenhang beobachtet. Die geschätzten Werte des Fractional-Logit-Modells und der linearen Regression sind nahezu identisch. Es lässt sich somit sagen, dass sich der Anteil der Befragten, die zu einer Partei neigen, um etwa 3 Prozentpunkte erhöht, wenn das Lebensalter um ein Jahrzehnt ansteigt. Dies entspricht auch dem Koeffizienten der linearen Regression, der sich auf den Alterseffekt bezieht (Modell 4).

Die Bestätigung der Existenz eines (erwarteten) Zusammenhangs zwischen dem Lebensalter und der Neigung zu einer bestimmten Partei fungiert als Ausgangspunkt für die Analyse der Effekte, die für die Bindung an die drei wichtigsten Parteien Hamburgs beobachtet werden, welche im nächsten Unterabschnitt erfolgt. Zuerst aber lohnt sich noch der Blick auf die Effekte, die im Modell der allgemeinen Parteiidentifikation für die Wählerschaft der AfD und für die Befragten, die nicht wissen, wie sie abstimmen werden, verzeichnet wurden. Die Antworten auf die Sonntagsfrage wurden lediglich zwecks statistischer Kontrolle als unabhängige Variablen in die Modelle eingeführt. Der Zusammenhang zwischen der Parteipräferenz und der Parteiidentifikation befindet sich nicht



Anmerkungen: Methode: Fractional Logit-Regression. Oben links: Modell 2. Für Identifikation mit verschiedenen Parteien: Modell 5 (SPD), Modell 6 (CDU) und Modell 7 (B90/Die Grünen). Für die Regressionskoeffizienten und konkrete Modellspezifikation vgl. Tabelle 3 und Tabelle 4.

Abb. 1 Geschätzte Werte für das Auftreten der Parteiidentifikation allgemein und mit den drei größten Parteien. (Quelle: Hamburg-BUS 2016)

im Mittelpunkt dieser Untersuchung, nichtsdestotrotz wird kurz über beobachtete statistisch signifikante Zusammenhänge zwischen der abhängigen Variable und zwei Kategorien einer der Kontrollvariablen berichtet. Diese Zusammenhänge sollen in Zukunft näher analysiert werden.

In beiden Modellen, in denen die allgemeine Parteibindung erklärt und die Parteipräferenz als unabhängige Variable verwendet wird (Modelle 2 und 4), können statistisch signifikante negative Effekte im Falle von Befragten festgestellt werden, welche die AfD als ihre Wahlpräferenz angeben. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass sich diese Gruppe mit der niedrigsten Wahrscheinlichkeit mit irgendeiner Partei identifiziert. Dies kann erstens damit zusammenhängen, dass die AfD eine sehr junge Partei ist, die schon bei der Bundestagswahl 2013 eine besonders starke Anziehungskraft auf Nichtwähler hatte, die erwartungsgemäß auch keine ausgeprägte Parteiidentifikation aufweisen (Schmitt-Beck 2014, S. 99). Zweitens kann dies auch als ein Hinweis für Protestverhalten interpretiert

werden (Lewandowsky 2015). Auch wenn die aktuellen Studien eher zu dem Schluss neigen, dass die AfD nicht einfach eine Protestpartei sei, lässt sich zugleich die stark überdurchschnittliche Parteiverdrossenheit der AfD-Wähler im Vergleich zu Unterstützern anderer Parteien beobachten (Schwarzbözl und Fatke 2016, S. 294). Um das beobachtete Phänomen der wenig ausgeprägten Parteibindung der AfD-Wähler besser zu verstehen, wären, nichtsdestotrotz, weitere Analysen – am besten mit Längsschnittdaten – erforderlich.

Befragte, die keine Angabe zu ihren Wahlpräferenzen machten (Kategorie „weiß nicht“ in Tab. 3), fühlen sich, ähnlich wie die AfD-Wähler, seltener mit einer der Parteien langfristig verbunden. Negative Effekte können auch für die Nichtwähler beobachtet werden, sind aber im Falle dieser Gruppe nicht statistisch signifikant.

4.2 Empirische Ergebnisse für einzelne Parteien

Im nächsten Schritt wird untersucht, wie oft sich Befragte im unterschiedlichen Alter mit verschiedenen Parteien identifizieren (dabei ist die Parteiidentifikation von der Parteipräferenz zu unterscheiden, die als Kontrollvariable in der Analyse der Parteibindung im Allgemeinen benutzt wurde). Berücksichtigt werden dabei nur die drei Parteien, die am häufigsten von Befragten bei der Beantwortung der Sonntagsfrage genannt werden und zugleich die zahlenstärksten Fraktionen in der Bürgerschaft stellen: SPD, CDU und Grüne (Tab. 4). Nur im Falle dieser drei Parteien ist die Anzahl der Sympathisanten in den Geburtskohorten hinreichend groß, um eine aussagekräftige statistische Auswertung durchzuführen.

Zuerst lohnt sich der Blick auf die Partei, die in der Bürgerschaft die stärkste Fraktion stellt und historisch am längsten die Hansestadt regiert hat, die SPD. Die Ergebnisse der Analyse, die sich auf die SPD fokussiert, liefern eine Bestätigung der Hypothese H3. Mit steigendem Lebensalter erhöht sich der Anteil der Individuen, die sich langfristig mit den Sozialdemokraten verbunden fühlen (Abb. 1 oben rechts). In der Gruppe der jüngsten Wähler (unter 20) wird der Anteil der SPD-Anhänger auf etwa 18 % geschätzt (Modell 5). Für Befragte, die mehr als 80 Jahre alt sind, liegt der erwartete Anteil der SPD-Sympathisanten bei über 40 %.

Auch im Falle der CDU kann H3 bestätigt werden. Der Effekt ist allerdings im Vergleich zur SPD schwächer. Es handelt sich zudem um einen nichtlinearen Zusammenhang, was für die Anwendung des FLR-Verfahrens spricht. Der quadratische Term hat keinen statistisch signifikanten Effekt. Anhand der geschätzten

Tab. 4 Determinanten der Identifikation mit den drei größten Parteien

| | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|-----------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | SPD | CDU | Grüne | SPD | CDU | Grüne |
| Alter (zentr. in 10) | 0,17*** (0,04) | 0,12* (0,05) | -0,24*** (0,07) | 0,15*** (0,04) | 0,12* (0,05) | -0,29*** (0,08) |
| Alter (zentr. in 10) ² | -0,01 (0,02) | 0,03 (0,03) | -0,14*** (0,04) | 0,02 (0,02) | 0,01 (0,03) | -0,13*** (0,03) |
| Frau | 0,01 (0,05) | -0,04 (0,07) | 0,06 (0,05) | 0,03 (0,05) | -0,04 (0,07) | 0,07 (0,05) |
| Einkommen (in 1000) | 0,02 (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,02 (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) |
| Realschulabschluss | -0,02 (0,10) | 0,19 (0,12) | 0,09 (0,12) | -0,01 (0,09) | 0,18 (0,10) | 0,11 (0,12) |
| FH-Reife | 0,00 (0,09) | 0,13 (0,14) | -0,13 (0,13) | -0,02 (0,08) | 0,13 (0,13) | -0,12 (0,13) |
| Abitur | -0,10 (0,10) | 0,06 (0,12) | 0,03 (0,10) | -0,12 (0,09) | 0,04 (0,10) | -0,01 (0,10) |
| SPD in Reg. Bund | | | | -0,20 (0,15) | | |
| SPD in Reg. HH | | | | 0,62** (0,22) | | |
| CDU in Reg. Bund | | | | | 0,15 (0,20) | |
| CDU in Reg. HH | | | | | 0,41 (0,23) | |
| Grüne in Reg. Bund | | | | | | -0,87** (0,32) |
| Grüne in Reg. HH | | | | | | 0,03 (0,27) |
| Konstante | -0,79*** (0,15) | -1,76*** (0,16) | -1,67*** (0,15) | -1,32*** (0,25) | -1,84*** (0,20) | -1,61*** (0,14) |

(Fortsetzung)

Tab. 4 (Fortsetzung)

| | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|-----------------------|------|------|-------|------|------|-------|
| | SPD | CDU | Grüne | SPD | CDU | Grüne |
| N | 762 | 762 | 762 | 762 | 762 | 762 |
| Pseudo R ² | 0,02 | 0,01 | 0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,04 |

Quelle: Hamburg-BUS 2016
Anmerkungen: Methode: Fractional Logit-Regression. Robuste Standardfehler in Klammern (78 Cluster). Abhängige Variable: Anteil der Befragten in der jeweiligen Geburtskohorte, die sich mit der jeweiligen Partei identifizieren. Standardfehler berechnet nach der Berücksichtigung der Zugehörigkeit der Befragten zu den 76 Clustern (Geburtskohorten). Signifikanzniveau: * $p<0,05$, ** $p<0,01$, *** $p<0,001$

Anteile kann aber festgestellt werden, dass Wähler im mittleren Alter deutlich seltener als ältere, aber auch einigermaßen seltener als die jüngsten Wähler eine Bindung zur CDU aufweisen (Abb. 1 unten links). Im Falle der jüngsten Wähler wird ein Anteil der CDU-Anhänger von etwa 16 % erwartet. In der Gruppe der unter 38-Jährigen wird ein negativer Zusammenhang beobachtet. Danach erhöht sich der Anteil der Personen, die sich mit der CDU identifizieren, mit dem Lebensalter. Der geschätzte Anteil steigt von etwa 14 % (Lebensalter von 38 Jahren) auf etwa 25 % bei Befragten, die über 80 Jahre alt sind.

Mit den Grünen identifizieren sich, wie anhand von Hypothese H2 erwartet, häufiger jüngere als ältere Befragte. Es wird überdies nicht nur die aus der Theorie abgeleitete Neigung der jüngeren Wähler zur „Neuen Politik“ festgestellt, sondern auch ein substanzieller Effekt des mittleren Alters (Abb. 1 unten rechts). Das negative Vorzeichen des quadratischen Alterskoeffizienten deutet auf die Existenz einer konkaven Funktion und somit auf einen höheren geschätzten Anteil der Grünen-Sympathisanten in der Gruppe der Befragten im mittleren Alter hin. Dadurch, dass es sich aber um eine Partei handelt, die mit der „Neuen Politik“ und jüngeren Wählern assoziiert wird, kann die konkave Form der Funktion eventuell auch auf das „Ergrauen der Grünen“ in Hamburg hindeuten (Bürklin und Dalton 1994). Um diese These systematisch zu prüfen, müssten allerdings weitere Informationen erhoben werden, die den Vergleich zwischen unterschiedlichen Zeitpunkten ermöglichen würden. Es werden im Falle der Grünen keine substanziellen Effekte der soziodemografischen Merkmale beobachtet.

Die Modelle 8, 9 und 10 berücksichtigen zusätzlich den Kontext der politischen Sozialisation der Befragten. Kein Modell spricht für Hypothese H4. Sie muss somit verworfen werden. Die Vollendung des 18. Lebensjahres während der Existenz einer Bundesregierung, an der die SPD oder die CDU beteiligt waren,

erhöht nicht den Anteil der Personen in der jeweiligen Geburtskohorte, die sich mit einer von diesen Parteien identifizieren. Im Falle der Grünen wird paradoxerweise ein statistisch signifikanter negativer Zusammenhang beobachtet. Die Grünen waren aber in der Bundesregierung lediglich in den Jahren 1998 bis 2005 vertreten (vgl. Tab. 2). Von 762 Befragten, die in der Parteianalyse berücksichtigt wurden, sind nur 74 während der Existenz der rot-grünen Bundesregierung 18 Jahre alt geworden. Hypothese H5 kann im Gegensatz zu H4 im Falle der SPD beibehalten werden. Der Anteil der SPD-Sympathisanten ist in den Jahrgängen, die das 18. Lebensjahr vollendet haben als die SPD im Hamburger Senat vertreten war, höher als in anderen Jahrgängen ($p < 0,01$).

5 Zusammenfassung und Diskussion

Die wichtigsten Erkenntnisse dieser Studie lassen sich wie folgt zusammenfassen: Erstens kann anhand der repräsentativen Daten für die Freie und Hansestadt Hamburg die Existenz eines positiven Zusammenhangs zwischen dem Anteil der Befragten, die zu einer Partei neigen, und dem Lebensalter bestätigt werden. Dieses in anderen Kontexten beobachtete Phänomen taucht somit auch in Hamburg auf. Zweitens unterscheiden sich die Muster der Alterseffekte deutlich zwischen den Parteien. Diese Unterschiede können in erster Linie auf den Zeitpunkt der Sozialisation der Befragten und auf den Zeitpunkt der Gründung der Parteien zurückgeführt werden. Drittens wirkt sich der landespolitische Kontext, in der die Sozialisation der Befragten erfolgte, stärker als der bundespolitische Kontext auf die Bindung der Befragten mit zwei Volksparteien aus.

Die Ergebnisse der vorliegenden Studie zeigen, dass jüngere sich seltener als ältere Wähler mit einer Partei identifizieren. Dies stimmt mit den Erkenntnissen sowohl der frühen (Campbell et al. 1960, S. 160–167) als auch der jüngsten Analysen zur Parteiidentifikation (Arzheimer 2017) überein. Ein Effekt des mittleren Alters wurde bezüglich der allgemeinen Parteiidentifikation nicht beobachtet. Bei der Diskussion der praktischen Konsequenzen dieser Resultate ist es wichtig, den Unterschied zwischen der Wahlentscheidung bzw. Parteipräferenz einerseits und der Parteiidentifikation andererseits zu betonen. Während die Parteiidentifikation über einen längeren Zeitraum stabil bleibt, kann die Wahlentscheidung des Individuums von Wahl zu Wahl schwanken. Zugleich erhöht aber die emotionale Bindung an eine bestimmte Partei die Wahrscheinlichkeit, für diese Partei abzustimmen. Von den Individuen, die sich mit keiner Partei identifizieren, wird eine höhere Volatilität bei den Wahlentscheidungen erwartet. Ein niedrigerer Anteil

von „party identifiers“ kann somit zu einem höheren Anteil von Wechselwählern führen. Falls die jüngsten Wähler, die bei der vorliegenden Erhebung erfasst wurden, mit steigendem Lebensalter keine stabile Bindung an eine bestimmte Partei entwickeln, können die Wahlergebnisse von Wahl zu Wahl potenziell stärker schwanken. Diese Vermutung kann aber erst nach der Auswertung der geplanten Folgeerhebung untersucht werden. Erst dann lässt sich sagen, ob sich die jüngsten Kohorten aus der gegenwärtigen Studie mit steigendem Alter weiterhin seltener als ältere Geburtskohorten mit einer Partei identifizieren.

Es konnte überdies gezeigt werden, dass der Effekt des Alters auf die Parteiidentifikation im Falle der drei größten politischen Parteien unterschiedlich ausfällt. Zu den Parteien, die länger existieren und schon mehrmals in der Vergangenheit Regierungsverantwortung übernahmen, neigen häufiger ältere Befragte. In ihrem Falle wird also der gleiche Effekt wie bei der allgemeinen Parteiidentifikation beobachtet. Am stärksten ist der positive Zusammenhang zwischen dem Lebensalter und der Parteiidentifikation bei der SPD ausgeprägt. Deutlich schwächer fällt dieser Effekt im Falle der CDU aus. Dies kann auf die langjährige Vorherrschaft der SPD in der Hamburger Politik zurückgeführt werden. Die dominante Position der SPD spiegelt sich auch im hohen Anteil der Befragten wider, die eine Bindung zu den Sozialdemokraten aufweisen. Ihr Anteil ist in allen Altersgruppen höher als der Anteil der Sympathisanten anderer Parteien.

Bei den Grünen wird der erwartete negative Alterseffekt beobachtet, der allerdings eindeutig nichtlinear ist. Jüngere Wähler fühlen sich häufiger als ältere mit den Grünen verbunden. Diese Unterschiede zwischen den beobachteten Mustern können mit dem Zeitpunkt der Sozialisation der Befragten erklärt werden. Diejenigen, die vor der Entstehung der Grünen politisch sozialisiert wurden, haben seltener eine Bindung zu den Grünen entwickelt. Die Existenz eines substantiellen Effekts des mittleren Alters suggeriert, dass im Falle des für die Grünen erkennbaren Musters Alters- und Kohorteneffekte gleichzeitig erfasst werden.

Schließlich handelt es sich bei der vorliegenden Analyse um eine Querschnittsstudie. Somit kann die Kontroverse über Alters- versus Kohorteneffekte nicht eindeutig gelöst werden. Eine zusätzliche Längsschnittanalyse, die in Zukunft mit Berücksichtigung weiterer Hamburg-BUS-Befragungen durchgeführt werden soll, könnte aber zur Schließung dieser Lücke beitragen. Im Gegensatz dazu konnte, aufgrund der häufig in der Geschichte beobachteten Unterschiede zwischen der Zusammensetzung der Bundesregierung und des Hamburger Senats, die Existenz eines Periodeneffekts nachgewiesen werden.

Literatur

- Abramson, P. R. (1979). Developing party identification: A further examination of life-cycle, generational, and period effects. *American Journal of Political Science*, 23, 78–96.
- Achen, C. H., & Bartels, L. (2016). *Democracy for realists: Why elections do not produce responsive government*. Princeton: Princeton University Press.
- Arzheimer, K. (2006). “Dead men walking?” Party identification in Germany, 1977–2002. *Electoral Studies*, 25, 791–807.
- Arzheimer, K. (2017). Another dog that didn’t bark? Less dealignment and more partisanship in the 2013 Bundestag election. *German Politics*, 26, 49–64.
- Becker, R., & Mays, A. (2003). Soziale Herkunft, politische Sozialisation und Wählen im Lebensverlauf. *Politische Vierteljahresschrift*, 44, 19–40.
- Bowler, S., McElroy, G., & Müller, S. (2018). Voter preferences and party loyalty under cumulative voting: Political behaviour after electoral reform in Bremen and Hamburg. *Electoral Studies*, 51, 92–102.
- Bürklin, W. P. (1981). Die Grünen und die „Neue Politik“: Abschied vom Dreiparteiensystem? *Politische Vierteljahresschrift*, 22, 359–382.
- Bürklin, W. P., & Dalton, R. (1994). Das Ergrauen der Grünen. In H.-D. Klingemann & M. Kaase (Hrsg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990* (S. 264–302). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. E. (1960). *The American Voter*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Converse, P. E. (1969). Of time and partisan stability. *Comparative Political Studies*, 2, 139–171.
- Dalton, R. J. (1984). Cognitive mobilization and partisan dealignment in advanced industrial democracies. *Journal of Politics*, 46, 264–284.
- Dalton, R. J. (2007). Partisan mobilization, cognitive mobilization and the changing American electorate. *Electoral Studies*, 26, 274–286.
- Dassonneville, R., Hooghe, M., & Vanhoutte, B. (2012). Age, period and cohort effects in the decline of party identification in Germany: An analysis of a two decade panel study in Germany (1992–2009). *German Politics*, 21, 209–227.
- Decker, F. (2007). Parlamentarische Demokratie versus Volksgesetzgebung. Der Streit um ein neues Wahlrecht für Hamburg. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 38, 118–133.
- Falter, J. W., Schoen, H., & Caballero, C. (2000). Dreißig Jahre danach: Zur Validierung des Konzepts ‚Parteiidentifikation‘ in der Bundesrepublik. In M. Klein, W. Jagodzinski, E. Mochmann, & D. Ohr (Hrsg.), *50 Jahre Empirische Wahlforschung in Deutschland* (S. 235–271). Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Fiorina, M. P. (1981). *Retrospective voting in American national elections*. New Haven: Yale University Press.
- Gehring, U. W. (1994). Die SPD – Partei der Zukunft? Eine Kohortenanalyse der Bundestagswahlen 1969–1990. In H.-D. Klingemann & M. Kaase (Hrsg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990* (S. 214–263). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Goerres, A. (2008). The grey vote: Determinants of older voters’ party choice in Britain and West Germany. *Electoral Studies*, 27, 285–304.

- Inglehart, R. (1990). *Culture shift in advanced industrial society*. Princeton: Princeton University Press.
- Jankowski, M., Jakobeit, C., Hiller, P., & Thomsen, N. (2013). Mehr Wahl, mehr Qual? Zum Zusammenhang von Wahlbeteiligung und neuem Wahlrecht in Hamburg. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 44, 264–275.
- Jennings, M. K., & Niemi, R. G. (1977). The persistence of political orientations: An over-time analysis of two generations. *British Journal of Political Science*, 8, 333–363.
- Kern, A. (2017). Identifikation mit politischen Parteien und Demokratiezufriedenheit: Eine Längsschnittanalyse zum Einfluss von Parteiidentifikation in Deutschland. *Politische Vierteljahresschrift*, 58, 49–74.
- Klingemann, H.-D., & Pappi, F. U. (2012). *Bundestagswahl 1969* (Voruntersuchung, September 1969 und Nachuntersuchung, Oktober–November 1969). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA0426 Datenfile Version 3.0.0. <https://doi.org/10.4232/1.11456>.
- Kroh, M., & Selb, P. (2009). Inheritance and the dynamics of party identification. *Political Behavior*, 31, 559–574.
- Langton, K. P. (1969). *Political socialization*. New York: Oxford University Press.
- Lewandowsky, M. (2015). Eine rechtspopulistische Protestpartei? Die AfD in der öffentlichen und politikwissenschaftlichen Debatte. *Zeitschrift für Politikwissenschaft*, 1, 119–134.
- Marcinkiewicz, K., & Jankowski, M. (2014). When there's no easy way out: Electoral law reform and ballot position effects in the 2011 Hamburg state elections. *German Politics*, 23, 103–117.
- Marcinkiewicz, K., Peter, S., & Schnapp, K. U. (2016). Hamburg-BUS 2016: Bürgerumfrage der Sozialwissenschaften für Hamburg. *Wiso-HH Working Paper Series* (Working Paper 34).
- Mayer, S. J. (2017). *Die Parteiidentifikation. Eine Konstruktvalidierung neuer Maße auf Basis des Ansatzes sozialer Identität*. Wiesbaden: Springer VS.
- Mays, A. (2017). Begünstigen häufige „Change-Inducing-Events“ Änderungen bei Parteibindungen? Eine Analyse auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). *Zeitschrift für Politikwissenschaft*, 27, 327–350.
- Niemi, R. G., & Weisberg, H. F. (1984). Is party identification meaningful? In R. G. Niemi & H. F. Weisberg (Hrsg.), *Controversies in voting behavior* (S. 393–405). Washington D.C.: CQ Press.
- Norpoth, H. (1984). Party identification in West Germany: Tracing an elusive concept. In R. G. Niemi & H. F. Weisberg (Hrsg.), *Controversies in voting behavior* (S. 437–455). Washington D.C.: CQ Press.
- Paasch-Colberg, S. (2017). *Die Bedeutung politischer Themen im Wahlkampf: Mediale Thematisierungswirkungen im Bundestagswahlkampf 2009*. Wiesbaden: Springer VS.
- Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(K) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 619–632.
- Pappi, F. U., & Shikano, S. (2007). *Wahl- und Wählerforschung*. Baden-Baden: Nomos.
- Schmitt-Beck, R. (2014). Euro-Kritik, Wirtschaftspessimismus und Einwanderungsskepsis: Hintergründe des Beinahe-Wahlerfolgs der Alternative für Deutschland. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 45, 94–112.

- Schmitt-Beck, R., Weick, S., & Christoph, B. (2006). Shaky attachments: Individual-level stability and change of partisanship among West German voters, 1984–2001. *European Journal of Political Research*, 45, 581–602.
- Schoen, H., & Weins, C. (2014). Der sozialpsychologische Ansatz zur Erklärung von Wahlverhalten. In J. W. Falter & H. Schoen (Hrsg.), *Handbuch Wahlforschung* (2. Aufl., S. 241–330). Wiesbaden: Springer VS.
- Schwarzbözl, T., & Fatke, M. (2016). Außer Protesten nichts gewesen? Das politische Potenzial der AfD. *Politische Vierteljahresschrift*, 57, 276–299.
- Sieberer, U. (2013). Elections in Western European parliaments. *European Journal of Political Research*, 52, 512–535.
- Statistikamt Nord. (2015). *Analyse der Wahl zur Bürgerschaft in Hamburg am 15. Februar 2015*. Band 1: Analyse. https://www.statistik-nord.de/fileadmin/Dokumente/Wahlen/Hamburg/B%C3%BCrgerschaftswahlen/2015/endgueltig/Hauptdokumente/B%C3%BCWa_2015_gesamt_endg%C3%BCltig.pdf. Zugriffen: 04. Mai 2017.
- Weisberg, H. F. (1980). A multidimensional conceptualization of party identification. *Political Behavior*, 2, 33–60.
- Wolak, J. (2009). Explaining change in party identification in adolescence. *Electoral Studies*, 28, 573–583.

Soziale Identifikation vs. *running tally*: Der Einfluss des politischen Kontextes auf die Ausformung einer Parteiidentifikation

Martin Elff und Nadine Meidert

Zusammenfassung

Parteiidentifikation gilt als wichtiger Erklärungsfaktor für politische Einstellungen und Verhalten. Üblicherweise wird Parteiidentifikation entweder als Aspekt der durch das Elternhaus vermittelten sozialen Identität oder als Ergebnis der Summe von Bewertungen der aktuell vergangenen Regierungseffizienz der Parteien (*running tally*) verstanden. Ergänzend dazu argumentieren wir, dass der politische Kontext die individuelle Parteiidentifikation mitbeeinflussen kann und gehen der Frage nach, zu welchem Zeitpunkt im Lebenszyklus eines Menschen ein solcher Einfluss stattfindet: entweder in der Jugend bzw. im jungen Erwachsenenalter, wie es der Soziale Identitätsansatz vermuten lässt, oder im jeweils aktuellen Moment, was der Logik der *running tally* entsprechen würde. Auf Basis der Deutschen Longitudinalen Wahlstudie (GLES) gehen wir mithilfe konditionaler Logitmodelle dieser Frage nach. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass der politische Kontext auf Bundesebene erst nach dem Jugendalter einen Einfluss ausübt. Auf Landesebene finden wir hingegen einen Einfluss des politischen Kontextes während des Jugendalters. Allerdings lassen sich die Unterschiede zwischen den Bundesländern

M. Elff (✉) · N. Meidert
Zeppelin Universität, Friedrichshafen, Deutschland
E-Mail: Martin.Elff@zu.de

N. Meidert
E-Mail: nadine.meidert@zu.de

hinsichtlich Ausmaß und Richtung der Parteiidentifikation nicht vollständig auf kompositionelle Effekte oder die Erfahrungen mit der Beteiligung der Parteien an Landesregierungen zurückführen.

Schlüsselwörter

Wahlverhalten · Parteiidentifikation · Politische Sozialisation · Kontexteffekte der Bundesebene · Kontexteffekte der Landesebene · Regierungszusammensetzung · Retrospektives Wahlverhalten · Multinomiale logistische Regression

1 Einleitung

Nachdem Campbell et al. (1960) in ihren Studien zu den amerikanischen Präsidentschaftswahlen Parteiidentifikation als einen zentralen Erklärungsfaktor für das Wahlverhalten identifiziert hatten, wurde das Konzept sehr schnell zu einem der wichtigsten Prädiktoren für politisches Verhalten allgemein und die Ausprägung von politischen Einstellungen im US-amerikanischen Kontext (Bartels 2000; Dancey und Goren 2010; Gravelle 2016; Klar 2014). Mittlerweile ist Parteiidentifikation schon lange nicht mehr nur in US-amerikanischen Studien von Bedeutung, sondern auch in Länder vergleichenden oder auf Deutschland bezogenen Arbeiten (Arzheimer 2006; Arzheimer und Schoen 2005; Fetzer 2000; Rattinger 1996). Dabei ist Parteiidentifikation als eine mehr oder weniger dauerhafte emotionale Bindung zu einer Partei zu verstehen, die eine nachhaltige Orientierungswirkung auf politische Einstellungen und Verhaltensweisen ausübt. Im Sinne des Sozialen Identitätsansatzes beschreibt sie außerdem die Zugehörigkeit zu einer sozialen Gruppe, nämlich der Gruppe all derer, die sich auch mit der gleichen Partei verbunden fühlen (Green et al. 2002).

Vertreter dieser Denkschule, die Parteiidentifikation als Teil einer sozialen Identität verstehen, gehen davon aus, dass jene in der Jugend durch Sozialisierung im familiären und direkten sozialen Umfeld ausgeformt wird (Campbell et al. 1960; Green et al. 2002). Dem steht die *Rational choice*-Perspektive gegenüber, wonach Parteiidentifikation sich aus der Summe regelmäßiger Bewertungen der Regierungsperformanz zusammensetzt. Fiorina (1981) argumentiert, dass die rationale Wählerin bzw. der rationale Wähler abgleicht, inwiefern die vergangene Arbeit der Regierungsparteien mit den eigenen Erwartungen übereinstimmt, um auf Basis dieser retrospektiven Evaluation eine Wahlentscheidung abzuleiten. Über die Zeit hinweg entwickelt sich in diesem Prozess aus der Summe der Bewertungen eine Bindung zu der Partei, die den eigenen Interessen am besten

gedient hat. Demnach ist Parteiidentifikation als *running tally* zu verstehen. Der vorliegende Beitrag greift die beiden unterschiedlichen Perspektiven des Sozialen Identitäts- und *Rational choice*-Ansatzes auf und stellt diese gegenüber.

Ergänzend zu den eben ausgeführten Überlegungen ist es für die Relevanz unseres Beitrags wichtig hervorzuheben, dass hinsichtlich der Übertragung des Konzepts der Parteiidentifikation aus dem US-amerikanischen in den deutschen Kontext von vielen Seiten bereits Kritik geübt wurde (Berger 1973; Rattinger 1996, 2013). So wurden in diesem Zusammenhang die Fragen aufgeworfen, inwiefern die Ausprägung einer langfristigen Bindung an *eine* Partei an politische Rahmenbedingungen gekoppelt sei und ob sich eine solche eindeutige Bindung, die im US-amerikanischen Kontext auch aufgrund der Dualität zwischen Republikanern und Demokraten entsteht, in einem Mehrparteiensystem überhaupt ausbilden kann. Den Kritikern, die eine Existenz emotionaler und langfristiger Bindungen zu Parteien im deutschen Kontext anzweifeln, stehen die Arbeiten von Gluchowski (1978) und aktueller Mayer (2017) gegenüber, die zeigen, dass eine Parteiidentifikation als langfristige politische Orientierung durchaus ein valides Konstrukt für Deutschland sei. Dieser Perspektive schließen wir uns an. Darauf basierend wollen wir allerdings der Frage auf den Grund gehen, ob der politische Kontext Einfluss auf die Ausformung einer Parteiidentifikation nimmt. Weiter soll untersucht werden, wann, also zu welchem Zeitpunkt im Lebenszyklus eines Menschen, ein solcher Effekt des politischen Kontexts zu beobachten ist: eher in der formativen Phase, sprich in der Jugend und im jungen Erwachsenenalter, wie es die Sozialisierungsperspektive des Sozialen Identitätsansatzes vermuten lässt, oder zum aktuellen Zeitpunkt, wie es der *Running tally*-Ansatz nahe legt. Mit dieser zweiten Forschungsfrage leisten wir somit auch einen Beitrag zur Diskussion darüber, ob Parteiidentifikation als Teil der Sozialen Identität oder als *running tally* zu verstehen ist.

Der vorliegende Beitrag gliedert sich wie folgt. Im anschließenden Abschnitt stellen wir den theoretischen Hintergrund der Arbeit vor. Wir gehen dabei zunächst sehr allgemein auf den Sozialen Identitätsansatz ein. Ergänzend stellen wir die Sozialisierungsliteratur vor, in der erläutert wird, inwiefern der politische Kontext und zu welchem Zeitpunkt im Lebenszyklus eines Menschen dieser Einfluss auf die Ausformung einer Parteiidentifikation ausüben kann. In deutlich knapperer Form wird dem der *Running tally*-Ansatz gegenübergestellt, auf dessen Basis ein kurzfristiger Effekt des politischen Kontexts auf die Ausprägung einer Parteiidentifikation begründet wird. In Abschn. 3 werden die Daten, der Querschnitt der Deutschen Longitudinalen Wahlstudie (GLES) aus dem Jahr 2013 und die verwendeten Kontextdaten, sowie die Analysemethode, die konditionale Logitregression, vorgestellt. Daran schließt Abschn. 4 mit der Darstellung der

Ergebnisse an. Hier zeigt sich, dass der politische Kontext auf Bundesebene erst nach dem Jugendalter einen Einfluss ausübt. Auf Landesebene können wir zwar keinen Einfluss der während des Jugendalters erlebten Regierungsbeteiligung nachweisen, die Datenlage schließt einen solchen Einfluss aber nicht aus. Auch zeigen sich Unterschiede zwischen den Bundesländern hinsichtlich Ausmaß und Richtung der Parteiidentifikation, die sich nicht vollständig auf kompositionelle Effekte oder die Erfahrungen mit der Beteiligung der Parteien an den Regierungen zurückführen lassen. Abschn. 5 ordnet die Ergebnisse in die Literatur ein und gibt einen Ausblick für zukünftige Forschungsarbeiten.

2 Theoretischer Hintergrund

Gemäß den Autoren des *American Voter* (Campbell et al. 1960) entsteht eine Parteiidentifikation bereits in der Jugend als ein Ergebnis der politischen Sozialisation durch Familie und engeres soziales Umfeld. Ziel des Buches ist die Erklärung von Wahlverhalten basierend auf einem sozialpsychologischen Modell, wonach die endgültige Wahlentscheidung auf Grundlage von Bewertungen der Kandidaten und Parteien getroffen wird. Diese Bewertungen sind allerdings nicht neutral, sondern sind gefärbt durch die Brille der in der familiären Sozialisation erworbenen Parteiidentifikation. Dieses komplexe Kausalmodell schlägt damit die Brücke zwischen sozialer Herkunft und Wahlentscheidung, allerdings bleiben die Ausführungen zum Sozialisierungsprozess oberflächlich: So ist nach Campbell et al. (1960) die Familie die zentrale Sozialisationsagentur und die Parteiidentifikation der Eltern die entscheidende Determinante für die eigene. Andere Sozialisierungsagenturen werden nicht thematisiert, und auch auf den genauen Sozialisierungsprozess wird kaum eingegangen.

Aktuellere Literatur kann bestätigen, dass die Familie als primäre Sozialisationsagentur agiert und Eltern bereits und vor allem in der frühen Kindheit grundlegende Weltansichten und politische Orientierungen, zum Beispiel in Form einer Parteiidentifikation, an ihre Kinder vermitteln (Bowler 2017; Gotlieb et al. 2015; Jennings und Niemi 1981; Jennings et al. 2009; Kroh und Selb 2009). Aber mit dem Älterwerden und Loslösen von der Familie gewinnen Freunde an Bedeutung (Larson et al. 1996), und diese werden gemeinsam mit der Schule und den Medien zu relevanten Sozialisationsagenturen (Neundorff und Smets 2017; Stoker und Bass 2011).

Der Prozess der politischen Sozialisierung ist dabei so zu verstehen, dass ein Kind oder ein junger Mensch noch keine Vorstellung von politischen Werten, Einstellungen und Verhalten hat. Das Kennenlernen und Erfahren von solchen

Werten, Einstellungen sowie Verhaltensweisen durch Informationen, die innerhalb der und von den Sozialisationsagenturen weitergegeben werden, formt die Ausprägung der eigenen Vorstellungen zum Politischen. Da das Kind oder der junge Erwachsene noch keine Vorerfahrungen hat, werden die Informationen ohne Einordnung in einen vorhandenen Wissensbestand aufgenommen. Je mehr man bereits politisch sozialisiert ist, desto stärker werden neue Erfahrungen im Lichte der Vorerfahrungen betrachtet (Neundorf und Smets 2017).

Die klassischen Sozialisationsagenturen beschreiben vor allem das soziale Umfeld der Personen. Dabei scheint es allerdings naheliegend, dass bei der Ausformung einer politischen Identität, wie der Parteiidentifikation, auch das politische Umfeld eine Rolle spielt. Sears und Valentino (1997) betrachten daher zusätzlich zum sozialen Umfeld den politischen Kontext und zeigen, dass politische Ereignisse wie die Präsidentschaftswahlen in den USA als Katalysator wirken können. Auch Erikson, MacKuen und Stimson (2002) verdeutlichen, wie die Eindrücke von Ereignissen auf der politischen Makroebene nachhaltig auf junge Erwachsene einwirken. Neben politischen Ereignissen können aber schließlich auch institutionelle Faktoren wie Eigenschaften des Parteiensystems die Ausprägung einer Parteiidentifikation beeinflussen (Westholm und Niemi 1992).

Hier schließt unser Beitrag an. Wir argumentieren, dass sich auch für den deutschen Fall der politische Kontext im Sozialisierungsprozess auf die Parteiidentifikation einer Person auswirkt. Voraussetzungen dafür sind, dass dieser von den Individuen wahrgenommen wird und dass der Kontext Informationen zur Verfügung stellt, welche die Zuordnung zu der sozialen Gruppe, nämlich der Partei und ihrer Anhängerschaft, ermöglicht. Schließlich kann die Zuordnung zu einer sozialen Gruppe, einer Partei und ihrer Anhängerschaft, nur dann stattfinden, wenn diese salient ist (Huddy 2001; Turner et al. 1987). Dieses Argument wird in der Sozialen Kategorisierungstheorie vorgebracht und wird in der Sozialen Identitätstheorie noch weitergesponnen. Denn demnach muss die Gruppe nicht nur wahrgenommen werden, sondern sie muss sich in der Wahrnehmung auch von den anderen abheben. Da Individuen bestrebt sind, sich selbst unter ein gutes Licht zu stellen, streben sie auch danach, die soziale Gruppe, der sie sich zuordnen, als überlegen zu sehen (Hogg et al. 1995; Tajfel 1982). Daraus schließen wir, dass der politische Kontext in unserer Analyse etwas sein muss, das von den Bürgerinnen und Bürgern wahrgenommen wird und im Idealfall auch eine gewisse positive bzw. überlegene Konnotation hat. Aus diesem Grund betrachten wir die parteipolitische Regierungszusammensetzung. Regierungsparteien sind in der politischen Berichterstattung in der Regel präsenter als die im Parlament vertretenen Parteien. Hinzu kommt, dass Regierungsparteien als überlegener wahrgenommen werden als Oppositionsparteien. Da wir sowohl den Einfluss der

Bundes- als auch der Landesregierungen betrachten, lassen sich zwei Hypothesen ableiten, H1 bezieht sich auf die Bundesregierung, H2 auf die Landesregierungen.

H1: Wenn eine bestimmte Partei während der formativen Phase in der Bundesregierung vertreten war, dann steigt die Wahrscheinlichkeit für eine (spätere) Identifikation mit dieser Partei.

H2: Wenn eine bestimmte Partei während der formativen Phase in der Regierung des Geburtsbundeslandes vertreten war, dann steigt die Wahrscheinlichkeit für eine (spätere) Identifikation mit dieser Partei.

Dabei betrachten wir sowohl Einparteien- als auch Koalitionsregierungen. Ein Beispiel: Wir vermuten, dass sowohl eine reine SPD-Regierung als auch eine Koalitionsregierung der SPD mit den Grünen die Wahrscheinlichkeit für eine Parteiidentifikation mit der SPD erhöht, wobei letztere gemäß unserer Hypothesen auch die Wahrscheinlichkeit für eine spätere Parteiidentifikation mit den Grünen steigert.

Nun bleibt allerdings noch die Frage offen, zu welchem Zeitpunkt genau die formative Phase stattfindet. Der überwiegende Teil der Sozialisierungsliteratur beschreibt die Phase zwischen dem späten Erwachsenwerden und dem jungen Erwachsensein, also den Zeitraum zwischen Ende der 10er Lebensjahre und Mitte bzw. Ende der 20er Lebensjahre, als die prägendste (Neundorf und Smets 2017; Sears und Brown 2013; Stoker und Bass 2011). Hier ist vor allem die Studie von Jennings und Niemi (1981) zu nennen, die konkret die Phase zwischen dem 17. und dem 25. Lebensjahr als am wichtigsten identifizieren. In diese Lebensphase fällt die erste Wahlteilnahme und somit werden sich viele junge Menschen dem politischen neben dem sozialen System erstmals bewusst und befinden sich nach dem Erwachsenwerden noch in der Phase der Identitätssuche (Erikson 1968). Hinzu kommt, dass diese Zeit eine Phase des Umbruchs ist und mit verschiedenen Lebensveränderungen einhergeht, die auch Implikationen für das eigene politische Leben haben (Stoker und Bass 2011). Wir vermuten daher, dass in der Phase zwischen dem 17. und 25. Lebensjahr der Einfluss des politischen Kontexts auf die Parteiidentifikation am stärksten ist. Allerdings haben andere Studien gezeigt, dass bereits Kinder (van Deth et al. 2011) und Jugendliche (Bartels und Jackman 2014) das politische Geschehen wahrnehmen und auch einordnen können. Aus diesem Grund möchten wir die unter 17-Jährigen als Vergleichsgruppe betrachten.

Diesem theoretischen Argument, dass der politische Kontext in der formativen Phase durch Sozialisierung die Ausprägung der späteren Parteiidentifikation beeinflusst, steht das Argument gegenüber, dass der politische Kontext zwar einen Einfluss hat, dieser aber kurzfristig wirkt. Damit geht das Verständnis einher, dass Parteiidentifikation als Identität nicht Teil der Persönlichkeit ist, die in der

Tat durch Sozialisierung geprägt wird (Marsh 1971), sondern eine politische Einstellung ist, die vor allem von der Bewertung der Leistung der Parteien geprägt wird und damit auch deutlich volatiler ist (Fiorina 1981; Franklin und Jackson 1983; Neundorf und Smets 2017). Dieses Argument folgt der *Rational choice*-Logik, wonach Wählerinnen und Wähler bestrebt sind, ihren Nutzen aus der Arbeit der Regierungen zu steigern. Demnach wählen Personen die Partei, die ihnen den meisten Nutzen zu bringen scheint (Downs 1957). So lässt sich ableiten, dass eine rational wählende Person die Regierungsperformanz ständig bewertet und auf Basis dieser Evaluation eine Wahlentscheidung trifft (Popkin et al. 1976). Fiorina (1981) führt diesen Gedanken noch weiter und geht davon aus, dass auf Basis dieser ständigen und fortlaufenden Bewertung, der *running tally*, eine Parteiidentifikation entsteht bzw. eine solche angepasst wird. Damit übt der aktuelle politische Kontext und somit die aktuelle parteipolitische Regierungszusammensetzung Einfluss auf die Ausformung der Parteiidentifikation aus. Dementsprechend kann die folgende Hypothese formuliert werden:

H3: Wenn eine bestimmte Partei in der Regierung des aktuellen Bundeslandes vertreten ist, dann steigt die Wahrscheinlichkeit für eine Identifikation mit dieser Partei.

Analog zu H1 könnte auch eine Hypothese, die auf die Bundesebene Bezug nimmt, wie folgt formuliert werden: Wenn eine bestimmte Partei in der aktuellen Bundesregierung vertreten ist, dann steigt die Wahrscheinlichkeit für eine Identifikation mit dieser Partei. Eine solche Hypothese lässt sich mit den für diesen Beitrag verwendeten Daten allerdings nicht direkt überprüfen: In den relevanten unabhängigen Variablen, der Regierungsbeteiligung der verschiedenen Parteien an der Bundesregierung, gibt es, da es nur einen Messzeitpunkt gibt, keine Varianz.

3 Daten und Modellierung

Da nicht nur der Einfluss von individuellen, sondern auch von kontextuellen Merkmalen auf die Ausprägung einer Parteiidentifikation untersucht wird, ist eine Kombination mehrerer Datenquellen notwendig. Für unsere Analysen greifen wir daher auf zwei Datensätze zurück, auf die Individualdaten der Deutschen Longitudinalen Wahlstudie (GLES) und auf manuell gesammelte Angaben über die Regierungsbeteiligung politischer Parteien auf Bundes- und auf Landesebene in den alten Bundesländern seit 1949. Da wir aufgrund der Sozialisierungshypothesen an einer langfristigen Perspektive interessiert sind, betrachten wir in unserer Analyse nicht die neuen Bundesländer.

Für die Individualebene werden im vorliegenden Beitrag Daten des Vor- und Nachwahlquerschnitts der German Longitudinal Election Study (GLES) 2013 verwendet. Die Daten werden von der GESIS in Kooperation mit der Deutschen Gesellschaft für Wahlforschung (DGfW) herausgegeben (Rattinger et al. 2014). Im Rahmen der GLES werden verschiedene Daten mit unterschiedlichen Studiendesigns erhoben. Der Querschnitt 2013 wird für die nachfolgende Analyse verwendet, da er nicht nur die Frage nach dem Bundesland enthält, in dem man aktuell wohnhaft ist, sondern auch nach dem, in dem man geboren wurde. Die abhängige Variable unserer Untersuchung ist die Parteiidentifikation, die im GLES Querschnitt 2013 über die folgende Frage erfasst wird (Rattinger et al. 2014):

Und nun noch einmal kurz zu den politischen Parteien. In Deutschland neigen viele Leute längere Zeit einer bestimmten politischen Partei zu, obwohl sie auch ab und zu eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen: Neigen Sie - ganz allgemein gesprochen - einer bestimmten Partei zu? Und wenn ja, welcher?

Streng genommen wird mit dieser Frage nicht die Parteiidentifikation, sondern lediglich die Parteineigung erfasst. Letzteres ist vor allem eine Haltung gegenüber einer Partei und somit eine Einstellung, während ersteres vor allem die subjektive Zugehörigkeit zu der sozialen Gruppe der Anhängerinnen und Anhänger der Partei oder zu der Partei selbst beschreibt (Green et al. 2002; Mayer 2017). Dieses Verständnis von Parteiidentifikation kommt in der Frage „Generally speaking, do you usually think of yourself as a Democrat, Republican, Independent, or what?“ zum Ausdruck wie sie regelmäßig in den Umfragen der American National Election Study (ANES) Verwendung findet (The American National Election Studies 2012). Bislang wurde in keiner größeren deutschen Wahlstudie in dieser Weise nach einer Parteiidentifikation gefragt wie in der ANES oder der British Election Study, weshalb wir hier mit dieser Operationalisierung arbeiten, die das deutsche Standardinstrument zur Messung von Parteiidentifikation ist und mit der auch schon eine Vielzahl anderer Autorinnen und Autoren gearbeitet hat (u. a. Arzheimer 2006; Kroh und Selb 2009). Zwar kann argumentiert werden, dass die Frage nach der Parteineigung von der jeweils aktuellen Parteipräferenz beeinflusst wird oder gar von dieser nicht zu unterscheiden ist (Thomassen 1975). Wenn das der Fall ist, dann ist die Parteineigung auch mit den Einflüssen von kurzfristigen Faktoren kontaminiert und der Einfluss von Sozialisationsfaktoren erscheint schwächer als bei einer direkten Messung langfristiger Parteibindungen. Zu einem *endogeneity bias* kann eine Rückwirkung der aktuellen Parteipräferenz auf die Parteineigung nur dann führen, wenn die Parteineigung dazu verwendet wird, die Parteipräferenz zu erklären.

Die Antworten auf die Frage zur Parteiidentifikation sind im Datensatz der GLES-Querschnittsstudie 2013 in zwei verschiedenen Variablen in unterschiedlicher Ausführlichkeit dargestellt. Wir verwenden die weniger ausführliche Variable und fassen deren Kategorien wie folgt zusammen: „Keine Parteiidentifikation“, „CDU/CSU“, „SPD“, „FDP“, „Grüne“, „Linke“ und „Andere“. Der GLES-Datensatz wurde für die Analyse in ein „Langformat“ gebracht, in dem jede Zeile des Datensatzes eine Kombination einer der Kategorien der Parteiidentifikation und eines bzw. einer Befragten darstellt. Diese abhängige Variable nimmt daher die Werte 0 und 1 an. Dabei gilt, wenn i für die Befragtennummer steht und $j = 1, \dots, 7$ für die jeweilige Kategorie der Parteiidentifikation im ursprünglichen „Breitformat“,

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } i \text{ der Partei } j \text{ zuneigt, bzw. für } j = 1, \text{ keine Parteiidentifikation hat} \\ 0 & \text{wenn } i \text{ der Partei } j \text{ nicht zuneigt, bzw. für } j = 1, \text{ eine Parteiidentifikation hat} \end{cases}$$

sowie

$$\sum_{j=1}^7 y_{ij} = 1,$$

das heißt, die abhängige Variable im Langformat ist eine Dummy-Variable, die für jeden Befragten oder jede Befragte genau einmal den Wert 1 annimmt.

Die relevanten unabhängigen Variablen sind einerseits, wie bereits oben kurz erwähnt, die Informationen über das momentane Wohn- und das Geburtsbundesland sowie andererseits die vergangene Regierungsbeteiligung der Parteien auf Bundes- und Landesebene. Während die Informationen zum aktuellen sowie zum Geburtsbundesland im Individualdatensatz enthalten sind, wurden die Daten zu den Regierungen aus verschiedenen Quellen von uns zusammengestellt, unter anderem www.election.de, den Homepages der Regierungen und teilweise auch *Wikipedia*. Wenn möglich, wurden die Informationen jeweils mit einer zweiten Quelle abgeglichen.

Darauf aufbauend wurde für jede Befragte oder jeden Befragten unter Einbezug ihres bzw. seines Geburtsjahres der Zeitanteil berechnet, in der eine jede Partei an der Bundesregierung beteiligt war, als die oder der Befragte in einem bestimmten Alter war. Wenn zum Beispiel die FDP in den sechs Jahren vom elften bis zum sechzehnten Lebensjahr einer befragten Person vier Jahre an der Bundesregierung beteiligt war, dann ist der berechnete Zeitanteil zwei Drittel. Gleichfalls berechnen wir den Zeitanteil, in der jede Partei an der Regierung des Bundeslandes beteiligt war, in dem der oder die Befragte geboren ist. Wenn die befragte Person zum Beispiel seine ersten zehn Lebensjahre in Bayern verbracht hat und

die CSU die ganze Zeit an der Regierung war, dann ist der entsprechende Zeitan-
 teil 1. Wir unterscheiden insgesamt vier Altersspannen und zwar die Spanne von
 1 bis 10, von 11 bis 16, von 17 bis 25 Jahren und älter als 25 Jahre. Für die Ein-
 teilung in die Alterskategorien haben wir uns an den in der Literatur zur politi-
 schen Sozialisierung diskutierten Phasen orientiert, die wir auch in Abschn. 2
 vorgestellt haben. Um dies an einem Beispiel zu illustrieren: Im Jahr 1964 gab es
 in Niedersachsen eine sozial-liberale Koalition. Eine Person, die in Niedersachsen
 geboren wurde, und in diesem Jahr 11 Jahre alt war, erhält für das entsprechende
 Lebensjahr für die SPD und die FDP den Wert 1 und für die anderen Parteien den
 Wert 0. Im Folgejahr wurde die Regierung von einer großen Koalition abgelöst.
 Entsprechend erhält die Person für die folgenden Lebensjahre für die CDU und
 die FDP den Wert 1, bis zu dem Lebensjahr, in dem eine Einparteienregierung
 der SPD gebildet wurde. So wurde für die jeweilige Altersspanne jedes Jahr die
 Regierung betrachtet. Von diesen Werten wurde schließlich ein Mittelwert für
 jede Partei und jeden Befragten gebildet. Formalisiert kann dies wie folgt ausge-
 drückt werden: $d_{\text{Land},ijt}$ ist die Dummy-Variable für die Regierungsbeteiligung auf
 Landesebene der Partei j in dem Jahr, in dem Befragte/r i das Alter t erreicht hat.
 Damit ergibt sich der besagte Durchschnittswert:

$$\bar{d}_{\text{Land},17-25,ij} = \frac{1}{9} \sum_{t=17}^{25} d_{\text{Land},ijt}.$$

Die Durchschnittswerte der Regierungsbeteiligung auf Landesebene für die ande-
 ren Altersspannen sowie die Durchschnittswerte für die Regierungsbeteiligung
 für alle Altersspannen auf Bundesebene wurden in gleicher Weise berechnet.

Aus dem GLES-Datensatz werden weitere Variablen als Kontrollvariablen in
 die Analyse aufgenommen. Die von den Befragten erinnerte Parteiidentifikation
 des Vaters und der Mutter, die Regelmäßigkeit, mit der die Befragten an Gottes-
 diensten teilnehmen (Kirchgangshäufigkeit), die Zugehörigkeit zur katholischen
 Kirche, der Bildungsstand, das Alter sowie die sozioökonomische Klassenlage.
 Bei diesen sozialstrukturellen Kontrollvariablen handelt es sich um Einflussfak-
 toren, die sich in früheren Studien als für die Wahlentscheidung relevant erwie-
 sen haben (Elff und Roßteutscher 2011, 2017). Damit folgen wir der klassischen
 Interpretation der Parteiidentifikation als einer zwischen sozialstrukturellen
 Faktoren und der Wahlentscheidung intervenierenden Variable (Campbell et al.
 1960) und untersuchen deshalb den Einfluss dieser Faktoren auf die Parteiiden-
 tifikation. Die Parteiidentifikation der Eltern steht für den Anteil der elterlichen
 Sozialisation bei der Ausbildung einer Parteiidentifikation (Campbell et al. 1960).
 Die sozialstrukturellen Variablen repräsentieren den aktuellen sozialen Kontext

sowie den während des Heranwachsens. Im Detail wurden die Variablen wie folgt konstruiert: Die Parteiidentifikation des Vaters und der Mutter wurden jeweils durch eine Dummy-Variable repräsentiert, die im Langformat der Daten den Wert 1 annimmt, wenn der Vater bzw. die Mutter des jeweiligen Befragten dieser Partei zugeneigt war oder ist und den Wert 0 annimmt, wenn der Vater bzw. die Mutter dieser Partei nicht zugeneigt war oder ist. Die Angaben zur Kirchengangshäufigkeit wurden in die Kategorien „Nie“, „Einmal im Jahr“, „Mehrere Male im Jahr“ und „Öfter“ (mindestens einmal im Monat) zusammengefasst, um für jede Kategorie eine ausreichende Anzahl von Beobachtungen zu gewährleisten. Die Variable, welche die Bildung der Befragten repräsentieren soll, basiert auf den Angaben der Befragten über ihren Schulabschluss, die wir in die Kategorien „Hauptschule“, „Realschule“ und „Abitur/Fachabitur“ zusammengefasst haben. Die Altersvariable beruht auf dem im GLES-Datensatz enthaltenen Lebensalter, das aus der Differenz von Erhebungsjahr und Geburtsjahr der Befragten berechnet ist. Die sozioökonomische Klassenlage wurde aus den Berufen bzw. ehemaligen Berufen der Befragten und/oder ihrer Partnerinnen oder Partner konstruiert. Um die Fallzahl nicht unnötig zu reduzieren, haben wir dabei auf die Berufsgruppenvariable des GLES-Datensatzes zurückgegriffen und nicht die genauen ISCO-88-Codes verwendet. Dabei unterscheiden wir zwischen den Kategorien „Manuelle Arbeit“, „Vorarbeiter“, „Nicht-manuelle Routine“, „Untere Dienstklasse“, „Obere Dienstklasse“, „Selbständige“ und „Landwirtschaftliche Berufe“. Da die letzte Kategorie sehr schwach besetzt ist, haben wir sie aus der Analyse ausgeschlossen. Schließlich berücksichtigen wir noch die Gewerkschaftsmitgliedschaft. Hierfür konstruieren wir eine Variable, die auf den Angaben der Befragten einerseits hinsichtlich ihrer eigenen Mitgliedschaft in einer Gewerkschaft, andererseits der Existenz eines weiteren Gewerkschaftsmitglieds im Haushalt konstruiert ist. Wir unterscheiden entsprechend zwischen Befragten, die selbst Mitglied in einer Gewerkschaft sind, Befragten, die in einem Haushalt leben, in dem ein Mitglied in einer Gewerkschaft ist, sowie Befragten, auf die keines von diesen Merkmalen zutrifft. Um Verzerrungen aufgrund von Migration zwischen Ost- und Westdeutschland zu vermeiden, beschränken wir unsere auf Westdeutschland fokussierten Analysen auf die Befragten, die in einem westlichen Bundesland geboren sind.

Für die Analyse verwenden wir konditionale Logitmodelle (McFadden 1974), in dem die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum i aus der Auswahlmenge $S_i = 1, \dots, m$ die Alternative j wählt wie folgt ausgedrückt wird

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\eta_{ij})}{\sum_{k \in S_i} \exp(\eta_{ik})},$$

wobei η_{ij} eine Linearkombination von Modellkoeffizienten und Werten unabhängiger Variablen ist. In unserer Spezifikation repräsentiert $j = 1$ die Abwesenheit einer Parteiidentifikation. Das konditionale Logitmodell erlaubt eine sehr sparsame Modellierung des Einflusses der Eigenschaften der Alternativen auf deren Chance, von den Befragten gewählt zu werden. Beispielsweise kann der Einfluss der Parteiidentifikation des Vaters oder der Mutter auf die Parteiidentifikation der Befragten durch jeweils einen Koeffizienten ausgedrückt werden, da die elterliche Parteiidentifikation nicht nur für jedes i , sondern auch für jedes j einen anderen Wert annimmt bzw. annehmen kann.

4 Analysen und Ergebnisse

In unseren Analysen beschränken wir uns auf die Befragten, die in Westdeutschland leben und dort geboren wurden, um, abgesehen von der Beteiligung unterschiedlicher Parteien an Bundes- und Landesregierungen sowie den berücksichtigten Kontrollvariablen, eine möglichst homogene Stichprobe zu erhalten. Wir vermeiden damit insbesondere, dass unsere Ergebnisse durch die politischen Umbrüche in Ostdeutschland und durch Ost-West-Migration verzerrt werden. Sicherlich sind die Konsequenzen der spezifischen Verhältnisse in Ostdeutschland auf die Parteineigung auch von Interesse, aber nicht Gegenstand unseres Aufsatzes.¹ Wir schließen außerdem Bremen, Hamburg und das Saarland aus, da hier die Teilstichproben zu klein sind, um eine reliable Schätzung der Ländereffekte zu ermöglichen.²

Um einigermaßen sicherzugehen, dass die von uns herausgearbeiteten Befunde nicht auf Scheinzusammenhängen beruhen, haben wir zunächst den Einfluss von Kontrollvariablen auf die Parteiidentifikation untersucht. Entsprechend der Rolle, die dem Elternhaus bei der Ausbildung von Parteiidentifikationen zugeschrieben wird, überprüfen wir mithilfe von Likelihood-Ratio-Tests den Einfluss der (von den Befragten angegebenen) Parteiidentifikation der Mutter und

¹Die Ergebnisse von gleichartigen, auf Ostdeutschland bezogene Analysen können hier aus Platzgründen nicht dargestellt werden, sind aber im Online-Begleitmaterial auf der Website des Erstautors abrufbar (<http://www.elff.eu/publications/politischer-kontext-parteiidentifikation/>).

²Zum Beispiel ergeben sich in einigen Modellen sehr große Schätzwerte für die Koeffizienten der Länderdummies mit gleichermaßen großen Standardfehlern. Die entsprechenden Teilstichproben umfassen 19 (Bremen), 34 (Hamburg) und 23 (Saarland) befragte Personen.

des Vaters der Befragten. Dabei machen wir uns zunächst die Möglichkeiten der sparsamen Modellierung im Rahmen des konditionalen Logitmodells zunutze, in dem wir den Einfluss von mütterlicher und väterlicher Parteiidentifikation durch jeweils nur eine Dummy-Variable repräsentieren. Für die Likelihood-Ratio-Testgröße ergibt sich für Westdeutschland ein Wert von $LR=240,4$, dem unter der Annahme einer Chi-Quadrat-Verteilung mit 2 Freiheitsgraden (df) ein p-Wert von weniger als 10^{-15} entspricht, der also statistisch hoch signifikant ist. Für den weiteren Test des Interaktionseffektes der mütterlichen und väterlichen Parteiidentifikation ergibt sich kein auf statistische Signifikanz hinweisender Befund, die Testgröße erreicht lediglich den Wert $LR=0,10$ und bei einem Freiheitsgrad einen p-Wert von $0,746$.³

Als weitere Kontrollvariablen ziehen wir die Klassenlage der befragten Personen, deren Kirchgangshäufigkeit, deren Mitgliedschaft in der katholischen Kirche sowie deren Mitgliedschaft in einer Gewerkschaft hinzu. Wir überprüfen, wieder mithilfe eines Likelihood-Ratio-Tests, ob die Erweiterung des konditionalen Logitmodells mit den Interaktionen der Parteien-Dummys mit Dummys für Klassenlage, Kirchgangshäufigkeit, Katholizismus und Gewerkschaftsmitgliedschaft eine statistisch signifikante Verbesserung der Modellpassung ergibt. Der sich ergebende Wert der Testgröße ist $LR=152,9$, dem unter der Annahme einer Chi-Quadrat-Verteilung mit 66 Freiheitsgraden ein p-Wert von $7,3 \cdot 10^{-9}$ entspricht, der also statistisch hoch signifikant ist. Um dem von Dalton (1984) postulierten Effekt der kognitiven Mobilisierung Rechnung zu tragen, erweitern wir das Modell weiter um die Schulbildung der Befragten. Um einerseits die Entwicklung der Parteiidentifikation im Lebenszyklus, andererseits aber auch ein langfristiges *Realignment* der Parteiidentifikation berücksichtigen zu können, überprüfen wir weitere Modellerweiterungen um Effekte des Alters. Sowohl die Bedeutsamkeit der Schulbildung als auch die des Alters erhalten Unterstützung durch die Ergebnisse von Likelihood-Ratio-Tests ($LR=45,3$, $df=12$, $p=9,2 \cdot 10^{-6}$ für Bildung; $LR=22,2$, $df=6$, $p=0,001$ für einen linearen Alterseffekt).⁴

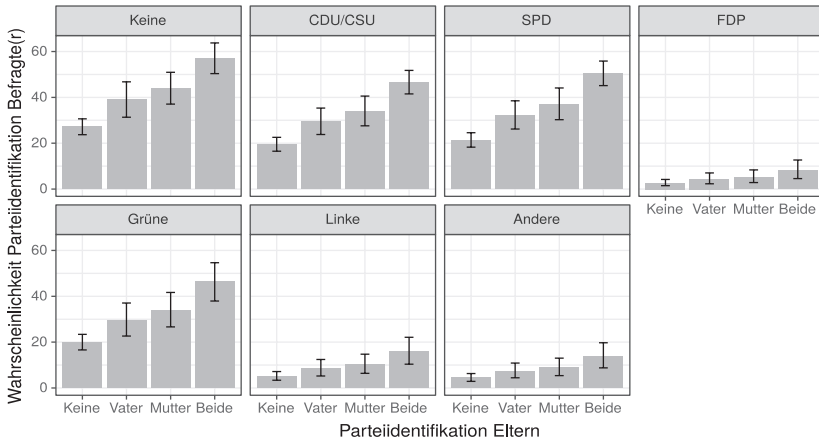
³Die in diesem Absatz und den folgenden Absätzen zusammengefassten Ergebnisse sind ausführlicher in einem Online-Dokument dargestellt, das auch den notwendigen Replikationscode enthält (siehe Fußnote 1).

⁴Der Effekt des Alters wurde *nach* Berücksichtigung der Bildung untersucht. Auch ohne Einschluss der Schulbildung lässt sich ein linearer Alterseffekt nachweisen, jedoch kein nicht-linearer Alterseffekt.

Um eine Verzerrung unserer Befunde hinsichtlich des Einflusses der auf Landesebene erlebten Regierungsbeteiligung der Parteien auf die Identifikation durch sonstige Kontexteffekte zu vermeiden, betrachten wir auch das von den Befragten aktuell bewohnte Bundesland sowie das Bundesland, in dem sie geboren sind, als potenzielle Kontrollvariablen. Erweitern wir das Modell der Parteiidentifikation, das bereits die elterliche Parteiidentifikation, die sozialstrukturellen Kontrollvariablen sowie Bildung und Alter enthält, um Interaktionen zwischen den Parteien und dem aktuell bewohnten Bundesland, dann zeigt der Likelihood-Ratio-Test eine statistisch signifikante Verbesserung der Modellpassung an. Der Wert der Testgröße beträgt $LR = 63,9$, der p-Wert bei 36 Freiheitsgraden 0,003. Kommen dann noch die Interaktionen mit dem Bundesland der Geburt hinzu, dann ergibt sich keine statistisch signifikante Verbesserung der Modellpassung ($LR = 35,9$, $df = 36$, $p = 0,472$). Wir verzichten daher auf das Bundesland der Geburt als Kontrollvariable.

Mit der Konstruktion dieses Basismodells, das alle relevanten Kontrollvariablen enthält, haben wir den Ausgangspunkt für die Überprüfung unserer eingangs postulierten Hypothesen erreicht. Im Folgenden testen wir diese Hypothesen, indem wir mit Hilfe von Likelihood-Ratio-Tests überprüfen, ob eine Erweiterung des Basismodells um den Einfluss der in früheren Lebensphasen oder in der unmittelbaren Vergangenheit erlebten Regierungsbeteiligung einer Partei auf Bundesebene (H1) oder auf Landesebene (H2 und H3) zu einer statistisch signifikanten Verbesserung der Modellpassung führt. Allerdings kann ein statistisch signifikanter Befund nur einen Teil einer etwaigen Bestätigung unserer Hypothesen darstellen: Nicht nur sollte ein Einfluss nachweisbar sein, sondern er sollte auch in die erwartete Richtung zeigen und von der Stärke her relevant sein. Da die Koeffizienten von konditionalen wie auch die von multinomialen Logitmodellen kaum in intuitiv eingängiger Weise interpretierbar sind, fokussieren wir uns auf sogenannte *predictive margins* (vorhergesagte Randverteilungen; Graubard und Korn 1999; Hanmer und Kalkan 2013). Diese stellen dar, welche Werte die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit der Identifikation mit einer Partei in der Stichprobe annimmt, wenn die betreffende unabhängige Variable einen bestimmten Wert für alle Befragten hat.⁵ Ob der Einfluss der für unsere Hypothe-

⁵Diese *predictive margins* werden folgendermaßen konstruiert: Zunächst werden eine Reihe von Werten der jeweils interessierenden unabhängigen Variable (z. B. der Anteil der Zeit, während der eine Partei an einer Landesregierung beteiligt war) ausgewählt. Im zweiten Schritt wird die betreffende unabhängige Variable für alle Einheiten bzw. Befragten in der Stichprobe auf jeden dieser Werte gesetzt. Im dritten Schritt werden für jede Stichprobeneinheit und jeden der festgelegten Werte der unabhängigen Variable aus dem Modell Vorhersagen für die abhängige Variable generiert, im vorliegenden Fall also Wahrscheinlichkeiten,



Anmerkungen: Die Balken repräsentieren die Wahrscheinlichkeit (in Prozent) eines oder einer „durchschnittlichen Befragten“, sich mit der jeweiligen Partei zu identifizieren in Abhängigkeit von der Identifikation von Mutter und Vater mit derselben Partei. Die vertikalen Striche sind 95%-Konfidenzintervalle dieser Wahrscheinlichkeiten (die Konfidenzintervalle basieren auf einer Beta-Verteilung, so dass die Intervallgrenzen immer zwischen null und hundert Prozent liegen). Bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten wurden die Einflüsse von Klasse, Kirchgangshäufigkeit, Mitgliedschaft in der katholischen Kirche, Gewerkschaftsmitgliedschaft, Schulbildung, Alter und des aktuell bewohnten Bundeslandes kontrolliert.

Abb. 1 Einfluss der Parteiidentifikation der Eltern auf die Parteiidentifikation der Befragten in Westdeutschland. (Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 [ZA 5702])

sen relevanten unabhängigen Variablen auf die Parteiidentifikation in die richtige Richtung geht, kann anhand solcher *predictive margins* verdeutlicht werden. Für die Beurteilung der Stärke dieses Einflusses ist aber erst ein Vergleich mit dem Einfluss anderer Variablen aufschlussreich. Für einen solchen Vergleich erscheinen uns vor allem der Einfluss des Alters, der elterlichen Sozialisation und des Bundeslandes geeignet.

Abb. 1 veranschaulicht den Einfluss der Parteiidentifikation der Eltern auf die Parteiidentifikation der Befragten in Westdeutschland. Die Abbildung macht

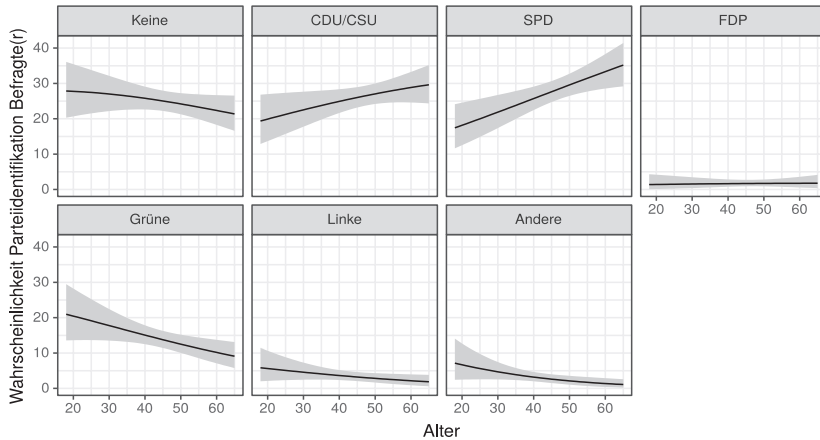
mit der die Befragten den jeweiligen Parteien zuneigen. Im letzten Schritt wird schließlich für jeden der festgelegten Werte der unabhängigen Variable der Stichprobenmittelwert der Modellvorhersagen berechnet. Diese durchschnittlichen Modellvorhersagen drücken aus, wie die Werte der unabhängigen Variable die Randverteilung der abhängigen Variable beeinflussen, d. h. die Werte der abhängigen Variable für ein „durchschnittliches“ Mitglied der Stichprobe oder die durchschnittlichen Werte der abhängigen Variablen für die Gesamtstichprobe.

deutlich, dass hier der Einfluss in die von der ursprünglichen Theorie der Parteiidentifikation postulierte Richtung geht: Am niedrigsten ist die Wahrscheinlichkeit der Identifikation mit einer der Parteien (CDU/CSU, SPD, FDP, etc.), wenn sich keines der Elternteile, und am höchsten, wenn sich beide Eltern mit dieser Partei identifizieren. Die Wahrscheinlichkeit einer Parteiidentifikation liegt dazwischen, wenn sich entweder nur der Vater oder nur die Mutter mit der jeweiligen Partei identifizieren.

Der Einfluss des Alters auf die Identifikation mit den verschiedenen Parteien ist in Abb. 2 dargestellt. Die Abbildung macht deutlich, dass die Wahrscheinlichkeit, dass sich befragte Personen mit keiner Partei identifizieren, mit dem Alter abnimmt, ganz im Einklang mit der Vorstellung einer sich lebenszyklisch verfestigenden politischen Orientierung. Jedoch gilt umgekehrt nicht, dass für alle Parteien die Wahrscheinlichkeit, dass Befragte sich mit ihr identifizieren, mit dem Alter steigt. Dies trifft aber nur für die Unionsparteien, die SPD und die FDP zu. Für die „jüngeren“ Parteien, die Grünen und die Linken, sowie für die anderen Parteien nimmt die Wahrscheinlichkeit einer Identifikation mit diesen Parteien mit dem Alter ab. Der Befund hinsichtlich der Grünen und der Linken steht eher im Einklang mit der Interpretation eines sich über die Geburtskohorten hinweg vollziehenden *Realignment*.

Unterschiede zwischen den Bundesländern hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit, dass sich (nach Berücksichtigung der schon diskutierten Kontrollvariablen) dort jemand mit einer der Parteien identifiziert, lassen sich aus Abb. 3 ablesen. Aus der Abbildung geht hervor, dass es – nach Berücksichtigung sozialstruktureller Kontrollvariablen und der elterlichen Parteiidentifikation – Unterschiede zwischen den Bundesländern in der Wahrscheinlichkeit gibt, dass sich Befragte mit den jeweiligen Parteien identifizieren. Allerdings stimmen diese Unterschiede nicht mit den üblichen Vorstellungen überein, dass z. B. Nordrhein-Westfalen eine Hochburg der Sozialdemokratie und Bayern eine Hochburg der CSU ist. Das liegt aber daran, dass die Effekte des Anteils der Industriearbeiterinnen und Industriearbeiter in Nordrhein-Westfalen und der regelmäßig die Kirche besuchenden Katholikinnen und Katholiken in Bayern aus diesen vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten herausgerechnet sind.

Wie bereits ausgeführt, verwenden wir zur Überprüfung unserer eigentlichen Hypothesen wieder Likelihood-Ratio-Tests. Ausgangspunkt dabei ist das bereits entwickelte Basismodell, das die Parteiidentifikation der Eltern, die soziale Klasse, die Kirchengangshäufigkeit, die Mitgliedschaft in der katholischen Kirche und in Gewerkschaften, die Schulbildung und das Alter der Befragten als Kontrollvariablen enthält sowie das Bundesland, in dem die Befragten ansässig sind. Unsere erste Hypothese (H1) besagt, dass die Wahrscheinlichkeit der

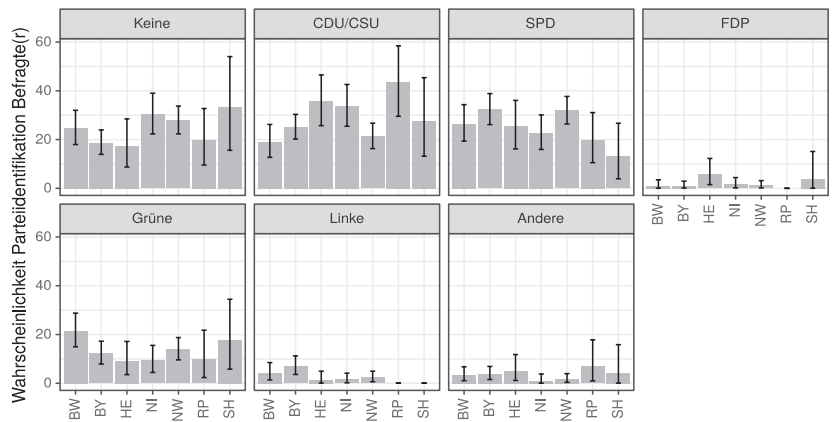


Anmerkungen: Die Linien repräsentieren die Wahrscheinlichkeit (in Prozent) eines oder einer „durchschnittlichen Befragten“, sich mit der jeweiligen Partei zu identifizieren in Abhängigkeit von ihrem Alter. Die grauen Flächen stellen die 95%-Konfidenzintervalle für die Wahrscheinlichkeiten dar. Bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten wurden die Einflüsse von Elternhaus, Klasse, Kirchengangshäufigkeit, Mitgliedschaft in der katholischen Kirche, Gewerkschaftsmitgliedschaft, Schulbildung und des aktuell bewohnten Bundeslandes kontrolliert.

Abb. 2 Einfluss des Alters der Befragten auf ihre Parteidentifikation. (Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 [ZA 5702])

Identifikation von Wählerinnen und Wählern mit einer Partei umso höher ist, je länger diese während der formativen Phase der Wählerin oder des Wählers an der Bundesregierung beteiligt war. Um diese Hypothese zu überprüfen, erweitern wir das Basismodell um den Einfluss der Regierungsbeteiligung der jeweiligen Parteien während verschiedener Altersphasen der Befragten. Dabei berücksichtigen wir nur die Befragten, die in dem Bundesland, in dem sie leben, auch geboren sind. Dadurch können wir Verzerrungen vermeiden, die dadurch entstehen, dass Befragte dem falschen Länderkontext zugeordnet werden: Wenn Befragte in einem anderen Bundesland geboren sind als dem, in dem sie gerade leben, wissen wir nicht, welcher Länderkontext der in den verschiedenen Altersspannen wirk-same Kontext ist, da die Daten keine Information darüber enthalten, wann die Befragten das Bundesland gewechselt haben.⁶ Die Ergebnisse der entsprechenden Likelihood-Ratio-Tests sind in Tab. 1 aufgeführt.

⁶Zwar kann es Wechsel aus einem Bundesland zu einem anderen und wieder zurück geben, jedoch gehen wir davon aus, dass diese so selten sind, dass dadurch keine gravierenden Verzerrungen entstehen bzw. dass diese nicht systematisch sind.



Anmerkungen: Die Balken repräsentieren die Wahrscheinlichkeit (in Prozent) eines oder einer „durchschnittlichen Befragten“, sich mit der jeweiligen Partei zu identifizieren in Abhängigkeit vom Bundesland. Die vertikalen Striche sind 95%-Konfidenzintervalle dieser Wahrscheinlichkeiten (die Konfidenzintervalle basieren auf einer Beta-Verteilung, so dass die Intervallgrenzen immer zwischen null und hundert Prozent liegen). Bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten wurden die Einflüsse von Eltern, Klasse, Kirchengangshäufigkeit, Mitgliedschaft in der katholischen Kirche, Gewerkschaftsmitgliedschaft, Schulbildung und Alter kontrolliert. BW: Baden-Württemberg, BY: Bayern, HE: Hessen, NI: Niedersachsen, NW: Nordrhein-Westfalen, RP: Rheinland-Pfalz, SH: Schleswig-Holstein.

Abb. 3 Einfluss des Bundeslandes auf die Parteidentifikation der Befragten. (Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 [ZA 5702])

Tab. 1 Einfluss erlebter Bundesregierungsbeteiligung der Parteien für verschiedene Altersspannen

| Altersspanne | LR | df | p-Wert |
|--------------|------|----|--------|
| 1–10 | 10,9 | 5 | 0,053 |
| 11–16 | 7,4 | 5 | 0,194 |
| 17–25 | 4,1 | 5 | 0,534 |
| 26–65 | 15,1 | 5 | 0,010 |

Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 (ZA 5702) und eigene Zusammenstellung von Kontextdaten

Anmerkungen: Einfluss der erlebten Beteiligung der Parteien an der Bundesregierung auf die Identifikation mit diesen Parteien für verschiedene Altersspannen. Ergebnisse von Likelihood-Ratio-Tests für den Modellvergleich mit dem Basismodell

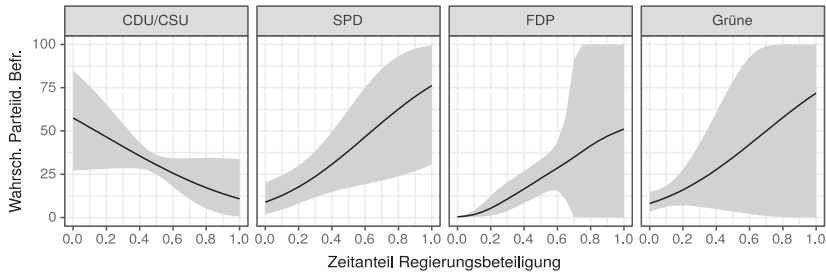
Die Testergebnisse zeigen an, dass sich kein Einfluss der in der Jugendzeit (zwischen 11 und 16 sowie zwischen 17 und 25 Jahren) erlebten Regierungs-beteiligung der Parteien auf Bundesebene nachweisen lässt, dass es aber solche Einflüsse

im Erwachsenenalter gibt. Wir erhalten also keine Unterstützung für unsere erste Hypothese (H1), dass die während der formativen Lebensphase erlebte Regierungsbeteiligung einer Partei zur Identifikation mit ihr beiträgt. Die Testergebnisse lassen sich eher mit der Vorstellung der Parteiidentifikation als *running tally* vereinbaren.⁷

Schaut man sich die *predictive margins* des Einflusses der Regierungsbeteiligung auf Bundesebene an, die in Abb. 4 dargestellt sind, ist es allerdings weniger deutlich, dass der Befund die Interpretation der Parteiidentifikation als einem *running tally* stützt. Wenn die politischen Ereignisse, die eine Partei an die Regierung gebracht haben, und deren Regierungsarbeit einen Effekt zugunsten der Identifikation mit dieser haben, dann sollte der Einfluss der Regierungsbeteiligung auf die Parteiidentifikation für alle Parteien positiv sein. Das ist allerdings nicht der Fall. Bei der CDU/CSU scheint der Effekt der Regierungsbeteiligung in die falsche Richtung zu zeigen, sodass eine längere Beteiligung an der Bundesregierung die Wahrscheinlichkeit einer Identifikation mit den Unionsparteien verringert. Jedoch sind die Konfidenzintervalle so breit, dass sie auch die Linie einer konstanten Wahrscheinlichkeit der Parteiidentifikation einschließen, d. h. der negative Effekt ist hier offenbar nicht statistisch signifikant. Bei den anderen Parteien zeigt der Effekt der Regierungsbeteiligung hingegen in die richtige Richtung, d. h. eine längere Beteiligung an der Bundesregierung steigert die Wahrscheinlichkeit der Identifikation mit der jeweiligen Partei. Bei den Grünen sind die Konfidenzintervalle allerdings so breit, dass der Einfluss der Regierungsbeteiligung auf die Identifikation mit dieser Partei nicht als statistisch signifikant angesehen werden kann (Tab. 2).

Die zweite im Theorieteil postulierte Hypothese (H2) besagt, dass die Wahrscheinlichkeit der Identifikation von Wählerinnen und Wählern mit einer Partei umso höher ist, je länger diese während der formativen Phase der Wählerin oder des Wählers an der Regierung des Bundeslands beteiligt war, in dem er oder sie geboren ist. Zur Überprüfung dieser Hypothese erweitern wir das Basismodell um den Einfluss der Regierungsbeteiligung der Parteien auf Landesebene.

⁷Um auszuschließen, dass dieser Befund auf die von den befragten Personen erlebten deutlicheren Veränderungen im deutschen Parteiensystem, dem Auftreten der Grünen und der PDS/Linken, zurückgehen, haben wir den Test des Einflusses der Regierungsbeteiligung während der späteren Lebensjahre auch noch mal unter der Bedingung durchgeführt, dass die befragten Personen 1983 bzw. 1990 über 25 Jahre alt waren. Das Ergebnis ist kaum unterschiedlich, der p-Wert ist sogar noch etwas niedriger. Dieses Testergebnis ist im Online-Anhang aufgeführt (siehe Fußnote 1).



Anmerkungen: Einfluss der nach dem 25. Lebensjahr erlebten Beteiligung der Parteien an der Bundesregierung auf die Identifikation der Befragten mit diesen Parteien. Bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten wurden die Einflüsse von Eltern, Klasse, Kirchengangshäufigkeit, Mitgliedschaft in der katholischen Kirche, Gewerkschaftsmitgliedschaft, Schulbildung, Alter und Bundesland kontrolliert.

Abb. 4 Einfluss erlebter Bundesregierungs-beteiligung der Parteien für Altersspanne nach dem 25. Lebensjahr. (Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 [ZA 5702] und eigene Zusammenstellung von Kontextdaten)

Der Einfluss der in der Jugendzeit (vom 17. bis zum 25. Lebensjahr) erlebten Regierungs-beteiligung der Parteien auf Landesebene auf die Identifikation erreicht das konventionelle Signifikanzniveau von fünf Prozent, der p-Wert beträgt 0,01.⁸ Es lohnt sich daher, diesen Effekt eingehender zu betrachten. Abb. 5 zeigt die *predictive margins* dieses Einflusses. Außer bei der FDP geht der Einfluss der Regierungs-beteiligung einer Partei auf die Identifikation in die richtige Richtung: Je länger oder häufiger die Regierungs-beteiligung, desto wahrscheinlicher die Identifikation mit der Partei.

Unsere dritte Hypothese (H3) besagt, dass die Wahrscheinlichkeit der Identifikation mit einer Partei steigt, wenn sie in der kürzlich vergangenen Zeit an der Landesregierung beteiligt war. Eine Implikation dieser Hypothese ist, dass diese Wahrscheinlichkeit umso höher ist, je länger eine Partei an der Regierung des Landes beteiligt ist, in dem der oder die Befragte wohnt. Es ist aber möglich, dass der Einfluss der Beteiligung an der Regierung in der unmittelbaren Vergangenheit,

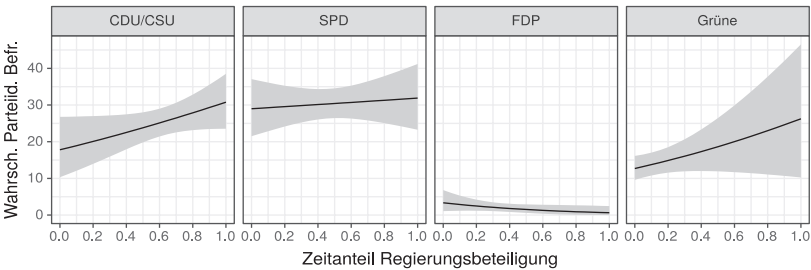
⁸Um den Einfluss der Veränderungen im Parteiensystem durch Eintritt der Grünen bzw. der PDS/Linken in das Parteiensystem zu berücksichtigen, wiederholen wir diesen Test unter Berücksichtigung der Bedingung, dass die befragten Personen 1983 bzw. 1990 über 25 Jahre alt waren. Wie schon im Falle der in Tab. 1 berichteten Tests führt dieser modifizierte Hypothesentest zu keinen anders gerichteten Schlussfolgerungen. Erneut ist der p-Wert für den modifizierten Test sogar etwas niedriger. Auch dieses Testergebnis ist im Online-Anhang aufgeführt (siehe Fußnote 1).

Tab. 2 Einfluss erlebter Landesregierungs-beteiligung der Parteien für verschiedene Altersspannen

| Altersspanne | LR | df | p-Wert |
|--------------|------|----|--------|
| 1–10 | 5,0 | 5 | 0,413 |
| 11–16 | 2,2 | 5 | 0,818 |
| 17–25 | 15,1 | 5 | 0,010 |
| 26–65 | 6,0 | 5 | 0,307 |

Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 (ZA 5702) und eigene Zusammenstellung von Kontextdaten

Anmerkungen: Einfluss der erlebten Beteiligung der Parteien an einer Landesregierung auf die Identifikation mit diesen Parteien für verschiedene Altersspannen. Ergebnisse von Likelihood-Ratio-Tests für den Modellvergleich mit dem Basismodell



Anmerkungen: Einfluss der vom 17. bis zum 25. Lebensjahr erlebten Beteiligung der Parteien an der Regierung des Landes, in dem der oder die Befragte geboren ist, auf deren Identifikation mit dieser Partei. Bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten wurden die Einflüsse von Eltern, Klasse, Kirchengangshäufigkeit, Mitgliedschaft in der katholischen Kirche, Gewerkschaftsmitgliedschaft, Schulbildung, Alter und Bundesland kontrolliert.

Abb. 5 Einfluss erlebter Landesregierungs-beteiligung der Parteien für Altersspanne zwischen dem 17. und 25. Lebensjahr. (Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 [ZA 5702] und eigene Zusammenstellung von Kontextdaten)

d. h. in der gerade ablaufenden Legislaturperiode, stärker ist als die Beteiligung in der weiter zurückliegenden Vergangenheit, also in früheren Legislaturperioden. Daher unterscheiden wir in den Analysen zwischen dem Einfluss der Phase (jeweils rückblickend betrachtet) zwischen den letzten vier Jahren, zwischen dem 5. bis zum 8. Jahr und zwischen dem 9. und dem 16. Jahr. Allerdings macht die Präsenz von Länderdummys die Identifikation des Einflusses der Regierungsbeteiligung zu früheren Zeitpunkten unmöglich. Wir müssen daher eine andere Analysestrategie einschlagen: Wir nehmen zunächst die Länderdummys aus

dem Basismodell heraus, bauen schrittweise die Regierungsbeteiligung während der letzten vier, acht und sechzehn Jahre ein und fügen schließlich die Länderdummys wieder hinzu. Tab. 3 zeigt die Likelihood-Ratio-Tests für die durch diese Erweiterungen erzielte Verbesserung der Modellpassung.

Wie aus Tab. 3 hervorgeht, führt die schrittweise Erweiterung des reduzierten Basismodells um die während der letzten vier, acht und 16 Jahren erlebte Regierungsbeteiligung zu keinem einfach zu interpretierenden Ergebnis: Die Erweiterung des reduzierten Basismodells um die während der letzten vier Jahre erlebte Regierungsbeteiligung führt zu keiner statistisch signifikanten Verbesserung der Modellanpassung, eine Erweiterung zur in den letzten acht Jahren erlebten Regierungsbeteiligung führt dagegen zu einer statistisch signifikanten Verbesserung. Eine weitere Verlängerung führt wiederum zu keinem statistisch signifikanten Befund. Das entspricht kaum der Annahme, dass im Rückblick die unmittelbare Vergangenheit einen stärker prägenden Einfluss hat als die weiter zurückliegende.

Andererseits führt die Hinzufügung von Länderdummys (bzw. deren Interaktionen mit den Parteien) zu einer klaren, statistisch signifikanten Verbesserung. Wir müssen daraus schließen, dass für die unmittelbar vergangene Regierungsbeteiligung der Parteien auf Landesebene kein Einfluss auf die Parteiidentifikation ermittelt werden kann und dass umgekehrt die unterschiedlichen länderspezifischen Niveaus der Parteiidentifikation (nach Berücksichtigung der Kontrollvariablen) nicht durch die Regierungsbeteiligung der Parteien erklärt werden können. Wir müssen daher feststellen, dass auch Hypothese H3 keine empirische Unterstützung erhält.

Tab. 3 Einfluss erlebter Landesregierungsbeteiligung für verschiedene Zeitspannen

| Zeitspanne | LR | df | p-Wert |
|-----------------|------|----|--------|
| Letzte 4 Jahre | 6,9 | 5 | 0,232 |
| Letzte 8 Jahre | 9,2 | 3 | 0,026 |
| Letzte 16 Jahre | 7,2 | 5 | 0,206 |
| Länderdummys | 29,9 | 18 | 0,038 |

Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 (ZA 5702) und eigene Zusammenstellung von Kontextdaten

Anmerkungen: Der Einfluss der während verschiedener Zeitspannen von den Befragten erlebten Beteiligung der Parteien an einer Landesregierung auf die Identifikation mit diesen Parteien. Ergebnisse von Likelihood-Ratio-Tests für sukzessive Erweiterungen des Basismodells um den Einfluss während der letzten vier, der letzten acht und der letzten 16 Jahre Regierungsbeteiligung der Parteien

5 Zusammenfassung und Diskussion

Ausgangspunkt des vorliegenden Beitrags ist die Vorstellung, dass Parteiidentifikationen nicht nur durch individuelle Faktoren und das soziale Umfeld, sondern auch durch politische Kontextfaktoren beeinflusst werden können. Dabei ist eine Prägungswirkung des politischen Kontextes einerseits während der formativen Phase und andererseits zum aktuellen Zeitpunkt zu vermuten. Die erstgenannte Prägungsphase leitet sich aus Überlegungen des Sozialen Identitätsansatzes (Campbell et al. 1960) und zur politischen Sozialisation (u. a. Neundorf und Smets 2017) ab, die zweite aus einer Interpretation der Parteiidentifikation als *running tally* rückblickender Parteibewertungen (Downs 1957; Fiorina 1981). In einem föderalen System wie dem der Bundesrepublik Deutschland können unter anderem zwei Ebenen des politischen Kontextes unterschieden werden: die Ebene des Bundes und die Ebene der Länder. Entsprechend lassen sich Hypothesen im Hinblick auf die politische Zusammensetzung der Bundes- und der Landesregierung formulieren.

Unsere erste, aus dem Sozialen Identitätsansatz abgeleitete, Hypothese besagt, dass sich ein Bürger oder eine Bürgerin mit höherer Wahrscheinlichkeit mit einer Partei identifiziert, wenn diese während der formativen Phase der Bürgerin oder des Bürgers an der Bundesregierung beteiligt war. Die empirische Implikation dieser Hypothese ist, dass die Wahrscheinlichkeit der Identifikation mit einer Partei (*ceteris paribus*) mit dem Zeitanteil der formativen Phase steigt, in dem sie an der Bundesregierung beteiligt war. Diese Hypothese fand im Rahmen unserer auf Westdeutschland beschränkten Analysen keine unbeschränkte empirische Bestätigung: Es sind offenbar nicht frühere Lebensphasen, in denen die Beteiligung an der Bundesregierung Konsequenzen für die Parteiidentifikation hat, sondern die Phase *nach* dem 25. Lebensjahr. Unsere zweite Hypothese bezieht den Einfluss der Regierungszusammensetzung auf die Parteiidentifikation während der formativen Phase auf die Landesebene. Hier finden wir einen Einfluss der vom 17. bis zum 25. Lebensjahr erlebten Regierungszusammensetzung. Aus der Interpretation der Parteiidentifikation als einem *running tally* bisheriger Parteibewertungen leitet sich unsere dritte Hypothese ab, die allerdings keine Bestätigung finden konnte.

Dass die Ergebnisse unserer Analysen unsere Hypothesen nicht uneingeschränkt befürworten, bedeutet nicht, dass sich aus ihnen gar keine Aufschlüsse gewinnen lassen. Zunächst einmal hat die vorbereitende Analyse zur Selektion von Kontrollvariablen einige wichtige Implikationen. Die klassische Annahme des Sozialisationsansatzes, dass das Elternhaus eine wichtige Rolle bei der Ausformung einer Parteiidentifikation hat, findet Bestätigung: Wenn sich Mutter und Vater mit einer bestimmten Partei identifizieren, wird die Wahrscheinlichkeit höher, dass ein Individuum sich auch mit dieser Partei identifiziert.

Wir finden zusätzlich, dass die Wahrscheinlichkeit, eine Parteiidentifikation zu besitzen, mit dem Alter zunimmt, jedoch nimmt die Parteiidentifikation mit einigen Parteien (nach Kontrolle relevanter sozialstruktureller Variablen) mit dem Alter ab. Vor allem die Identifikation mit den Grünen, der Linken oder anderen Parteien ist bei jüngeren Befragten häufiger als bei älteren. Sofern sich in den Altersunterschieden Differenzen zwischen Geburtskohorten manifestieren, lässt sich das so deuten, dass sich sowohl ein *Dealignment* als auch ein *Realignment* vollzieht.

In den Zeitraum, in dem viele der befragten Personen sozialisiert wurden, fallen auch zwei grundlegende Transformationen des Parteienwettbewerbs in Deutschland: der Eintritt der Grünen und der PDS/Linken in das Parteiensystem. Die Kohortenunterschiede in der Parteiidentifikation dürften mit diesen Veränderungen durchaus im Zusammenhang stehen, jedoch ist die kausale Richtung dieses Zusammenhangs nicht klar: Einerseits könnten ihm Veränderungen in der Verteilung grundlegender politischer Einstellungen und Wertorientierungen zugrunde liegen: Zumindest mit Bezug auf die Grünen kann einerseits behauptet werden, dass der negative Zusammenhang zwischen Alter und Identifikation mit dieser Partei von diesem Wandel beeinflusst wird. Andererseits können befragte Personen nur dann während ihrer Sozialisationsphase eine Identifikation mit einer Partei ausbilden, wenn sie zum gegebenen Zeitpunkt auch existiert, was für die Grünen vor den 1980er Jahren nicht der Fall war. Allerdings dürfte das Auftreten der Grünen selbst wiederum auf besagte Veränderungen in Einstellungen und Wertorientierungen zurückzuführen sein. Anders verhält es sich mit der Linken. Ihr Eintritt in das deutsche Parteiensystem (damals noch unter dem Namen PDS) war vor allem durch die deutsche Wiedervereinigung bedingt und stellt insofern einen von einem langfristigen Orientierungswandel unabhängigen externen Faktor dar. Beide historischen Veränderungen des Parteiensystems dürften sich im Zusammenhang zwischen Alter und Parteiidentifikation widerspiegeln, in welchem Maße das der Fall ist, liegt jedoch jenseits des Fokus unseres Beitrags.

Dass die Grünen vor den 1980er Jahren nicht existierten und die PDS/Linke vor 1990 nicht Teil des bundesdeutschen Parteiensystems war, bedeutet natürlich, dass diese Parteien vorher gar nicht an einer Regierung beteiligt sein konnten. Allerdings dürfte dies vor dem Hintergrund der theoretischen Argumentation dieses Beitrags nicht erheblich sein: Uns geht es darum, ob und wie sehr die Beteiligung einer Partei an einer Bundes- oder Landesregierung die Identifikation mit dieser erhöht. Aus der Theorie der Sozialen Identität lassen sich jedoch keine Aussagen darüber ableiten, welche Konsequenzen die Gründe für die Nicht-Beteiligung einer Partei an einer Regierung für die Identifikation mit dieser haben, sei es, dass die betreffende Partei zum Zeitpunkt der Sozialisation nicht existiert

hat, für eine Regierungsbeteiligung nicht genug Stimmen erreicht oder bewusst auf die Beteiligung an einer Regierung verzichtet hat. Vielmehr dürfte der Effekt dieser Gründe vollständig durch die Variable Beteiligung oder Nicht-Beteiligung an einer Regierung vermittelt sein. Direkte Effekte dieser Gründe auf die Parteiidentifikation dürften durch das Alter bzw. das Geburtsjahr als Kontrollvariable weitgehend absorbiert sein. Zur Sicherheit haben wir aber die bezüglich des Einflusses der Regierungsbeteiligung auf Bundes- und Landesebene signifikant ausfallenden Hypothesentests noch einmal unter explizitem Einbezug von Dummies für die Sozialisation vor/nach 1983 und vor/nach 1990 wiederholt und sind zu keinen abweichenden Ergebnissen gelangt. Der Einfluss des Alters lässt sich auch als lebenszyklische Herausbildung und Verfestigung politischer Orientierungen deuten. Allerdings stößt man bei dem Versuch, Unterschiede in der Parteiidentifikation zwischen Geburtskohorten von lebenszyklischen Unterschieden zu trennen, an die von Querschnittsdaten gesetzten Grenzen.

Unsere Ergebnisse zeigen auch, dass der Einfluss des Bundeslands als politischer Kontext nicht völlig zu vernachlässigen ist. Allerdings scheint sich dieser Einfluss weniger in der wechselnden Regierungsbeteiligung der Parteien zu manifestieren und ist zudem nicht rein kompositionell, da die Unterschiede zwischen den Bundesländern auch *nach* Kontrolle sozialstruktureller Faktoren in der Stichprobe statistisch signifikant sind. Wenn sich die Unterschiede zwischen den Bundesländern hinsichtlich der Parteiidentifikation weder auf kompositionelle Effekte noch auf die Effekte der Regierungsbeteiligung der Parteien zurückführen lassen, liegt das an genuin kontextuellen Einflüssen, die wir in unseren Analysen nicht modelliert haben, oder aber an Verzerrungen durch eher temporäre Effekte. So stellt sich zum Beispiel die Frage, wie die verschiedenen Sozialisationsagenturen mit dem institutionellen Kontext interagieren und Reaktionen auf politische Ereignisse moderieren (z. B. Westholm und Niemi 1992). Ebenso bleibt offen, inwiefern auf den unterschiedlichen föderalen Ebenen divergierende Regierungszusammensetzungen, also zum Beispiel das gleichzeitige Erleben einer CDU-geführten Bundes- und einer SPD-geführten Landesregierung sich auf den Sozialisierungsprozess auswirken. Weitere Fragen betreffen den Faktor Zeit: Hat die Länge der Regierungsbeteiligung einen Effekt und wenn ja welchen? Andererseits können die Länderunterschiede auch auf Verzerrungen zurückzuführen sein, die damit zusammenhängen, wie weit die letzten Landtagswahlen in den Bundesländern zurückliegen. Die Beantwortung derartiger Fragen macht allerdings Analysen notwendig, die über Querschnitte mit vergleichbar geringen Fallzahlen hinausgehen und die Form von Kohorten- oder Panelanalysen annehmen. Sie sind allerdings an anderer Stelle durchzuführen.

Anhang

Siehe Tab. 4.

Tab. 4 Übersicht der Variablen auf Individualebene

| Variable | Frage/Operationalisierung |
|---------------------------------|---|
| Alter | Differenz von Befragungszeitpunkt (2013) und Geburtsjahr |
| Parteiidentifikation der Mutter | Fragen: „Wenn Sie nun einmal an Ihre Mutter denken, neigt oder neigte sie einer politischen Partei zu?“ „Wenn ja, welche Partei ist oder war das?“ |
| Parteiidentifikation des Vaters | Fragen: „Wenn Sie nun einmal an Ihren Vater denken, neigt oder neigte er einer politischen Partei zu?“ „Wenn ja, welche Partei ist oder war das?“ |
| Soziale Klasse | Frage: „Nun zu Ihrem Beruf. Darf ich Sie bitten, Ihre Berufsgruppe anhand der folgenden Liste einzuordnen?“ In den Analysen werden folgende Kategorien unterschieden: Manuelle Arbeit, Vorarbeiter, Nicht-manuelle Routine, Untere Dienstklasse, Obere Dienstklasse, Selbstständig, Landwirtschaftlicher Beruf |
| Kirchgangshäufigkeit | Frage: „Wie oft gehen Sie gewöhnlich zum Gottesdienst? Bitte sagen Sie es mir mit Hilfe folgender Liste.“ In den Analysen werden folgende Kategorien unterschieden: Nie, Einmal im Jahr, Mehrmals im Jahr, Öfter |
| Katholizismus | Frage: „Welcher Konfession oder Glaubensgemeinschaft gehören Sie an? Bitte sagen Sie es mir anhand dieser Liste.“ Für die Analysen wurden die Kategorien unterschieden: Katholisch, Andere (einschließlich Konfessionslose) |
| Bildungsstand | Frage: „Welchen höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss haben Sie?“ In den Analysen werden folgende Kategorien unterschieden: Hauptschule, Realschule, Abitur/Fachabitur |
| Aktuelles Bundesland | Bundesland, in dem die Person wohnhaft ist |
| Geburtsbundesland | Frage: „Bitte sagen Sie mir, in welchem Bundesland bzw. auf dem Gebiet welches heutigen Bundeslandes Sie geboren wurden.“ |

(Fortsetzung)

Tab. 4 (Fortsetzung)

| Variable | Frage/Operationalisierung |
|--------------------------------------|--|
| Mitgliedschaft in einer Gewerkschaft | Fragen: „Schauen Sie sich bitte einmal diese Liste an. Sind Sie persönlich in einer dieser Organisationen Mitglied? Gehen Sie bitte diese Liste durch und sagen Sie mir, wo Sie Mitglied sind. Sagen Sie mir jeweils dazu, ob Sie nur passives Mitglied sind, ob Sie sich an den Aktivitäten des Vereins bzw. der Organisation beteiligen und ob Sie ein Amt ausüben?“ „Und ist jemand anderes in Ihrem Haushalt Mitglied einer Gewerkschaft?“ Für die Analysen wurden die Antworten zu beiden Fragen zu einer Variablen zusammengefasst, in der unterschieden wird zwischen: Selbst Gewerkschaftsmitglied, Gewerkschaftsmitglied im Haushalt, kein Gewerkschaftsmitglied |

Quelle: GLES-Querschnittsstudie 2013 (ZA 5702)

Literatur

Arzheimer, K. (2006). ‘Dead men walking?’ Party identification in Germany, 1977–2002. *Electoral Studies*, 25, 791–807.

Arzheimer, K., & Schoen, H. (2005). Erste Schritte auf kaum erschlossenem Terrain. Zur Stabilität der Parteiidentifikation in Deutschland. *Politische Vierteljahresschrift*, 46, 629–654.

Bartels, L. M. (2000). Partisanship and voting behavior, 1952–1996. *American Journal of Political Science*, 44, 35–50.

Bartels, L. M., & Jackman, S. (2014). A generational model of political learning. *Electoral Studies*, 33, 7–18.

Berger, M. (1973). Parteiidentifikation in der Bundesrepublik. *Politische Vierteljahresschrift*, 14, 215–225.

Bowler, S. (2017). Party identification. In J. Fisher, E. Fieldhouse, M. N. Franklin, R. Gibson, M. Cantijoch, & C. Wlezien (Hrsg.), *The Routledge handbook of elections, voting behavior and public opinion* (S. 146–157). Abingdon: Routledge.

Campbell, A., Converse, P., Miller, W., & Stokes, D. (1960). *The American voter*. New York: Wiley.

Dalton, R. J. (1984). Cognitive mobilization and partisan dealignment in advanced industrial democracies. *The Journal of Politics*, 46, 264–284.

Dancey, L., & Goren, P. (2010). Party identification, issue attitudes, and the dynamics of political debate. *American Journal of Political Science*, 54, 686–699.

Downs, A. (1957). *An economic theory of democracy*. New York: Harper and Row.

Elff, M., & Roßteutscher, S. (2011). Stability or decline? Class, religion and the vote in Germany. *German Politics*, 20, 107–127.

- Elff, M., & Roßteutscher, S. (2017). Social cleavages and electoral behaviour in long-term perspective: Alignment without mobilisation? *German Politics*, 26, 12–34.
- Erikson, E. H. (1968). *Identity: Youth and crisis*. New York: Norton.
- Erikson, R. S., MacKuen, M. B., & Stimson, J. A. (2002). *The macro polity*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fetzer, J. S. (2000). *Public attitudes toward immigration in the United States, France, and Germany*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fiorina, M. P. (1981). *Retrospective voting in American national elections*. New Haven: Yale University Press.
- Franklin, C. H., & Jackson, J. E. (1983). The dynamics of party identification. *American Political Science Review*, 77, 957–973.
- Gluchowski, P. (1978). Parteiidentifikation im politischen System der Bundesrepublik Deutschland. In D. Oberndörfer (Hrsg.), *Wählerverhalten in der Bundesrepublik Deutschland* (S. 265–323). Berlin: Duncker & Humblot.
- Gotlieb, M. R., Kyoung, K., Gabay, I., Riddle, K., & Shah, D. V. (2015). Socialization of lifestyle and conventional politics among early and late adolescents. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 41, 60–70.
- Graubard, B. I., & Korn, E. L. (1999). Predictive margins with survey data. *Biometrics*, 55, 652–659.
- Gravelle, T. B. (2016). Party identification, contact, contexts, and public attitudes toward illegal immigration. *Public Opinion Quarterly*, 80, 1–25.
- Green, D. P., Palmquist, B., & Schickler, E. (2002). *Partisan hearts and minds: Political parties and the social identities of voters*. New Haven: Yale University Press.
- Hammer, M. J., & Kalkan, K. O. (2013). Behind the curve: Clarifying the best approach to calculating predicted probabilities and marginal effects from limited dependent variable models. *American Journal of Political Science*, 57, 263–277.
- Hogg, M. A., Terry, D. J., & White, K. M. (1995). A tale of two theories: A critical comparison of identity theory with social identity theory. *Social Psychology Quarterly*, 58, 255–269.
- Huddy, L. (2001). From social to political identity: A critical examination of social identity theory. *Political Psychology*, 22, 127–156.
- Jennings, M. K., & Niemi, R. G. (1981). *Generations and politics: A panel study of young adults and their parents*. Princeton: Princeton University Press.
- Jennings, M. K., Stoker, L., & Bowers, J. (2009). Politics across generations: Family transmission reexamined. *The Journal of Politics*, 71, 782–799.
- Klar, S. (2014). Partisanship in a social setting. *American Journal of Political Science*, 58, 687–704.
- Kroh, M., & Selb, P. (2009). Inheritance and the dynamics of party identification. *Political Behavior*, 31, 559–574.
- Larson, R. W., Moneta, G., Holmbeck, G., & Duckett, E. (1996). Changes in adolescents' daily interactions with their families from ages 10 to 18: Disengagement and transformation. *Developmental Psychology*, 32, 744–754.
- Marsh, D. (1971). Political socialization: The implicit assumptions questioned. *British Journal of Political Science*, 1, 453–465.
- Mayer, S. J. (2017). *Die Parteiidentifikation: Eine Konstruktvalidierung neuer Maße auf Basis des Ansatzes Sozialer Identität*. Wiesbaden: Springer VS.

- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour. In P. Zarembka (Hrsg.), *Frontiers in econometrics* (S. 105–142). New York: Academic.
- Neundorff, A., & Smets, K. (2017). Political socialization and the making of citizens. *Oxford Handbooks Online*, 28. <https://doi.org/10.1093/oxfordhdb/9780199935307.013.98>.
- Popkin, S., Gorman, J. W., Phillips, C., & Smith, J. A. (1976). Comment: What have you done for me lately: Toward an investment theory of voting. *American Political Science Review*, 70, 779–805.
- Rattinger, H. (1996). Parteidentifikationen in Ost- und Westdeutschland nach der Vereinigung. In O. Niedermayer & K. von Beyme (Hrsg.), *Politische Kultur in Ost- und Westdeutschland* (S. 77–104). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Rattinger, H. (2013). Dimensionen der Parteidentifikation. In S. I. Keil & S. I. Thaidigsmann (Hrsg.), *Zivile Bürgergesellschaft und Demokratie* (S. 139–159). Wiesbaden: Springer VS.
- Rattinger, H., Roßteutscher, S., Schmitt-Beck, R., Weißels, B., Wolf, C., Wagner, A., Giebler, H., Bieber, I., & Scherer, P. (2014). *Vor- und Nachwahl-Querschnitt (Kumulation) (GLES 2013). ZA5702 Datenfile Version 2.0.0*. Köln: GESIS Datenarchiv. <https://doi.org/10.4232/1.12064>.
- Sears, D. O., & Brown, C. (2013). Childhood and adult political development. In L. Huddy, D. O. Sears, & J. S. Levy (Hrsg.), *The Oxford handbook of political psychology* (2. Aufl., S. 59–95). Oxford: Oxford University Press.
- Sears, D. O., & Valentino, N. A. (1997). Politics matters: Political events as catalysts for preadult socialization. *American Political Science Review*, 91, 45–65.
- Stoker, L., & Bass, J. (2011). Political socialization: Ongoing questions and new directions. In G. C. Edwards III, L. R. Jacobs, & R. Y. Shapiro (Hrsg.), *The oxford handbook of american public opinion and the media* (S. 453–470). Oxford: Oxford University Press.
- Tajfel, H. (1982). Social psychology of intergroup relations. *Annual Review of Psychology*, 33, 1–39.
- The American National Election Studies. (2012). *The ANES 2012 Time Series Study [dataset]*. Stanford University and the University of Michigan.
- Thomassen, J. (1975). Party identification as a cross-cultural concept: Its meaning in the Netherlands. *Acta Politica*, 10, 36–56.
- Turner, J. C., Oakes, P. J., Hogg, M. A., & Wetherell, M. S. (1987). *Rediscovering the social group. A self-categorization theory*. Oxford: Blackwell.
- van Deth, J. W., Abendschön, S., & Vollmar, M. (2011). Children and politics: An empirical reassessment of early political socialization. *Political Psychology*, 32, 147–173.
- Westholm, A., & Niemi, R. G. (1992). Political institutions and political socialization: A cross-national study. *Comparative Politics*, 25, 25–41.

The Common Grounds of Adherence? A Qualitative Analysis of Young Partisans' Collective Identity

Jasmin Fitzpatrick and Sabrina J. Mayer

Abstract

While party identification is one of the mostly used concepts for the explanation of vote choice, the components of party identification and the collective identity of party adherents were never explored systematically. After conceptualizing party identification within the social identity approach, we propose a research framework for the analysis of the collective identity of party adherents. Finally, in a first explorative attempt, we use this framework to analyze, as an example, the collective identity of adherents of the German parties SPD and the Greens. Although the two parties are part of the same ideological camp, we found that they both emphasize the importance of shared values, issues and goals as key components of collective identity, but they differ when it comes to the importance of the myth of origin, customs and lifestyle aspects.

Keywords

Collective identity · Party identification · Social identity · Germany

J. Fitzpatrick (✉)

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Mainz, Deutschland

E-Mail: fitzpatrick@politik.uni-mainz.de

S. J. Mayer

Universität Duisburg-Essen, Duisburg, Deutschland

E-Mail: sabrina.mayer@uni-due.de

1 Introduction¹

Since the 1960s, party identification has been one of the mostly used and successful key concepts in empirical election studies. It is a vital factor for explaining individual voting behavior. According to Campbell et al. (1960, p. 121), the concept of party identification is used “to characterize the individual’s affective orientation to an important group-object in his environment”, which means, in this case, orientation to a political party. In general, party identification is measured by a single question that asks for self-classification as an adherent or toward which party an adherent leans (Arzheimer 2006; Johnston 2006; Schoen and Weins 2005).

While the measurement of party identification was heavily discussed (Bartle and Bellucci 2009; Budge et al. 1976; Fiorina 1981; Greene 1999), almost all existing studies focus on party identification measured by a standardized survey question. However, we still do not know exactly what “party identification” actually means to party adherents. So far, the content dimensions, which are a part of the adherents’ party identification and that can be found within the collective identity of partisans, remain unknown. However, these aspects are highly relevant to the persistence of group membership and to the possibility of ideological changes for the political parties.

Our contribution aims to overcome these shortcomings by focusing on the components of collective identity of particular party adherents. In this paper, we analyze the shared commonalities between party adherents by providing an analytical framework for such an analysis. Therefore, we would like to launch a debate on the components of the collective identity of party adherents. Our contribution is threefold: First, we develop an analytical framework that allows us to clearly distinguish between the different levels of identification and to locate our research question precisely within the existing research on partisanship. We base our research on the notion of party identification as part of individuals’ social identity as well as their collective identity – as the shared beliefs and values of a group of adherents. Second, we propose a research design for analyzing collective identity derived from the social identity approach, one of the leading social psychological theories at the moment, and from the works of Eisenstadt and Giesen (1995) and Meyer (2002). Last, we use this framework for an exemplified analysis of the adherents of two German parties. Based on focus-group interviews with adherents

¹Order of co-authors is alphabetical. The authors contributed equally to the development of this manuscript.

of the SPD and the Greens, we explore the collective identity of these party adherents. As our contribution is meant to launch a broader debate, our application has an explorative character.

First, we start with the theoretical background (Sect. 2). We rely on the Michigan Model for the definition of partisanship and discuss previous studies on the meaning of party identification at the individual level before we define the distinction between the individual and collective level of identity. We also draw on the social identity approach and discuss the components of partisanship arising from this approach. Afterwards, we use the studies from Eisenstadt and Giesen (1995; Eisenstadt 1998a, b) to develop components of collective partisanship and derive a theoretical framework. Next, we introduce the German party system and make guiding assumptions (Sect. 3). After a discussion of focus group interviews as means of data collection (Sect. 4), we explore the results of these interviews based on the analytical framework (Sect. 5). Last, we discuss the implications and limitations of our study (Sect. 6).

2 Theoretical Background

The Michigan Model (Campbell et al. 1960) is one of the most commonly used theoretical approaches for the explanation of individual voting behavior. Its key concept, party identification, denotes a long-standing, affective, psychological link with a political party (Campbell et al. 1960, p. 121). Party identification functions as a perceptual screen and, accordingly, affects the candidates' perception and assessment of the issues, positions and competences, as well as the identifier's voting decision (Campbell et al. 1960, pp. 133–134). Although revisionists questioned this conceptualization – especially the stability of party identification (Fitzpatrick et al. 2012) – this notion can be seen today as the dominant one (Greene 1999). The theoretical foundations of party identification are based on reference group theory (Hyman 1942). While reference group theory was one of the leading theories at the time of *The American Voter* (Campbell et al. 1960), its inconsistencies and shortcomings were heavily criticized in the 1980s (Singer 1981). As reference group theory cannot convincingly explain the perceptual-screen mechanism of party identification, party identification is more and more conceptualized within the social identity framework (for the US: Green et al. 2002; Greene 1999; Kelly 1988; Weisberg and Greene 2003; for Germany: Mayer 2015, 2017; Ohr and Quandt 2012).

Social identity is generally seen as “[...] the psychological link between individuals and the social groups [...] to which they belong” (Herrmann and Brewer

2004, p. 5). It reflects a shared identity of a collective self in the tradition of Tajfel and Turner (1979). Other authors, often from European identity research, rely more on the term “collective identity” for the same matter (Fuchs and Klingemann 2011; Herrmann et al. 2004). This confusion probably arises from the different research traditions these terms are derived from. Social identity research has its roots in social psychology, while the term “collective identity” originated from social mobilization research. While some authors often use social identity and collective identity as synonyms (Herrmann and Brewer 2004, p. 6), others see collective identities as a part of social identities (Esser 2001, pp. 345–346). A third group uses social identity to denote the link between the individual’s in-group identification and the collective identity of the group as a whole (Klandermans and de Weerd 2000) in the tradition of Social Identity Theory (SIT). Social identity in this case refers to multiple in-group identifications of one individual, while collective identity refers to many people’s in-group identification with one group. We will follow the latter notion within this paper.

First, we distinguish different foci of party identification research to precisely locate our research question and present the specific benefit of our paper. Afterwards, we look at the question of what collective identity actually means and what its facets are.

2.1 Foci of Party Identification Research

For structuring the existing research on party identification, we draw on Kaina and Karolewski’s (2013) distinction of research foci of European identity research. Additionally, we rely on Roccas and Brewer (2002) as well as Herrmann and Brewer (2004). Although Roccas and Brewer’s (2002) study focuses on multiple identifications at the individual level, they use a meaningful distinction that we can apply to our case, namely the components of young partisans’ identity and in-group membership.

First, it is important to distinguish between the collective and the individual level for the exploration of party identification. At the individual level, social identity answers the question “*Who* am I?” and “*What* am I?” with the “I” seen as a shared collective self. At the group level, collective identity can answer questions such as “*Who* are we?” and “*What* are we?” Second, the composition of the in-group and the contents of identity are two distinct and important aspects of identity at both levels (Herrmann and Brewer 2004, p. 6; Roccas and Brewer 2002). Based on the levels and the aspects of identity, four foci of party identification research can be distinguished (see Table 1). Although these four foci of research are interrelated

Table 1 Foci of party identification research

| | | Level of identity | |
|---------------------|--------------------------------------|--|---|
| | | Individual level | Collective or group level |
| Aspects of identity | Composition | A The individual's self-concept and his attribution to a party > <i>Who am I (in terms of a shared collective self)? Who am I not?</i> Party identification | B Collective self-image of party adherents > <i>Who are we? Who are the others?</i> Collective identity of partisans |
| | Meaning and justification Content | C Contents of and reasons for the individual's identification with a party and its adherents > <i>What am I (in terms of a shared collective self)? Why am I an adherent?</i> Meaning of party identification | D Contents of and reasons for self-representation of party adherents as a "we" > <i>What are we?</i> Meaning of party adherents' collective identity |

Source: Authors' own. Adapted from Kaina and Karolewski (2013, p. 19)

(i.e. the composition of a group is connected to the meaning of collective identity), Table 1 allows us to precisely locate our research questions.

The composition aspects of party identification (cells A and B in Table 1) describe the perception of the self and the differentiation from others for “me” as a shared collective self, and for “we” at the collective level. The content dimension (cells C and D) includes reasons why a person or a group identifies with a group as well as the components of this identification, e.g., the components of collective identity could include attributes, values and symbols that are used to define the prototypical group members as well as the group in general (Herrmann and Brewer 2004, p. 6).

Using this framework, we can see the existing gaps in research. The answers to the questions in Cell A are regularly measured in all major (election) studies. It is this cell that includes what is actually called “party identification” by Campbell et al. (1960, p. 121): the orientation of the individual toward a political party. Respondents are asked in the United States for their attribution to a group, “Do you usually think of yourself as a Democrat/Republican?” In Germany, the question wording is slightly different and asks about leaning towards a party: “Many people in the Federal Republic lean toward a particular party for a long time, although they may occasionally vote for a different party. How about you?”

The other three possible research topics (represented in cells B, C, and D) are mostly overlooked. There are a few studies on the meaning of party identification at the individual level (cell C), such as for Germany, Gluchowski (1983) and Mayer (2018), and for Denmark, Borre and Katz (1973) which used closed- or open-ended survey questions. However, the collective self-image and the group definition (cells B and D) of party adherents are unknown, as analyzing these dimensions needs methods that consider the importance of group context. As these aspects seem highly relevant for the persistence of group membership and the possibility of ideological changes in the political parties, we will focus on the collective level to close existing research gaps.

Although both dimensions of collective identity are underexplored and yet still offer valuable insights, we will especially focus on the components of collective identity (cell D), the shared common grounds of adherence, as we believe that these aspects are most relevant for the persistence of group membership. In addition, it is this dimension that moderated the possibility for ideological change in the parties.

2.2 Common Grounds of Adherence: Social Identity Theory and Beyond

As mentioned above, we believe that the aspect of shared common grounds is relevant for the persistence of group membership. This leads to the question: What is the common ground for party adherence? According to *The American Voter* by Campbell et al. (1960, pp. 133–136), party identification is acquired during primary socialization and remains mostly stable throughout life. The reference point for partisan identification is unknown as Campbell et al. (1960) do not refer to this explicitly. In the existing literature, three main points of reference are named: party identification may refer to the party organization/elite or the general image of the party. Furthermore, it is also possible that adherents identify either with the group of party adherents or with social groups that are linked with the party (Bartle and Bellucci 2009; Green et al. 2002).

Only a few studies actually include references to the meaning of party identification (e.g., Borre and Katz 1973; Gluchowski 1983). Borre and Katz (1973) distinguish three motivational patterns of identification: a pragmatic type or partisan, mainly interested in electoral outcomes, an ideological type, that bases its identification on ideological values and positions, and a symbolic type, for whom partisanship mainly has an affective value. In addition, Gluchowski (1983) identifies five major facets of partisanship: affective and habitual reasons; a sense of

belonging to a party; stability, and the use of partisanship as a heuristic to save information costs. However, these studies only focus on the meaning of partisanship at the individual level, and do not discuss the shared commonalities of partisans. So, if we want to explore how partisans construct identity and the boundaries between in-group members and outsiders, we need to look elsewhere for developing a framework which can be used for structuring the analysis of partisan collective identity. First, we explore the potential of the social identity approach for deriving dimensions of commonalities because nowadays party identification is mostly analyzed as a social identity. Second, we draw on sociological studies, especially those of Eisenstadt and Giesen (1995) and Meyer (2002).

A myriad of measures is available for the different dimensions of the individual's group-belonging that emphasize the aspects of in-group identification (see Leach et al. 2008 for an overview), such as the centrality of identification to the self-concept or the feeling of solidarity or being tied to other in-group members. However, the social identity approach does not focus much on the components of identity. According to SIT (Tajfel and Turner 1979), social categorizations are cognitive instruments that are used to systematically order the social environment into in- and out-groups. An individual's social identity is "that part of the individual's self-concept which derives from his knowledge of his membership of a social group (or groups) together with the value and emotional significance attached to that membership" (Tajfel 1981, p. 255). In this sense, party identification is the knowledge that one actually is an adherent of a party combined with some affective/emotional value of this sense of belonging. When party identification becomes salient, the individuals try to relate to a prototypical group member to maximize the differences between their own party and a relevant out-party. Individuals try to stereotype themselves and try to come close to their cognitive representation of the group prototype; their notion of an ideal or real existing group member (Turner et al. 1987). These group prototypes are shared and agreed on by the other group members. They are relational as they depend on which group is perceived as a relevant out-group at that moment. Often-used prototypes are internalized by the individuals. Group prototypes consist of "a fuzzy set of attributes that are meaningfully interrelated, and simultaneously capture similarities within the group and the differences between the group and other groups" (Hogg and Smith 2007, p. 94). These shared group prototypes form the collective identity of party adherents, the attitudinal and behavioral patterns that are generally agreed on and are relational to a particular situation. However, the specific components of group prototypes are rarely part of research and, so far, have not been explored for partisans. One could assume that prototypes of party adherents may encompass attitudes toward certain issues (which distinguish the party from others),

value orientations, references toward past events and/or distinguished leaders, but also behavioral patterns how such members of this group should act.

For analyzing collective identity, the social identity approach does not offer useful categories, as the concept of a group prototype contains a vague, unsystematic set of attributes. As the concept of (collective) identity has deep roots in social psychology and in sociology, we will draw on the influential studies by Eisenstadt and Giesen (1995) and Eisenstadt (1998a, b) for dimensions of the components of identity. It is our understanding that the studies of Eisenstadt and Giesen can be consistently integrated into the social identity framework for our purpose. Eisenstadt and Giesen (1995, p. 74) acknowledge that collective identity is not generated naturally but is instead socially constructed, depending on some “attribute of ‘similarity’ among its members”. They also recognize the fundamental role of in- and out-groups for the construction of social boundaries that are elementary for the production of collective identity². They develop a general model for analyzing collective identity and distinguish three types of ideal-typical codes that are essential for the distinction between the in-group, “we”, and the out-group, the “others”: primordial, civic, and cultural (Eisenstadt 1998a, p. 140). As these codes represent ideal types, “real codings always combine different elements of these ideal types” (Eisenstadt and Giesen 1995, p. 76). We assume the importance and components of the dimensions of collective identity vary between the parties, but not between the dimensions of collective identity itself. Furthermore, adherents of the same party may also vary, depending on age, origin, and status, and with regard to the social groups, specific values, beliefs, past accomplishments and leaders they refer to, especially if the party has different factions. However, the structure of collective identity, i.e. the codes they use, should remain the same. Hence, we expect to find a common structure of collective identity that is based on the three codes for a vast majority of partisans.

The primordial code refers to natural distinctions like gender, generation, race or kinship. “This boundary, though constructed, is perceived as naturally given” (Eisenstadt 1998b, p. 232). Here the distinction between “we” and “others” is deeply rooted in existing structures of the social world (Eisenstadt and Giesen 1995, p. 77). This code links the in- and out-group to unchangeable social characteristics with a “basic natural similarity of its members” (Eisenstadt and Giesen 1995, p. 79). The explanation of the emergence and persistence of partisanship can be based on Lipset and Rokkan’s (1967) cleavage theory. According to Lipset and Rokkan, European party systems were shaped by historical events such as

²Interestingly, they do not refer to the much earlier works of Henri Tajfel and John Turner.

state building and the industrial revolution which created persisting bounds between social groups and political parties. Conflict between the social groups led to an antagonism between the parties opposing each other at the poles of the cleavage (Bartolini and Mair 1990). From time to time, party systems still change and new divisions emerge (e.g., Dolezal 2010; Hooghe and Marks 2017). Even though the linkage between social groups and parties has lessened considerably over time (e.g., Franklin 2010), we assume that party adherents still see certain social groups as linked to the party and being part of the in-group (e.g., Bartle and Bellucci 2009).

The civic code captures “the routines, traditions and institutional or constitutional arrangements of a community” (Eisenstadt and Giesen 1995, p. 80). The civic code is somehow special, because it challenges the individual to actively engage in group activities in order to be accepted and to make it into the inner circle of the community (Eisenstadt 1998a, p. 140). This leads to a hierarchy within the community (Eisenstadt and Giesen 1995, p. 82). The individual has to learn about customs and has to assimilate the rules. The basis for a community linked by civic codes is oftentimes some sort of epic event that creates a “myth of origin” (Eisenstadt and Giesen 1995, p. 82). This can be passed on within a community and serve as some kind of historical glue. Eisenstadt and Giesen (1995, p. 81) see certain virtues in the center of a community linked by civic aspects of collective identity. This allows for the construction of an ideal member who embodies all of these virtues. Hence, we expect that the collective of partisans shares a certain myth of origin, which may be an historical event or an accomplishment from the past which is passed on through the years.

The third “cultural” code links the relation between “us” and the “others” to some “unchanging and eternal realm of the sacred and the sublime” (Eisenstadt and Giesen 1995, p. 82), may it be “God” or core concepts such as “progress” or “rationality”. The boundaries between the groups can be crossed, unlike the primordial code, and should be crossed, e.g., by communication. Eisenstadt and Giesen (1995, pp. 83–84) perceive an inherent missionary attitude as part of this code; the in-group feels superior, based on their “faith”, and wants the “others” to overcome their errors. Meyer (2002, pp. 117–119) proposed a way to further distinguish the cultural code by referring to three central levels of cultural identity: the way of believing (the personal beliefs one holds)³, the way of life (the private

³As the way of believing refers to personal beliefs and does not deal with the collective level, we will only use the way of life and the way of living together for our framework.

life's esthetics, practices, eating habits etc.), and the way of living together (the shared social and political core values). Thus, we suppose that party adherents share distinctive routines and practices that are agreed on as a specific way of life for the collective. Furthermore, specific shared core values are a central part of the cultural code. As parties nowadays are neither so much rooted in social structure nor based on their historical alliance to certain groups anymore, but more often follow a programmatic approach to attract voters and adherents (Jun 2013), this should be one of the crucial features of adherence. Therefore, we expect in our case that young party adherents may easily identify a common set of values and principles that refer to the general principles of the political party.

3 The German Case: Guiding Conjectures for Young Adherents of the SPD and the Greens

For our case, we will first provide some remarks on the German party system in general and then the two selected parties. We will also provide conjectures for our illustrative case study of young adherents. Afterwards, we will present considerations regarding our sample of young party adherents and point out benefits and limitations of our research design.

The German party system can be classified as a moderate, pluralistic party system (Ismayr 2009). The 2017 parliamentary election reinforced the impression based on the 2013 election that two parties are still able to mobilize considerably more voters than all the other parties combined (Niedermayer 2018). However, this asymmetry becomes more marked with the CDU/CSU taking a lead of more than 12 percentage points. The system's dimensionality can be approximated with the left-right dimension (Bräuninger and Debus 2012; Stöss et al. 2006). The German party system is frequently grouped into ideological camps, with the CDU/CSU and the FDP forming the conservative/center-right camp, and the SPD and the Greens forming the center-left camp. The position of the Left party is still unsettled as its vote shares and its acceptance differ widely between the East and the West of the country. Especially in the West, the Left party is often not seen as part of the center-left camp (Stöss et al. 2006). Elections in the East German state of Thuringia and the city-state of Berlin in 2016, and the following coalitions with the SPD and the Greens in these states, suggest a different tendency in some of the East German states. After the 2017 federal election, the right-wing populist AfD (Alternative for Germany) entered the German parliament.

For our explorative analysis, we chose the Social Democrats (SPD) and Greens because they are usually grouped together and they share a similar ideological base. However, these parties have different historical backgrounds and traditions. The SPD is one of Germany's oldest parties. Adherents are traditionally located in blue-collar environments although this was never exclusive. Besides the Communist party KPD which was banned in 1956, the SPD was the only party that openly took a stand against Hitler's NSDAP. It was re-founded on this basis after the Second World War.

The Greens emerged during the 1970s out of new social movements on peace, women's rights, ecology/anti-nuclear energy and were elected to the national parliament, the Bundestag, for the first time in 1983. They especially voice environmental and social issues. The comparison between the SPD and the Greens is particularly interesting for the analysis of adherents' collective identity due to the parties' ideological closeness. So far, collective identity and its meaning have never been analyzed in relation to party adherents. By drawing on the three ideal-typical codes from Eisenstadt and Giesen (1995, pp. 77–84), we propose five conjectures for the codes that construct the collective identity of young partisans of the Social Democrats and the Greens. First, we generally assume that the importance and specific components of collective identity differentiate the party groups, but we expect to find a common structure of collective identity.

Conjecture 1: Young partisans of both parties can relate to the codes in a meaningful way and therefore share a common structure of collective identity.

Second, we focus on the primordial code which is closely related to the natural structure of society and which links the in- and out-group to unchangeable social characteristics. We assume that young party adherents see certain social groups as natural parts of the in-group because of long-standing relationships between parties and these groups; e.g., the SPD and the workers. However, the Greens only emerged in the 1980s, when these social structural bonds were already declining. Consequently, there is no single social structural group that is known as being closely linked to the Greens (Probst 2015; Spier and von Alemann 2013), even though certain social characteristics (young, urban, highly educated) are proposed as the stable social sub-groups (Dolezal 2010).

Conjecture 2: Young adherents of the SPD share a perception in which social groups are part of the partisans' own in-group, especially workers/the common man. No such linkage to societal groups can be named by GREEN adherents.

Third, drawing on the civic code from Eisenstadt and Giesen (1995, pp. 81–82), we expect that the collective shares a certain myth of origin. Most parties in the German party system were founded outside the parliament. Historically, the foundation of a new party is often related to some kind of crisis or to certain issues that challenged the political system, and to which established parties failed to offer adequate solutions (Niedermayer 2013, p. 66). One example of this is the emergence of the Greens from the new social movements – such as the peace and the feminist movement but especially the ecological and the anti-nuclear movements of the 1970s. Other examples are the re-founding of the SPD after its enforced dissolution during the Third Reich, and the emergence of the WASG (Wahlalternative Soziale Gerechtigkeit; Electoral Alternative Social Justice) as a split-off from the SPD, when many of its adherents and members were dissatisfied with the welfare state reforms of the SPD-led government.

Conjecture 3: Young adherents of the SPD and the Greens recognize a myth of origin for their own party. Because of the SPD's long history, this myth of origin is more accessible to these SPD adherents.

Last, drawing on the cultural code, we propose two further conjectures. Concurring with what Meyer (2002) calls the way of life, we assume that party adherents share distinctive routines and practices. Because of their origins, the Greens are deeply connected to certain lifestyles (e.g., acting in an eco-friendly way, taking an active part against nuclear power), and do not refrain from suggesting new practices for the population, such as the highly controversial plan right before the 2013 federal election (FAZ 2013) to introduce a vegetarian day per week in cafeterias. In earlier days, the SPD was deeply entrenched in the lives of its adherents from cradle to grave and offered a myriad of semi-party organizations and clubs, libraries, choral societies, sport clubs etc. However, their programmatic change to a catch-all party in the 1960s and 1970s was accompanied by a weakening of this strong link and a focus on social class. Nowadays, the SPD is characterized by a substantially broader programmatic approach, for laborers and employees, owners and workers (Spier and von Alemann 2013, pp. 454–458). Hence, no common perception about a specific way of life may be found.

Conjecture 4: Young adherents of the Greens have a shared perception of common practices and routines. No such perception can be found for SPD adherents.

Furthermore, core values that are agreed on by the group are central to the cultural code. Therefore, we expect that party adherents may easily identify a common

set of values and principles that refer to the general principles of the political party. This picture may also be affected by the party itself and the emphasis that is put on the communication of specific core values, e.g., the SPD's 2017 government program was named "Time for more [social] justice".

Conjecture 5: Young adherents of the SPD and the Greens agree on specific core values that are deemed defining for the party.

4 Data and Methods

To address our guiding conjectures introduced in Sect. 3, we conducted several focus-group interviews with young adherents of the SPD and the Greens in 2014 and 2016. We decided on focus-group interviews to analyze the collective identity of party adherents, as collective identity may not be measured well using a standardized survey (Duchesne 2013). Focus-group interviews have already been adopted a few times in political science (e.g., Bartle 2003; Duchesne 2013; Goerres et al. 2019; Goerres and Prinzen 2012). However, none of these studies has focused on the collective identity of partisans. As focus groups are still fairly new to political science, we first give an overview of the advantages and limitations of the method, and then we describe the focus-group participants and the process of data collection.

Focus-group interviewing has become a frequently adopted method for qualitative research in the social sciences. Previously part of market research, focus-group interviewing entered the social sciences about 30 years ago (Morgan 2006, p. 142). Focus-group interviews can be defined as "a research technique that collects data through group interaction on a topic determined by the researcher" (Morgan 1996, p. 130). Morgan also identifies three components in this definition: (a) the goal is collecting data by using (b) group discussion as the source, taking into account that (c) the researcher has an active, directing role in this discussion.

These components come with caveats; the success of the focus group depends on the cooperation of the group. Due to the low number of cases, this method does not allow estimations at the society level, though it is perfectly suited for getting to the detail of a topic, as the researcher is able to direct the attention of the group to details while conducting the interview. The focus group offers a flexible setup in which concerns and questions arising during the interview can be addressed immediately. Especially for complex social phenomena, such as the meaning of collective identity of party adherents, focus-group interviewing seems

to be an excellent means of seeing how individuals are aware of their own identity and how they reflect that identity.

The 30-year tradition of focus-group interviewing in the social sciences has led to useful information about best practices (Krueger and Casey 2009). Based on these recommendations, we conducted four group interviews (groups A, B, C, and D) for illustrative purposes. Two group interviews included young adherents of the SPD (June 2014, group A and June 2016, group B) and two young adherents of the Greens (August 2014, group C and June 2016, group D). Group C consisted of four students, and group D of five students identifying with the Greens, while Group A consisted of six students, and group B of four students identifying with the SPD. Participants were recruited among students at the University of Mainz. We acknowledge that this research design comes with limitations for our results: students of social sciences are a very specific group in terms of their high level of political interest, their young age, their socio-economic status and their skills to reflect on political topics. However, there are benefits of focus groups consisting of students – especially for the research on party identity. Students are first- or second-time voters and therefore do not identify with a party out of habit. They recently had to consider their voting decision for the first time, which makes it more likely that they spent time and thought on the matter. Since our sample consisted of social science students with a high level of interest in politics, their voting choice is more likely the result of careful consideration. Therefore, we are able to learn more about the quality of the early stages of partisanship: for instance, is there already evidence for a collective identity? Although not representative of (young) partisans, students are a well-suited group for our explorative study.

During the recruitment process for the focus groups, the standard question for party identification was asked to select suitable participants for the interviews; only respondents who indicated a party affiliation with the SPD or the Greens were asked to participate.

Each group was homogenous in terms of age (20- to 25-years-old), social status (student) and party affiliation (strength ranging from moderate to very strong), but was mixed with respect to gender. All students were majoring in social sciences. We neither expected nor observed any difference in the participants' willingness to debate because of their high level of political interest; they were familiar with discussing political content and party ideology. This was helpful, because we quickly reached a comfortable atmosphere for our discussion and students felt confident expressing their political ideas with no hesitation and they shared very personal views. In order to enhance the students' willingness to participate, an incentive (a ten euro-voucher) was offered to the groups in 2014 (groups

A and C). Participants for the later interviews (2016) were recruited without an incentive. We invited adherents to the interviews with a week's notice. For the participants' convenience, interviews took place in a conference room on campus. In order to create a comfortable atmosphere, we proposed the use of the German informal "Du" to address each other. Participants were asked to choose a different first name to remain anonymous. We used three different stimuli to initiate the debate: several statements on party identification had to be ranked; an A to Z list of party adherents' attributes had to be filled out, and at the end of the debate participants were asked to draw a picture of an ideal-typical adherent. The meetings lasted about 70 min for each group and were documented with a voice recorder. The interviews were transcribed by a student assistant. We developed a coding scheme based on theoretical considerations from Sect. 2 and coded the interviews separately. Afterwards, we discussed diverging codings. After describing our course of action for the focus-group interviews, we analyzed the components of the party adherents' collective identity.

5 Exploring the Components of Collective Identity of Young SPD and Greens Adherents

By examining all three codes by Eisenstadt and Giesen (1995) in this section, we will explore the conjectures that we deduced from these codes in Sect. 4. We make the conjecture that these components differentiate between the different party groups, but we expect to find a common structure of collective identity. First, we focus on the primordial code and analyze whether certain social groups are considered by the adherents as part of their own in-group. Afterwards, we take a look at the myth of origin which is related to the civic code. Considering the cultural code, we further examine the participants' common way of life (common practices and routines) as well as their way of living (sets of values and issues giving meaning to their identity). Finally, we will compare commonalities and differences between young adherents of the SPD and the Greens and discuss the accuracy of our conjectures.

5.1 The Primordial Code and the Perception of the Own In-Group: Linkages to Certain Social Groups

For young SPD adherents, there are clear perceptions about which social groups are part of their own in-group. In both interviews, they named several groups,

which are traditionally related to the SPD such as union members, the common people or the typical (industrial) worker. A few statements pointed to the effects of declining class distinctions and more heterogeneity inside the SPD:

On the one hand we find union members who are the strong core, people who really identify with the party and also engage in the party's youth organization. And then there are those who somewhat share the goals. The young social democrats who generally think social democracy is a good thing. Those are not strongly involved. And, then there is for sure the classic worker. Although this was recently discussed, because the "classic" worker does no longer exist. It is rather technicians or skilled workers. The SPD does not really have the classic collective anymore, I think, there is a lot of change (David, SPD, group A).

Although students and academics, as new social groups, were sometimes mentioned, the commitment of the SPD to benefit the "common man" with a low income was still seen as a clear distinction from the Greens as an academically oriented party with a strong focus on environmental issues.

The Greens represent the typical intellectual middle class. In contrast to this, the SPD is still a party for what I call the common people – here, union members and workers are represented and social issues are raised (Anna, SPD, group B).

Similar to the SPD adherents, the young Greens stated that their in-group consists of educated, economically well-off people, nevertheless, they do not mention a connection to bigger social groups such as officials, entrepreneurs etc. Instead, they described groups that are characterized rather by common issues ("opponents of nuclear power") or by common practices ("cyclists", "vegetarians"). One participant referred to "educated classes" ("Bildungsbürgertum") as a social group that identifies with the Greens. However, she put this into perspective instantly by referring to rather cultural aspects (way of life):

Well, we do see a lot of opponents of nuclear power plants and, well, somewhat educated classes. [...] They theoretically like the ideas of the Greens. But then there is also the conflict: well-educated citizen vs. Greens partisan, because on the one hand they are usually affluent and take a plane to their holiday destination twice a year, but on the other hand [they] go grocery shopping at Alnatara [a grocery store that sells local and organic food] (Jasmin, Greens, Group D).

This vague connection to societal groups was explicitly emphasized by one of the Greens' adherents:

Identifying groups of adherents – I find it very difficult, especially in Germany. Compared to the Greens' adherents, I have a much more uniform picture of adherents of other parties (Adrian, Greens, group C).

5.2 The Civic Code: Myth of Origin

In Sect. 3, we expected myth of origin to be an essential part of the collective identity of SPD adherents because the SPD is the only German party with a long-standing, proud tradition dating back to the 19th century. However, during both sets of interviews with young SPD adherents we had to hint at this aspect twice to trigger answers on this matter. We assume that this might be due to the age of our participants. When pushed into this direction, all of them had comprehensive knowledge of the SPD's history ("this big history", Horst, SPD, group A; "the good old times", David, SPD, group B) as well as the milestones in the SPD's trajectory. One historical event that was key to the party's image was its open resistance to the Hitler regime during the Third Reich: "I think the behavior during the Third Reich matters to quite a share of adherents. It was the only party that resisted against it" (Horst, SPD, group A).

Members of the SPD left the country during the Third Reich and returned later. Willy Brandt even became chancellor in the 1960s and is remembered as an icon today. When we asked Jonas to specify what he meant by "good old days" he referred to Willy Brandt:

When they fought for the workers, when they had social matters in their focus [...] and people with a clear opinion who enjoyed respect – like Willy Brandt. Even today he seems to be an idol, especially for young SPD adherents (Jonas, SPD, group B).

Among the young Greens adherents, the myth of origin was more present and was spontaneously mentioned by the participants from the beginning of the interviews. All participants mentioned somehow the anti-nuclear movement along with the environmental movement as the origins of the Greens: "that to a certain degree the environmental movement is common history" (Adrian, Greens, group C).

In both sets of interviews (2014 and 2016) the Greens party adherents were also influenced by a more recent event: the protests against Stuttgart 21⁴, which brought back the idea of grassroots democracy and civil disobedience to the agenda. These were thriving ideas in the early days of the Green party.

Stuttgart 21: awesome! I was part of that. Conservative parties rarely have moments like these, simply because of the nature of these parties; because they are all about keeping things calm (Lorentz, Greens, group D).

For both, young SPD and Greens adherents, charismatic leaders were associated with the success of the party. Joschka Fischer, the former German vice chancellor and foreign minister, has become a living legend among young party adherents as he symbolizes the development “to the minister from the stone-throwing rioter” (René, Greens, group C). Willy Brandt seems to be the counterpart for the SPD adherents. Surprisingly, Gerhard Schröder, the former German chancellor (1998–2005), was not named as a central figure, despite his major accomplishments in the rebuilding of the SPD in the recent past. Instead, there were remarks that indicated disappointment in him:

My father used to be a member of the SPD for a long time: [he] became a member at the time of Willy Brandt and left the party at the time of Schröder – classic case (Anna, SPD, group B).

More recently, Malu Dreyer (minister president of the German state of Rhineland-Palatinate) seems to have become an admired figure amongst young SPD adherents. They appreciate the same character traits in her that were connected to Willy Brandt: honesty, not being ashamed to have an own opinion, and with a clear vision of policy goals.⁵

⁴The protests against Stuttgart 21 is a local social movement that questioned the decision-making process in Baden-Wuerttemberg in the case of the new main train station in Stuttgart. The Green party sympathized strongly with the social movement and was able to win the following state election.

⁵We cannot say for sure if this prominence of Malu Dreyer is due to the sample of students from Rhineland-Palatinate where she became minister president in 2013 or her general presence in the German media and her prominent role as a coalition committee member of the SPD.

[...] during the last campaign one leaned – or at least I leaned – towards Malu Dreyer; not necessarily because she is such a friendly person, but also because the content was clear and she is a stringent person with a stringent position. [...] Yes, she is a confident social democrat who makes social democratic politics (David, SPD, group B).

5.3 The Cultural Code: The Way of Life and Living Together

Two sub-dimensions mentioned in Sect. 2 are of importance for the cultural code: the way of life, including common lifestyle practices and routines, and the way of living together, i.e. a shared set of values and issues that give meaning to identification. For the analysis of common practices and routines, a certain lifestyle, vaguely named as an “alternative life model”, seems crucial for the collective identity of adherents of the Greens. A certain district of Berlin (“Berlin-Prenzlberg”, Anna, Greens, group C) was agreed as being the typical representation of this concept of life; well-known beyond Berlin’s boundaries. As already described, this lifestyle is connected with a variety of groups (e.g., cyclists, vegetarians, vegans, townspeople, consumers of organic and fair goods, protesters, and academics). Group D critically reflected that these lifestyles require a considerable status of wealth since addressing all these “luxury problems” (Jasmin, Greens, group D) needs a surplus of time and money.

During the interviews with young SPD adherents, the connection to a certain concept of life was not as pronounced as in the case of the young GREEN adherents. Participants related this to the SPD itself as a very heterogeneous party that “represents an average of German society” (Kevin, SPD, group A). The terms “workers” and “labor unions” were the only marks of a common life concept. Hence, the young adherents do not share a specific way of life but rather a deep understanding of people in different circumstances. A unifying moment seems to be the custom of being on first name terms when SPD members approach each other. This seems to create a low-hierarchy image for adherents to the identity. We started both interviews with the request to name features of ideal adherents of the respective party. While the Greens group did not have any difficulties painting a stereotypical ideal adherent in colorful terms (“long-haired, bearded, knitting”, René, Greens, group C), surprisingly, the SPD groups struggled to describe a stereotypical ideal SPD adherent and did not come to an agreement. It was, rather, a common base of shared values that adherents saw as a characteristic similarity.

When asked about what made up these values, young SPD adherents quickly agreed that solidarity was the main feature along with social justice and an awareness of social issues.

Liberty, equality, solidarity. Considering these three key words, it is the common foundation that one shares with other social democrats. That is the connecting piece for me (Thomas, SPD, group A).

The first term I wrote down is justice, because on the one hand it is a key word that always comes up in connection with the party, but on the other hand I believe adherents and members honestly represent it (Emma, SPD, group B).

I see the SPD kind of as the 'justice party' that originally stood up for the workers, for families (Anna, SPD, group B).

The young adherents of the Greens agreed on a common foundation as well, although they did not label this as values but as a common theme. This common theme is connected with post-materialism. As thematic aspects, sustainability and ecology were named by all participants. For female adherents, gender equality and family policy were seen as central topics. Furthermore, the adherents pointed out their image of humanity: the equality of all men as well as their pacifist attitude. In addition, concrete policy issues like the "Energiewende" and the end of nuclear-power-usage were stressed.

The way a party places itself in terms of specific economic and social policies seems to be vital for SPD adherents, while the more general term "GREEN policies" was used as a synonym for a mixture of policies without mentioning any specifics. Adherents of both groups frequently referred to values and issues as key components of their collective identity.

First of all, it's the policy-level; simply the issues (René, Greens, group C).

For me, issues [come] before anything else (Guido, SPD, group A).

I think the difference between Greens and Conservatives is that Greens are much more value-oriented (Lorentz, Greens, group D).

So for me, the important thing are common values. Then there is no difference between workers and academics (Horst, SPD, group A).

5.4 Common Terms and Differences

With respect to the conjectures we proposed in Sect. 3, we sum up the following observations based on our interview material: We expected in conjecture 1 that the importance and components of the dimensions of collective identity would vary, but not the structure of collective identity itself. Indeed, we found young partisans of both parties able to relate to the different codes in a meaningful way, even though the specific components varied.

According to Eisenstadt and Giesen (1995) the primordial code is important for collectives to differentiate between in- and out-groups. However, we assumed in conjecture 2 that only adherents of the SPD would have a clear perception of social groups, since the Greens had emerged at a time when bonds between societal groups and parties had already declined. This conjecture corresponds with our analysis of group interviews with both party groups. SPD adherents could easily name groups like union members, workers or the common man, while Greens rather described groups of people who are related to a common way of life, not to social characteristics. These societal groups were still connected to the SPD by the participants, although change in the composition of the adherents was also mentioned.

When analyzing the civic code, as indicated by the myth of origin, we found that the party history was more present and easier to recall for Greens adherents, who named the anti-nuclear/environmental movement as the founding event. History was not a central aspect of the collective identity of the young SPD adherents; only when hinted at they acknowledged the importance of the role of the SPD in the Third Reich. This supported conjecture 3 that adherents recognize a common myth of origin for their own party. However, this perception was less pronounced for the young SPD adherents, contrary to our conjecture.

For the way of life and customs (cultural code), we assumed that mostly young adherents of the Greens would be able to agree on a certain lifestyle. Indeed, we again found differences between the groups: only the adherents of the Greens were able to agree on specific customs and lifestyles, probably because the party's values are deeply connected with individual activism and a certain ("ecologically responsible") way of life. The younger Green party seems to be linked with a certain lifestyle that was associated with the terms "alternative", "nonconforming", and "post-materialism". Common symbols include the party's newspaper *Grünspecht* (green woodpecker) and the picture of the protesting stone thrower of the late 1970s. The young SPD adherents had major difficulties in agreeing on a common concept of life, which may result from its very heterogeneous base.

This finding matches conjecture 4 that the adherents of the Greens have a shared perception of common practices and routines due to the more homogenous set-up of the party.

Finally, our findings show that a common value foundation (cultural code) seems to play a major role in the construction of the meaning of “we” for both young SPD and young Greens adherents, as we expected in conjecture 5. Solidarity and social justice are key goals of social democratic collective identity, whereas sustainability and ecological accountability matter most to the Greens adherents.

6 Conclusion

While we know a great deal about the effects of party identification on vote choice and political attitudes, the collective identity of party adherents has not been explored so far. Our study demonstrates that this topic is fruitful for research and that it is relevant for further scientific engagement. We analyzed the commonalities between party adherents by using a novel framework adapted from work done by Eisenstadt and Giesen (1995) and Meyer (2002). We showed that partisans base their identity on the three codes described by Eisenstadt and Giesen (1995) for the construction of social boundaries, although the importance of the different codes varied between the parties. This variation seems to be a logical consequence of the parties’ different origins and organization types.⁶ On the one hand, our findings show that a common value base and agreement on central values are both seen as the major aspect of party identification in both groups. On the other hand, we saw major differences in the linkages to social groups, the accessibility of the party’s history and the identification of a stereotypical way of life. Therefore, our analytical framework promises to be a fruitful approach to the analysis of partisan identity.

Although our sample was well-suited for a first investigation, further studies are needed to show that our results are generalizable. So far, we have only analyzed the SPD and the Greens, both of which come from the same ideological camp. Furthermore, our sample of West German students is highly educated as well as very interested in politics. This has the advantage that we can show that a common structure of collective identity can be found even for younger partisans

⁶We already know about the heterogeneity of voters (e.g., Schultze 2016), and it seems plausible that the same holds true for adherents as well.

for whom partisanship is quite fresh. However, we still need to learn more about the collective identity of adherents before a statistical testing of our hypotheses becomes possible. The next research steps should involve focus-group interviews with participants who represent other societal groups. Follow-up research should focus on young party adherents and the question of whether collective identity is based on different aspects within this group. Younger adherents have a weaker partisanship. That is why it will be necessary to learn more about the aspects of collective identity from older partisans who have a more consolidated party identification.

For future research, a measurement instrument based on our results could be developed and included in a large-N survey. This could be incorporated as a follow-up to the party identification standard item. As the three codes are ideal types that are not mutually exclusive, we would suggest using four statements measured on a 5-point rating scale: statement 1) adherents of this party share the same way of life; 2) adherents of this party place the same importance on certain values; 3) adherents of this party belong to the same social groups, and 4) adherents of this party agree about important events in the party's past.

First, this would allow for comparisons of partisans' collective identities that are not restricted to a few parties. We could then see if there are sub-groups of identifiers within the parties (e.g., partisans within the SPD who base their identity on being a worker or on the SPD's historical linkage with labor unions and workers, or others who base their identity on the SPD's position toward social justice etc.). Second, this could also help to show parties their potential for ideological change – the more partisans agree on shared ideological positions and values, the more dangerous for partisan stability it is to change the party's position.

Even with this homogenous sample of a student population and two parties from the same ideological camp, our results interestingly show differences between the collective identities of the two groups of party adherents. They also confirm the importance of party goals, values, and norms as common grounds of adherence. As party identification is the key concept within the Michigan Model and one of the most used indicators in empirical election studies, enhancing our understanding of its components would help us to explore this valuable concept more thoroughly. By shedding more light on the collective identity of party adherents, we would also enhance our knowledge of key aspects of party identification, and about the restrictions of party transformation. If parties try to change their ideological position – their brand essence – as the SPD did in the early 2000s, the effects on adherents who base their identity in large part on these principles and values may be disastrous.

References

- Arzheimer, K. (2006). 'Dead men walking?' Party identification in Germany, 1977–2002. *Electoral Studies*, 25, 791–807.
- Bartle, J. (2003). Measuring party identification: An exploratory study with focus groups. *Electoral Studies*, 22, 217–237.
- Bartle, J., & Bellucci, P. (eds.). (2009). *Political parties and partisanship: Social identity and individual attitudes*. Routledge/ECPR studies in European political science 57. London: Routledge.
- Bartolini, S., & Mair, P. (1990). *Identity, competition and electoral availability. The stabilisation of European electorates 1885–1985*. Colchester: ECPR Press.
- Borre, O., & Katz, D. (1973). Party identification and its motivational base in a multiparty system: A study of the Danish general election of 1971. *Scandinavian Political Studies*, 8, 69–111.
- Bräuninger, T., & Debus, M. (2012). *Parteienwettbewerb in den deutschen Bundesländern*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Budge, I., Crewe, I., & Farlie, D. (eds.). (1976). *Party identification and beyond: Representations of voting and party competition*. London: Wiley.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. E. (1960). *The American voter*. Chicago: University of Chicago Press.
- Dolezal, M. (2010). Exploring the stabilization of a political force. The social and attitudinal basis of green parties in the age of globalization. *West European Politics*, 33, 534–552.
- Duchesne, S. (2013). Social gap: The double meaning of “overlooking”. In S. Duchesne, E. Frazer, F. Haegel, & V. van Ingelgom (eds.), *Citizens' reactions to European integration compared: Overlooking Europe* (pp. 65–95). New York: Palgrave MacMillan.
- Eisenstadt, S. N. (1998a). Modernity and the construction of collective identities. *International Journal of Comparative Sociology*, 39, 138–158.
- Eisenstadt, S. N. (1998b). The construction of collective identities: Some analytical and comparative indications. *European Journal of Social Theory*, 1, 229–254.
- Eisenstadt, S. N., & Giesen, B. (1995). The construction of collective identity. *European Journal of Social Psychology*, 36, 72–102.
- Esser, H. (2001). *Soziologie. Spezielle Grundlagen, Bd. 6: Sinn und Kultur*. Frankfurt a. M.: Campus.
- FAZ. (5 August 2013). Grüne wollen fleischlosen Tag in Kantinen. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*. <http://www.faz.net/aktuell/wirtschaft/wirtschaftspolitik/veggie-day-gruene-wollen-fleischlosen-tag-in-kantinen-12397473.html>. Accessed: 9 January 2019.
- Fiorina, M. P. (1981). *Retrospective voting in American national elections*. New Haven: Yale University Press.
- Fitzpatrick, J., Remlein, G., & Renner, R. (2012). Psychologische Widersprüche und Wählerverhalten. Eine Anwendung des mikrosoziologischen Ansatzes und des Retrospective-Voting-Modells. *Soziologie Magazin, Sonderheft*, 2, 98–111.
- Franklin, M. N. (2010). Cleavage research. A critical appraisal. *West European Politics*, 33, 648–658.
- Fuchs, D., & Klingemann, H.-D. (eds.). (2011). *Cultural diversity, European identity and the legitimacy of the EU*. Cheltenham: Elgar.

- Gluchowski, P. (1983). Wählerfahrung und Parteiidentifikation. Zur Einbindung von Wählern in das Parteiensystem der Bundesrepublik. In M. Kaase (ed.), *Wahlen und politisches System: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 1980* (pp. 442–477). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Goerres, A., & Prinzen, K. (2012). Can we improve the measurement of attitudes towards the welfare state? A constructive critique of survey instruments with evidence from focus groups. *Social Indicators Research*, 109, 515–534.
- Goerres, A., Mayer, S. J., & Spies, D. C. (2019). Immigrant voters against their will: A focus group analysis of identities, political issues and party allegiances among German resettlers during the 2017 Bundestag election campaign. *Journal of Ethnic and Migration Studies* (Online first).
- Green, D. P., Palmquist, B., & Schickler, E. (2002). *Partisan hearts and minds: Political parties and the social identities of voters*. Yale ISPS series. New Haven: Yale University Press.
- Greene, S. (1999). *The psychological structure of partisanship: Affect, cognition, and social identity in party identification*. Unpublished Dissertation.
- Herrmann, R. K., & Brewer, M. B. (2004). Identities and institutions: Introduction. In R. K. Herrmann, T. Risse, & M. B. Brewer (eds.), *Transnational identities: Becoming European in the EU. Governance in Europe* (pp. 1–24). Lanham: Rowman & Littlefield.
- Herrmann, R. K., Risse, T., & Brewer, M. B. (eds.). (2004). *Transnational identities: Becoming European in the EU. Governance in Europe*. Lanham: Rowman & Littlefield.
- Hogg, M. A., & Smith, J. R. (2007). Attitudes in social context: A social identity perspective. *European Review of Social Psychology*, 18, 89–131.
- Hooghe, L., & Marks, G. (2017). Cleavage theory meets Europe's crises. Lipset, Rokkan, and the transnational cleavage. *Journal of European Public Policy*, 25, 109–135.
- Hyman, H. H. (1942). The psychology of status. *Archives of Psychology*, 269, 5–91.
- Ismayr, W. (2009). Das politische System Deutschlands. In W. Ismayr (ed.), *Die politischen Systeme Westeuropas* (pp. 515–566). Wiesbaden: VS Verlag.
- Johnston, R. (2006). Party identification: Unmoved mover or sum of preferences? *Annual Review of Political Science*, 9, 329–351.
- Kaina, V., & Karolewski, I. P. (2013). EU governance and European identity. *Living Reviews in European Governance*, 8. <http://www.livingreviews.org/lreg-2013-1>. Accessed: 9 February 2015.
- Kelly, C. (1988). Intergroup differentiation in a political context. *British Journal of Social Psychology*, 27, 319–332.
- Klandermans, B., & de Weerd, M. (2000). Group identifications and political protest. In S. Stryker, T. J. Owens, & R. W. White (eds.), *Self, identity and social movements* (pp. 68–90). Minneapolis: University of Minneapolis Press.
- Krueger, R. A., & Casey, M. A. (2009). *Focus groups: A practical guide for applied research* (4th edn.). Los Angeles: Sage.
- Leach, C. W., van Zomeren, M., Zebel, S., Vliek, M. L. W., Pennekamp, S. F., Doosje, B., Ouwerkerk, J. W., & Spears, R. (2008). Group-level self-definition and self-investment: A hierarchical (multicomponent) model of in-group identification. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95, 144–165.

- Lipset, S. M., & Rokkan, S. (1967). Party systems and voter alignments. Cross-national perspectives. In S. M. Lipset & S. Rokkan (eds.), *Cleavage structures, party systems and voter alignments* (pp. 1–67). New York: Free Press.
- Mayer, S. J. (2015). Die Messung der Parteiidentifikation im Rahmen des Ansatzes sozialer Identität. *Politische Vierteljahresschrift, Sonderheft 2015(50)*, 263–286.
- Mayer, S. J. (2017). *Die Parteiidentifikation: Eine Konstruktvalidierung neuer Maße im Ansatz der sozialen Identität*. Wiesbaden: Springer VS.
- Mayer, S. J. (2018). Ideological congruency, social group linkage or the best-evaluated party of all? Why partisans identify with a political party. *Quality & Quantity*, 2(18), 1–17.
- Meyer, T. (2002). *Identitätspolitik: Vom Missbrauch kultureller Unterschiede*. Frankfurt a. M.: Suhrkamp.
- Morgan, D. L. (1996). Focus groups. *Annual Review of Sociology*, 22, 129–152.
- Morgan, D. L. (2006). Focus group interviewing. In J. F. Gubrium & J. A. Holstein (eds.), *Handbook of interview research: Context and method* (pp. 141–159). Thousand Oaks: Sage.
- Niedermayer, O. (2013). Die Analyse einzelner Parteien. In O. Niedermayer (ed.), *Handbuch Parteienforschung* (pp. 61–82). Wiesbaden: Springer VS.
- Niedermayer, O. (2018). Die Entwicklung des bundesdeutschen Parteiensystems. In F. Decker & V. Neu (eds.), *Handbuch der deutschen Parteien* (pp. 97–125). Wiesbaden: Springer VS.
- Ohr, D., & Quandt, M. (2012). Parteiidentifikation in Deutschland: Eine empirische Fundierung des Konzeptes auf Basis der Theorie „Sozialer Identität“. *Politische Vierteljahresschrift, Sonderheft, 2011(46)*, 179–202.
- Probst, L. (2015). Bündnis 90/Die Grünen: Absturz nach dem Höhenflug. In O. Niedermayer (ed.), *Die Parteien nach der Bundestagswahl 2013* (pp. 135–158). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Roccas, S., & Brewer, M. B. (2002). Social identity complexity. *Personality and Social Psychology Review*, 6, 88–106.
- Schoen, H., & Weins, C. (2005). Der sozialpsychologische Ansatz zur Erklärung von Wahlverhalten. In J. W. Falter & H. Schoen (eds.), *Handbuch Wahlforschung* (pp. 187–242). Wiesbaden: VS Verlag.
- Schultze, M. (2016). *Wahlverhalten und Wählerheterogenität: Theorie und Empirie auf der Grundlage des Michigan-Modells*. Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Singer, E. (1981). Reference groups and social evaluations. In M. Rosenberg & R. H. Turner (eds.), *Social psychology: Sociological perspectives* (pp. 66–93). New York: Basic Books.
- Spier, T., & von Alemann, U. (2013). Die Sozialdemokratische Partei Deutschlands (SPD). In O. Niedermayer (ed.), *Handbuch Parteienforschung* (pp. 439–667). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Stöss, R., Haas, M., & Niedermayer, O. (2006). Parteiensysteme in Westeuropa: Stabilität und Wandel. In O. Niedermayer, R. Stöss, & M. Haas (eds.), *Die Parteiensysteme Westeuropas* (pp. 7–40). Wiesbaden: VS Verlag.
- Tajfel, H. (1981). *Human groups and social categories: Studies in social psychology*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Tajfel, H., & Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin & S. Worchel (eds.), *The social psychology of intergroup relations* (pp. 33–47). Monterey: Brooks/Cole.
- Turner, J. C., Hogg, M. A., Oakes, P., Reicher, S. D., & Wetherell, M. S. (1987). *Rediscovering the social group: A self-categorization theory*. Oxford: Blackwell.
- Weisberg, H. F., & Greene, S. H. (2003). The political psychology of party identification. In M. B. MacKuen & G. Rabinowitz (eds.), *Electoral democracy* (pp. 83–124). Ann Arbor: University of Michigan Press.

„...Deutschland eben“. Eine Analyse zur Interpretation des Begriffs „rechts“ durch Bundestagskandidaten auf Grundlage von Structural Topic Models

Michael Jankowski, Sebastian H. Schneider und Markus Tepe

Zusammenfassung

Dieser Beitrag untersucht, wie die Kandidaten zur Bundestagswahl 2013 den Begriff „rechts“ interpretieren und welche Determinanten ihre Interpretation beeinflussen. In einem ersten Analyseschritt werden mithilfe eines Structural Topic Models die verschiedenen Interpretationen des Begriffs „rechts“ aus offenen Survey-Antworten extrahiert. In einem zweiten Schritt wird der Einfluss zwischen- und innerparteilicher Heterogenität auf die Art der Interpretation des Begriffs „rechts“ getestet. Die Ergebnisse zeigen, dass sich das Begriffsverständnis nach Parteiblöcken der Kandidaten (Linke, SPD, Grüne vs. FDP, CDU/CSU, AfD) deutlich unterscheidet. Gleichzeitig zeigt sich Variation im Antwortverhalten der Kandidaten „rechter“ Parteien. Während Kandidaten, die sich innerhalb der AfD ideologisch rechts einstufen, eine

Sebastian H. Schneider hat an diesem Beitrag unabhängig von seiner Tätigkeit am Deutschen Evaluierungsinstitut der Entwicklungszusammenarbeit (DEval) mitgewirkt. Der Beitrag hat keinen Bezug zu am DEval durchgeführten Evaluierungen und Projekten.

M. Jankowski (✉) · M. Tepe
Carl von Ossietzky-Universität Oldenburg, Oldenburg, Deutschland
E-Mail: michael.jankowski@uol.de

M. Tepe
E-Mail: markus.tepe@uol.de

S. H. Schneider
Deutsches Evaluierungsinstitut der Entwicklungszusammenarbeit, Bonn, Deutschland
E-Mail: sebastian.schneider@DEval.org

positive Haltung gegenüber dem Begriff einnehmen, steigt bei Kandidaten der CDU/CSU die kritische Distanzierung, je rechter sich ein Kandidat auf der ideologischen Links-rechts-Skala selbst einstuft.

Schlüsselwörter

Structural Topic Model · Ideologie · GLES · Rechtspopulismus · Links-Rechts-Skala · Kandidaten

1 Einleitung

„...Deutschland eben“ ist die Antwort eines Bundestagskandidaten der Partei Die Linke auf die Frage, wie Kandidaten den Begriff „rechts“ mit eigenen Worten interpretieren. Die Antwort ist eines von vielen Beispielen für die ideologische Überspitzung des Begriffs. Ebenso wie „links“ ist der Begriff „rechts“ ein im politischen Diskurs allgeheimegebräuchlicher Terminus. Während die Begriffe in der Politikwissenschaft jedoch als gleichberechtigte analytische Kategorien herangezogen werden (Downs 1957; Hotelling 1929), besteht im öffentlichen Diskurs eine Asymmetrie in ihrer Verwendung. Während einige den Begriff „rechts“ als politisch unanständig zurückweisen oder mit Nationalismus und Rassismus gleichsetzen, sind andere über das Ausmaß mangelnder Differenzierung entsetzt. Es scheint so, als fehle eine gemeinsame Sprache für das, was „nicht links“ ist. Diese Feststellung ist keinesfalls neu (Mair 2007, S. 213), doch gewinnt sie durch die Wahlerfolge rechtspopulistischer Parteien, die die vermeintliche Sprachlosigkeit aufgreifen und sich als Kämpfer gegen den „Maulkorb“ einer missverstandenen *political correctness* präsentieren, erneut an Relevanz. Vor diesem Hintergrund untersucht dieser Beitrag die Interpretation des Begriffs „rechts“ durch die Kandidaten bei der Bundestagswahl 2013.

Mit Blick auf die bisherige Forschung erfolgt die Fokussierung auf den Begriff „rechts“ aus drei Gründen. Erstens liefern bisherige Studien zur Begriffsgeschichte von „links“ und „rechts“ deutliche Hinweise darauf, dass der Begriff „links“ über eine relativ klare Definition verfügt, während der Begriff „rechts“ vergleichsweise unscharf erscheint und vielfältige Bedeutungen annehmen kann (Mair 2007, S. 213). Die Identifikation und Erklärung der Dimensionalität und parteipolitischen Einfärbung der Interpretation des Begriffs „rechts“ stehen im Zentrum des vorliegenden Beitrags. Zweitens werfen die Wahlerfolge rechtspopulistischer Parteien und Bewegungen, die sich im politischen Wettbewerb selbst außerhalb des klassischen Links-rechts-Schemas sehen (Mudde 2007,

S. 36), die Frage auf, wie das politische Personal respektive die Kandidaten politischer Parteien „rechts“ interpretieren.¹ Drittens wird die Validität der in der Umfrageforschung etablierten eindimensionalen Links-rechts-Skala zur Messung der ideologischen Orientierung eingeschränkt, wenn ein Endpunkt dieser Skala höchst unterschiedlich von den Kandidaten interpretiert wird (ähnlich Bauer et al. 2017). Existiert jenseits der Polemik kein gemeinsamer Referenzrahmen für den Begriff „rechts“, wäre die eindimensionale Links-rechts-Skala nur unter Vorbehalt interpretierbar.

Im Gegensatz zu bisherigen Studien, die sich mit den Determinanten der Interpretation des Begriffs „rechts“ befasst haben, untersucht dieser Beitrag nicht die Interpretation des Begriffs „rechts“ durch die Wähler selbst (z. B. Bauer et al. 2017), sondern durch die Kandidatinnen und Kandidaten zur Bundestagswahl 2013. Hierfür sprechen zwei Gründe: Erstens legen Studien zur ideologischen Ausrichtung von Wählern und politischen Eliten nahe, dass Wähler nur selten kohärente ideologische Positionen einnehmen (Converse 1964; Kinder und Kalmoe 2017; Zaller 1992). Politiker hingegen verfügen über relativ geschlossene bzw. kohärente „belief systems“ und eignen sich daher besser für eine Analyse, die auf die systematischen Unterschiede in der Interpretation dieser Begriffe abzielt. Zweitens fungieren Kandidaten in der Regel als direkte Repräsentanten ihrer Parteien und nehmen eine zentrale Rolle in der Vermittlung von Politikinhalten zwischen Parteien und Wählern ein (Jankowski et al. 2017, S. 705). Die Variation in der Interpretation des Begriffs „rechts“ zwischen Kandidaten erlaubt auch Rückschlüsse auf die jeweiligen Parteien. Ein solcher Rückschluss ist bei der Analyse von Wählern einer Partei nicht möglich oder zumindest deutlich problematischer.

Dieser Beitrag befasst sich daher mit der Fragestellung, wie und warum sich die Interpretation des Begriffs „rechts“ durch die Kandidaten der Parteien bei der Bundestagswahl 2013 unterscheidet. Aus diesem Grund ist der Artikel zunächst explorativ angelegt, da er die verschiedenen Interpretationen des Begriffs identifiziert und nicht *a priori* annimmt. Dieser explorative Charakter des Aufsatzes schließt allerdings nicht aus, dass wir 1) durch eine Diskussion des Parteienwettbewerbs in Deutschland deduktive Annahmen über die verschiedenen Interpretationen des Begriffs „rechts“ ableiten können und 2) in einem darauffolgenden

¹Alexander Gauland (2013) schrieb beispielsweise schon 2013 in Die Welt, dass sich in der AfD ein „nationalliberales Lebensgefühl, das weder rechts noch links ist, sondern zutiefst menschlich, konservativ nicht im politischen Sinne, sondern im lebensweltlichen“ manifestiere.

Schritt anhand regressionsbasierter Verfahren Determinanten der Variation der Interpretation des Begriffs systematisch analysieren können. Hierbei konzentrieren wir uns insbesondere auf die Unterschiede zwischen den analytisch zusammengefassten „linken“ (Linke/SPD/Grüne) und „rechten“ (AfD/CDU/CSU/FDP) Parteien sowie auf den Einfluss der innerparteilichen Heterogenität, d. h. der ideologischen Selbstverortung der befragten Kandidaten innerhalb ihrer Partei.

In methodischer Hinsicht möchten wir mit diesem Beitrag demonstrieren, wie offene Survey-Antworten mithilfe von *Structural Topic Models* (STM) – ein Verfahren der quantitativen Textanalyse – systematisch und zugleich ressourcenschonend analysiert werden können. Die empirische Analyse basiert auf der offenen Frage „Können Sie bitte kurz beschreiben, wofür die Begriffe ‚links‘ und ‚rechts‘ in der Politik heutzutage für Sie stehen?“ aus der German Longitudinal Election Study (GLES) Kandidatenstudie 2013 (Rattinger et al. 2014). Der auf Grundlage dieser Frage erzeugte Textkorpus wird mithilfe eines STM analysiert, um die verschiedenen politischen Konzepte bzw. Themen, die mit dem Begriff „rechts“ assoziiert werden, zu extrahieren (Lucas et al. 2015; Roberts et al. 2014).

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Im zweiten Abschnitt reflektieren wir den ideengeschichtlichen Kontext des Begriffs „rechts“ und formulieren Erwartungen hinsichtlich dessen Interpretation durch Bundestagskandidaten. Der dritte Abschnitt stellt den Datensatz und das methodische Vorgehen vor. Die empirischen Befunde werden im vierten Abschnitt vorgestellt. Den Beitrag schließen wir mit einer theoretischen Einordnung der Befunde ab.

2 Theoretischer Rahmen

2.1 Semantische Ideologianalyse

Kann es „rechts“ ohne „links“ geben? Während die analytische Politikwissenschaft Parteien- und Kandidatenwettbewerb stets aus einer bipolaren Logik heraus dimensioniert (Downs 1957; Hotelling 1929), erwartet die politische Philosophie nicht, dass die Begriffe „links“ und „rechts“ als Endpunkte eines gemeinsamen politischen Kontinuums zwangsläufig miteinander verbunden sind. Ideengeschichtlich können beide Begriffe auch unabhängig voneinander hergeleitet und mit politischen Konzepten gefüllt werden. Die Gegenüberstellung von „rechts“ ohne „links“ ist ein vergleichsweise junges Phänomen, das auf der Verbindung zum Konzept der gesellschaftlichen Klasse beruht. Je nachdem, welche Klassifikation von Meta-Ideologien herangezogen wird (z. B. Eccleshall et al. 2003; Freedon 2003), können der Liberalismus, Konservatismus, Nationalismus

oder der Faschismus als die prominentesten Meta-Ideologien des 19. und 20. Jahrhunderts mit dem Begriff „rechts“ in Verbindung gebracht werden.

Aus einer gesellschaftlichen bzw. makroskopischen Perspektive erscheinen Meta-Ideologien als „set of ideas, beliefs, opinions and values that exhibit a recurring pattern, are held by significant groups, compete over providing and controlling plans for public policy, do so with the aims of justifying, contesting or changing the societal and political arrangement of process of a political community“ (Freeden 2003, S. 32). Aus einer individuellen, mikroskopischen Perspektive sind Ideologien ein „set of emotionally charged political beliefs [which] embrace central values and institutions (...) rationalizations of interests (sometimes not his own) ... moral justifications for daily acts and beliefs“ (Lane 1962, S. 15–16). Dieses individuelle Ideologieverständnis ist eng verbunden mit dem *political belief system* einer Person (Converse 1964), unabhängig davon, ob diese Systeme ausgewogen, rudimentär oder gar widersprüchlich sind (Sartori 1969).

Die Dimensionalität und Kohärenz von *political belief systems* ist Gegenstand einer umfassenden und weiterhin wachsenden, vorrangig auf geschlossenen Survey-Fragen beruhenden, empirischen Forschungsliteratur. Während ältere Arbeiten auf diesem Gebiet ein steigendes Maß an Kohärenz in den ideologischen Einstellungen der westeuropäischen Wähler beobachteten (z. B. Pomper 1972), geben neuere Beiträge Anlass, die Existenz kohärenter *political belief systems* in der Wählerschaft zu bezweifeln (Dolezal et al. 2013; Knutsen 2002; Kuklinski und Peyton 2007; Otjes 2016). Wird zudem die Kohärenz und das Verhältnis der *political belief systems* von Wählern und politischen Eliten untersucht, werden die Befunde nicht eindeutiger. Während Kriesi et al. (2008, 2012) annehmen, dass die *political belief systems* von Wählerschaft und politischen Eliten weitestgehend deckungsgleich sind, vertreten beispielsweise van der Brug und van Spanje (2009) die Position, dass Wählerschaft und politische Eliten in verschiedenen ideologischen Welten leben, in denen politische Begriffe mit ganz unterschiedlichen politischen Konzepten verknüpft sind.

Dieser Beitrag beteiligt sich jedoch nicht an der Suche nach der vermeintlich korrekten Anzahl an Dimensionen, seien es nun eine (Fuchs und Klingemann 1990; Knutsen 2002; Sani und Sartori 1983; Sigelman und Yough 1978), zwei (Evans et al. 1996; Kriesi et al. 2008, 2012) oder drei Dimensionen (Bakker et al. 2015), die den ideologischen Raum aufspannen. Im Zentrum dieses Beitrags steht die Frage, wie der Begriff „rechts“ interpretiert wird. Das *political belief system* liefert dafür einen möglichen Bezugsrahmen. Für die Übersetzung und Rückübersetzung einer Ideologie und dem *political belief system* übernimmt die Sprache eine zentrale Rolle, da dem Individuum nur eine begrenzte Auswahl an Wörtern zur Verfügung steht (Mannheim 1936, S. 2), um

politische Phänomene zu verstehen. Diese Wörter bzw. ihre Bedeutungen entsprechen auf verschiedene Weise existierenden Meta-Ideologien und bestimmen die Einordnung und das Verständnis politischer Phänomene (Mannheim 1936, S. 2). Aus dieser Perspektive wird die Ideologiekritik zu einer Analyse politischer Konzepte und Begriffe, auf Basis derer Individuen ihre politische Meinung bilden (Freedon 2003, S. 45). Das Erkenntnisinteresse dieses Beitrags besteht zunächst darin aufzuzeigen, welche politischen Konzepte aus welchen Meta-Ideologien Bundestagskandidaten mit dem Begriff „rechts“ verknüpfen.

Im Gegensatz dazu konzeptualisiert die analytische Politikwissenschaft den Begriff „rechts“ als Endpol einer Links-rechts-Skala, auf der sich politische Akteure vorrangig hinsichtlich ihrer Einstellung zu Fragen der sozioökonomischen Gleichheit positionieren lassen (z. B. van der Eijk et al. 2005). Die thematische Reduzierung von „rechts“ auf primär wirtschaftliche Belange vernachlässigt die kulturelle und gesellschaftspolitische Dimension des politischen Wettbewerbs. Die Limitation einer vorrangig wirtschaftlich-rationalen Konzeption des Begriffs „rechts“ wird insbesondere dann deutlich, wenn sie auf rechtspopulistische Parteien angewendet wird. Diese Parteien zeichnen sich häufig bei wirtschaftlichen Fragen durch eine klare Unterstützung des Wohlfahrtsstaats aus (Mudde 2007, S. 25), unter der Prämisse, dass wohlfahrtsstaatliche Leitungen nur einer bestimmten Gruppe – typischerweise den ursprünglichen Bewohnern des Landes – zugutekommen (sogenannter Wohlfahrtschauvinismus).

Eine allgemeinere Konzeption des Begriffs „rechts“ basiert auf der Unterscheidung von Bobbio (1994), wonach die Links-rechts-Skala die Akzeptanz sämtlicher, nicht nur sozioökonomischer Ungleichheit abbildet. In diesem Fall steht „rechts“ für jene Positionen, die Ungleichheiten akzeptieren oder für naturgegeben erachten (Mudde 2007, S. 25). Ein solches Verständnis von „rechts“ eröffnet eine breitere Interpretation, da der Fokus zum einen auf den Gegenstand der Ungleichheit gelegt (*Worin besteht die Ungleichheit?*) und zum anderen auf die Form der Rechtfertigung für die Ungleichheit (*Wieso besteht die Ungleichheit?*) gerichtet wird. Insbesondere die Frage danach, wie Ungleichheit gerechtfertigt wird, ermöglicht, verschiedene Interpretationen von „rechts“ abzuleiten. So lassen sich hierüber Unterschiede zwischen liberalen und konservativen Akteuren ausmachen. Während letztere Ungleichheit durch Wertesysteme und Traditionen als legitim betrachten, liegen bei einer liberalen Einstellung vielmehr individuelle Faktoren im Vordergrund. Der Begriff „rechts“ kann sowohl rechts-extreme bzw. rechtsradikale, religiöse, konservative als auch liberale politische Konzepte umfassen, die je nach Kontext als „rechts“ gelten können (Mair 2007, S. 213).

2.2 Unterschiede zwischen und innerhalb der Parteien

Zentrale Variable zur Erklärung der Variation der Interpretation des Begriffs „rechts“ ist die Parteizugehörigkeit des befragten Kandidaten bzw. die Partei, für die er antritt.² Dass dabei zwischen Kandidaten konkurrierender Parteien Unterschiede zu erwarten sind, erscheint zunächst trivial. Dieser Beitrag fokussiert daher auf die innerparteiliche Varianz der Interpretation des Begriffs „rechts“, je nachdem wie sich ein Kandidat innerhalb seiner Partei ideologisch selbst positioniert, d. h. welchem Flügel, Lager oder welcher politischen Strömung er sich selbst zuordnet.³

Bobbio (1994) stellte bereits heraus, dass „derjenige, der zu einem der beiden Lager gehört, dazu neigen [wird], die eigene Position mit positiven Worten zu beschreiben und die andere dementsprechend mit negativen Worten“ (Bobbio 1994, S. 51–52). Es sollte daher nicht überraschen, dass es zwischen Kandidaten der Linken und der AfD unterschiedliche Interpretationen des Begriffs „rechts“ geben wird (siehe das Zitat „... Deutschland eben“). Trotzdem weist das Zitat von Bobbio (1994) auf einen wichtigen Aspekt hin, der gerade in Deutschland von zentraler Bedeutung sein kann, nämlich die eigene Zuordnung zu einem Lager, also in diesem Fall zum „rechten“. Unser Erkenntnisinteresse bei der Unterscheidung zwischen den Parteien ist daher weniger, ob sich „linke“ Parteien negativ über den Begriff „rechts“ äußern, sondern vielmehr, in welchem Ausmaß die allgemein als „rechts“ bezeichneten Parteien selbst den Begriff „rechts“ auf positive Weise als Konservatismus oder Liberalismus beschreiben (Eccleshall 2003, S. 69).

In diesem Fall stellt sich die Frage, welche Merkmale und Eigenschaften einer Gesellschaft bewahrt werden sollen. Hierbei erwarten wir Unterschiede zwischen AfD, CDU/CSU und FDP. Zunächst gehen wir davon aus, dass Kandidaten der FDP sich insgesamt seltener positiv zum Begriff „rechts“ äußern. Dies erwarten wir aufgrund der Position der FDP im deutschen Parteiensystem, welche häufig als „Benelux“-Konstellation beschrieben wird (Bräuninger und Debus 2012,

²Die Begriffe innerparteiliche Flügel, Lager oder Strömung werden hier weitestgehend synonym als Ausdruck innerparteilicher ideologischer Heterogenität verwendet.

³Gemäß Bundeswahlgesetz (BWahlG) ist die Parteimitgliedschaft keine Voraussetzung, um für eine Partei bei der Bundestagswahl zu kandidieren. Gleichwohl sind Bundestagskandidaten regelmäßig auch Mitglieder der Partei, für die sie kandidieren. Leider erlaubt es die Datencodierung nicht, dies präzise zu ermitteln. Maximal dürfte diese Konstellation jedoch auf 20 Kandidaten zutreffen.

S. 60; Laver und Hunt 1992, S. 56). Hiermit ist die zwar in ökonomischen Fragen „rechte“ Position, in gesellschaftlichen Fragen aber eher „linke“ Position der FDP gemeint. Eine klare Zuordnung zum „rechten“ Parteienblock fällt damit schwieriger und sollte daher zu einer geringeren positiven Selbstidentifikation mit dem Begriff „rechts“ führen.

Für die Kandidaten der CDU/CSU und der AfD gilt diese Erwartung nicht. Beide Parteien nehmen im Politikraum ähnliche Positionen ein (z. B. Franzmann 2014; Jankowski et al. 2017), wobei darauf hingewiesen werden muss, dass die von uns verwendeten Daten im Rahmen der Bundestagswahl 2013 erhoben wurden und somit aller Wahrscheinlichkeit nach nicht mehr repräsentativ für die Kandidaten der AfD 2017 sind. Die mit dem Populismus einhergehende Ablehnung der Kategorien „links“ und „rechts“ (Mudde 2007, S. 36) spricht eher dafür, dass die Kandidaten der AfD sich tendenziell weniger positiv zum Thema „rechts“ äußern, da sie sich keiner der beiden Kategorien zugehörig fühlen. Deshalb kann vermutet werden, dass unter Kandidaten der CDU/CSU die stärkste positive Bewertung von „rechts“ zu finden ist.

Analog zur ideologischen Heterogenität zwischen Wählern derselben Partei (Feldman und Johnston 2014) sind politische Parteien keine monolithischen ideologischen Blöcke, sondern Organisationen mit innerer Fragmentierung, sodass auch Unterschiede innerhalb der Parteien vermutet werden können, mit welchen politischen Konzepten der Begriff „rechts“ verknüpft wird. Dies betrifft erneut maßgeblich die Parteien AfD, CDU/CSU und FDP, da wir innerhalb grundsätzlich links verorteter Parteien wenig Variation erwarten. Auch ein Kandidat, der sich im „rechten“ Flügel der Linken sieht, wird kaum ein positives Verständnis von einer rechten Position haben. Innerhalb der FDP gehen wir davon aus, dass eine „linke“ Position eine eher *sozialliberale* Position ist und somit die Nähe zu linken Parteien bei nicht-wirtschaftlichen Themen unterstreicht. Rechte Positionen innerhalb der FDP sehen wir hingegen als äußerst neoliberale Positionen und somit als Ausdruck einer starken Wirtschaftsfokussierung. Für die Kandidaten der AfD, gerade im Jahr 2013, sollte es klare Unterschiede zwischen dem linken und rechten Flügel geben.

3 Daten und Methode

3.1 Kandidatenbefragung

In unserem Beitrag verwenden wir die Daten der Kandidatenbefragung der GLES 2013 (Rattinger et al. 2014). Eine Besonderheit der Befragung besteht darin, dass am Ende des Fragebogens zwei offene Fragen zur Bedeutung der Begriffe „links“

und „rechts“ gestellt wurden. Dies ermöglicht es uns, die Bedeutung des Begriffs „rechts“ direkt aus den geschriebenen Antworten zu extrahieren. Bestehende Studien zur Bedeutung von „rechts“ (und „links“) basieren in der Regel auf den Antworten zu geschlossenen Fragen und korrelieren diese dann mit den subjektiven Einstellungen zu verschiedenen Themen (z. B. Dolezal et al. 2013; Kitschelt 1994; Knutsen 1995; Lesschaeve 2017). Zweifelsfrei bieten geschlossene Fragen einige Vorteile für die empirische Analyse. Forscher können die Bedeutung der jeweiligen Antwortkategorien definieren und somit gerade für vergleichende Studien mit höherer Sicherheit davon ausgehen, dass die Bedeutung der Antworten über verschiedene Kontexte hinweg relativ konstant bleibt.

Gleichzeitig wird mit offenen Antworten eine Reihe von Vorteilen assoziiert, die geschlossene Fragen nicht leisten können. Einer dieser Vorteile besteht in der sogenannten „Nicht-Reaktivität“ der offenen Fragen: die Befragten werden in ihrem Antwortverhalten nicht durch die vorgegebenen Kategorien beeinflusst (Iyengar 1996, S. 64). Roberts et al. (2014, S. 2) argumentieren daher, dass offene Fragen Einstellungen reflektieren „that were presumably salient before the question and remain so afterward“. Natürlich kann durch die Platzierung der offenen Fragen am Ende des Surveys nicht ausgeschlossen werden, dass die Befragten in ihren Antworten nicht durch die vorherigen Items beeinflusst wurden (Holbrook 2008) oder sich – um die Befragung zügig zu beenden – weniger Mühe bei der Beantwortung der Fragen gegeben haben (Ben-Nun 2008). Nichtsdestotrotz sollte der Vorteil der Nicht-Reaktivität von offenen Fragen gegenüber geschlossenen Fragen bestehen bleiben.

Einer der Nachteile von offenen Fragen besteht darin, dass sie als relativ schwierig zu analysieren gelten. Der Ansatz zur Analyse von offenen Antworten besteht im händischen Kodieren.⁴ Dies geht in der Regel mit einem enormen Ressourcenaufwand einher, insbesondere dann, wenn eine große Anzahl von Antworten kodiert werden muss. In diesem Artikel nutzen wir eine kürzlich entwickelte Alternative zur händischen Kodierung der offenen Antworten, das sogenannte *Structural Topic Model* (STM) (Lucas et al. 2015; Roberts et al. 2014). Dieses Verfahren wird im folgenden Abschnitt näher betrachtet.

⁴Fuchs und Klingemann (1990) sowie Trüdinger und Bollow (2011) haben dieses Vorgehen im Rahmen ihrer Analysen zum Verständnis der Begriffe „rechts“ und „links“ in der Bevölkerung eingesetzt.

3.2 Structural Topic Model (STM)

In den letzten Jahren wurden auf dem Gebiet der quantitativen Textanalysen enorme Fortschritte gemacht (Roberts 2016). Ziel dieser Verfahren ist es, große Mengen an Text durch (teil-)automatisierte Verfahren analysierbarer zu machen (Wilkerson und Casas 2017). Dabei steht außer Frage, dass viele der Annahmen der quantitativen Textanalyse kritisch zu betrachten sind und somit ein besonderer Fokus auf die Validierung der Ergebnisse gelegt werden muss (Grimmer und Stewart 2013). Nichtsdestotrotz sind diese Verfahren häufig der einzige Weg, um große Mengen an Text systematisch zu analysieren. Weiterhin zeigen bisherige Studien, dass die Verfahren prinzipiell in der Lage sind, Ergebnisse der händischen Kodierung zu replizieren (z. B. im Rahmen der Textskalierung Slapin und Proksch 2008; für den Fall von Topic Models z. B. Roberts et al. 2014).

Als *Topic Models* werden Verfahren der quantitativen Textanalyse bezeichnet, die darauf abzielen, verschiedene Themen zu extrahieren, die in einer Reihe ansonsten unstrukturierter Texte vorhanden sind (Blei 2012, S. 77). Das STM ist eine Modifikation des häufig genutzten *Latent Dirichlet Allocation* (LDA)-Ansatzes (Blei et al. 2003). STM unterscheidet sich von LDA dadurch, dass es erlaubt, Informationen über die Texte mit in den Berechnungsprozess einzubeziehen. Hierdurch entstehen in der Regel weniger Klassifizierungsfehler und die Identifizierung von Themen wird verbessert (Roberts et al. 2014, S. 9).

Wie andere Topic Models basiert STM auf der Annahme, dass ein Thema als Funktion von Wörtern dargestellt werden kann. Dies bedeutet, dass das STM für jedes Wort m eine Wahrscheinlichkeit berechnet, mit der es zu einem Thema k gehört. Ein Thema wird formal mit θ beschrieben, sodass θ_{mk} die Wahrscheinlichkeit von Wort m bezeichnet, zu Thema k zu gehören. Um diese Wahrscheinlichkeiten zu berechnen, nutzen Topic Models das gleichzeitige Auftreten von Begriffen in Texten (Grimmer und Stewart 2013, S. 283). Weiterhin wird angenommen, dass ein Dokument zu verschiedenen Anteilen aus den berechneten Themen besteht. Ein Text wird somit durch ein Topic Model anhand der jeweiligen Anteile an den verschiedenen Themen repräsentiert. Hieraus folgt, dass die Summe aller Themenanteile für einen Text sich immer zu eins aufsummieren lässt. Wichtig zu erwähnen ist, dass die Anzahl der zu identifizierenden Themen (K) durch den Forscher festgelegt werden muss. Setzt man die Anzahl der Themen zu hoch, so entstehen häufig sehr ähnliche Themen, die sich nicht voneinander unterscheiden. Setzt man die Themenanzahl hingegen zu niedrig, sind die identifizierten Themen nicht differenziert genug.

Veranschaulicht wird das Vorgehen an einem hypothetischen Ergebnis einer Analyse, bei der die Anzahl der Themen auf $K=2$ gesetzt wurde. Beide Themen

werden anhand der Wörter, die mit der höchsten Wahrscheinlichkeit zum Thema gehören, dargestellt. Dies könnten beispielsweise für das erste Thema Wörter wie „Rassismus“, „Ausländerfeindlichkeit“ und „Nationalsozialismus“ sein. Dieses Thema ließe sich dann als „Rechtsextremismus“ bezeichnen. Das zweite Thema besteht hingegen aus Wörtern wie „Freiheit“, „Wirtschaft“, „Steuern“ und würde daher mit „(Neo-)Liberalismus“ betitelt werden. Die Bedeutung der einzelnen Themen kann somit über die Wörter, die mit der höchsten Wahrscheinlichkeit zu einem Thema gehören, vorgenommen werden. Wichtig ist nun, dass sich die einzelnen Texte hinsichtlich ihrer Anteile an den jeweiligen Themen unterscheiden. Die Texte der Kandidaten der Linken werden deutlich höhere Anteile an Thema 1 aufweisen als an Thema 2 und jeweils umgekehrt für die Texte von Kandidaten der CDU/CSU. Diese Variation in den Themenanteilen ist es, die wir schlussendlich analysieren werden.

In der folgenden STM-Analyse wurde die Anzahl der Themen auf $K=3$ gesetzt. Im Rahmen der Robustheitsanalyse haben wir ebenfalls mit $K>3$ gerechnet. Die Ergebnisse der Robustheitsanalyse für $K=4$ werden beispielhaft in Anhang III diskutiert. Wir sind jedoch zu der Einschätzung gekommen, dass eine höhere Anzahl an Themen zu wenig sinnvoll zu interpretierenden Ergebnissen führt.⁵

Die empirische Analyse erfolgt also in zwei Schritten. Zunächst wird die substanzielle Bedeutung der Themen anhand der Wörter mit der höchsten Wahrscheinlichkeit interpretiert. Im Anschluss analysieren wir die Variation in den Themenanteilen in den einzelnen Antworten anhand von Regressionsmodellen.

3.3 Verwendete Variablen

STM erlaubt es, Informationen über die Texte in den Berechnungsprozess des Modells miteinzubeziehen. Wir nutzen hierfür sowohl die Parteimitgliedschaft der Kandidaten als auch deren innerparteiliche Abweichung und die Interaktion zwischen beiden Variablen. Die innerparteiliche Abweichung messen wir, indem wir uns die Abfrage der eigenen Position auf der ideologischen Links-rechts-Skala und der Position der eigenen Partei auf der Links-rechts-Skala zunutze

⁵Wenngleich es statistische Verfahren gibt, welche versuchen, die optimale Themenanzahl zu berechnen, können solche Verfahren keine eindeutige Empfehlung für die Anzahl an Themen liefern.

machen. Für jeden Kandidaten i vergleichen wir die Position des Kandidaten auf der Links-rechts-Skala mit der Position, die der Kandidat seiner eigenen Partei zugewiesen hat. Aus beiden Positionen bilden wir die Differenz:

$$\text{Abweichung}_i = \text{Position}_{\text{Kandidat } i} - \text{Position}_{\text{Partei } i}$$

In etwa 50 % der Fälle geben Kandidaten sich selbst und der eigenen Partei die gleiche Position. Gibt ein Kandidat seiner Partei einen höheren oder niedrigeren („rechteren“ bzw. „linkeren“) Wert, dann betrachten wir diesen Kandidaten als dem „linken“ bzw. „rechten“ Flügel seiner Partei zugehörig. Die Variable innerparteiliche Abweichung kann folglich drei Ausprägungen annehmen:

$$\text{Abweichung} = \begin{cases} \text{Links, wenn } \text{Position}_{\text{Kandidat } i} < \text{Position}_{\text{Partei } i} \\ \text{Mitte, wenn } \text{Position}_{\text{Kandidat } i} == \text{Position}_{\text{Partei } i} \\ \text{Rechts, wenn } \text{Position}_{\text{Kandidat } i} > \text{Position}_{\text{Partei } i} \end{cases}$$

Diese Operationalisierung misst die ideologische Selbsteinschätzung des Kandidaten *relativ* zur selbst eingeschätzten ideologischen Position seiner Partei. Zudem hat dieses Vorgehen den Vorteil, dass die Links-rechts-Selbsteinstufung nur indirekt genutzt wird. Die einfache ideologische Selbsteinschätzung ist methodologisch problematisch, da die Skala unterschiedlich von den Kandidaten interpretiert werden kann (ausführlicher hierzu Bauer et al. 2017). Dies gilt auch für Operationalisierungen, bei denen beispielsweise der Mittelwert der jeweiligen Parteiposition als Referenzpunkt gewählt und dann die Abweichung der eigenen Position von diesem Durchschnitt berechnet wird. Durch den direkten Bezug auf die Einstufung der eigenen Partei minimieren wir das Risiko, dass die Skala unterschiedlich interpretiert wird, da davon ausgegangen werden kann, dass ein Kandidat beide Links-rechts-Skalen nach den gleichen Kriterien bewertet. Da die Fragen nach der eigenen Positionierung und jener der eigenen Partei direkt nacheinander abgefragt werden, ist es weiterhin plausibel anzunehmen, dass die Positionierung links bzw. rechts der eigenen Partei durch die Kandidatinnen und Kandidaten bewusst vorgenommen wird.

Gleichzeitig bieten sich auch andere Berechnungen für die innerparteiliche Heterogenität an. Folgt man unserem Ansatz, so ließe sich anstelle der drei Kategorien (links, Mitte, rechts) auch die Abweichung metrisch messen, wenn einfach nur die Differenz der beiden Positionen herangezogen wird, ohne sie anschließend zu gruppieren. Dies würde es erlauben, zwischen besonders stark nach links und rechts abweichenden Kandidaten innerhalb der Parteien zu unterscheiden. Wir belassen es bei den drei Kategorien aus zwei Gründen: Erstens sind starke Abweichungen relativ selten, sodass bei einer metrischen Verwendung

der Variablen mögliche Ausreißer eine zu große Rolle spielen könnten. Zweitens basiert die Stärke der Abweichung erneut auf einer potenziell unterschiedlichen Interpretation der Links-rechts-Skala. Wir haben deshalb zwei Robustheitsanalysen für unsere Messmethode zur innerparteilichen Abweichung durchgeführt. Zum einen haben wir nur jene als „linke“ bzw. „rechte“ Abweichler behandelt, welche mindestens zwei Skalenpunkte von der Einstufung der eigenen Partei abwichen. In diesem Fall sollte unsere Operationalisierung tatsächlich nur extreme Abweichler umfassen. Zum anderen haben wir die Links-rechts-Selbsteinstufung der Kandidaten für jede Partei z-standardisiert (Mittelwert=0, Standardabweichung=1) und dann dieses standardisierte Maß der innerparteilichen Abweichung verwendet. Beide Verfahren führen zu substanziell sehr ähnlichen Ergebnissen (siehe Ergebnisse in Anhang IV). Es zeigt sich außerdem ein starker Zusammenhang zwischen der z-standardisierten Links-rechts-Einstufung und unserer kategorialen Einteilung der Kandidaten.

Parteimitgliedschaft und ideologische Selbstverortung innerhalb der Partei des Kandidaten sind die zentralen unabhängigen Variablen zur Erklärung der Variation im Antwortverhalten. Für diese schätzen wir zunächst ein Basismodell. Zusätzlich kontrollieren wir in einem umfangreicheren Modell einige Kandidatenmerkmale. Hierbei orientieren wir uns an Kitschelt (1994) sowie Norris und Lovenduski (1995). Die Kontrollvariablen umfassen die soziodemografischen Angaben der Kandidaten: Alter (in Jahren), Geschlecht (Referenzkategorie: männlich), berufliche Qualifikation (akademischer Abschluss, Ausbildung, noch in der Ausbildung/keine Ausbildung; Referenzkategorie: Ausbildung), Migrationshintergrund (Referenzkategorie: kein Migrationshintergrund) und Selbstbeschreibung des Wohnorts (urban oder ländlich; Referenzkategorie: ländlich). Aus Studien zu Parteiensystemen in ehemals kommunistischen Ländern ist darüber hinaus bekannt, dass hier die Bedeutung von „links“ und „rechts“ umgekehrt ist (Mair 2007, S. 216–217). In diesen Fällen wird „rechts“ mit Fortschritt und „links“ mit dem Status quo assoziiert. Entsprechend wird auch in der deutschen Literatur diskutiert, ob die Bedeutung der Begriffe in Ost- und Westdeutschland unterschiedlich ist (z. B. Neundorf 2009; Trüdinger und Bollow 2011). Deshalb kontrollieren wir anhand eines Dummys für Kandidaten aus Ost- und Westdeutschland (Referenzkategorie: Westdeutschland). Abschließend kontrollieren wir potenzielle Mandatseffekte anhand zweier Dummy-Variablen, die erfassen, ob Kandidaten nur in einem Wahlkreis kandidiert haben oder sowohl als Listen- und auch Direktkandidat antraten. Als Referenzkategorie dienen Kandidaten, die ausschließlich auf der Landesliste kandidierten. Die genaue Kodierung sämtlicher Variablen ist der Tabelle im Anhang II zu entnehmen. Diese verweist auch auf die jeweiligen Variablennamen aus der GLES-Kandidatenbefragung.

4 Empirische Befunde

4.1 Deskriptive Analyse des Textkorpus

Bevor wir uns ausführlich der Anwendung der STM widmen, lohnt sich eine deskriptive Analyse des Textkorpus. Insgesamt verfügt unser Datensatz über exakt 700 Textantworten, bei der späteren Analyse kommen teilweise jedoch nur noch 680 Fälle in Betracht, da bei manchen Kandidaten weitere unabhängige Variablen fehlen. Die Anzahl der Antworten in unserer Analyse verteilt sich erstaunlich gleichmäßig auf alle Parteien, wobei betont werden muss, dass wir CDU und CSU gemeinsam analysieren. Zwar wären die Unterschiede zwischen CDU und CSU durchaus interessant, jedoch ist die Fallzahl für Kandidaten der CSU zu klein, sodass eine solche Analyse nicht verlässlich wäre. Abb. 1 stellt die Anzahl von Fällen sortiert nach Parteien dar.

Die „linken“ Parteien weisen eine stärkere Repräsentation im Datensatz auf. Dieser Befund relativiert sich, wenn wir stattdessen die Anzahl der Kandidaten pro Partei, die auf die offene Frage eine Antwort gegeben haben, betrachten. Hier zeigt sich, dass die Kandidaten der kleineren Parteien deutlich häufiger auch die Frage zur Bedeutung von „rechts“ beantworteten. Nur 69 % der CDU/CSU-Kandidaten innerhalb des Datensatzes haben auf die Frage zur Bedeutung von

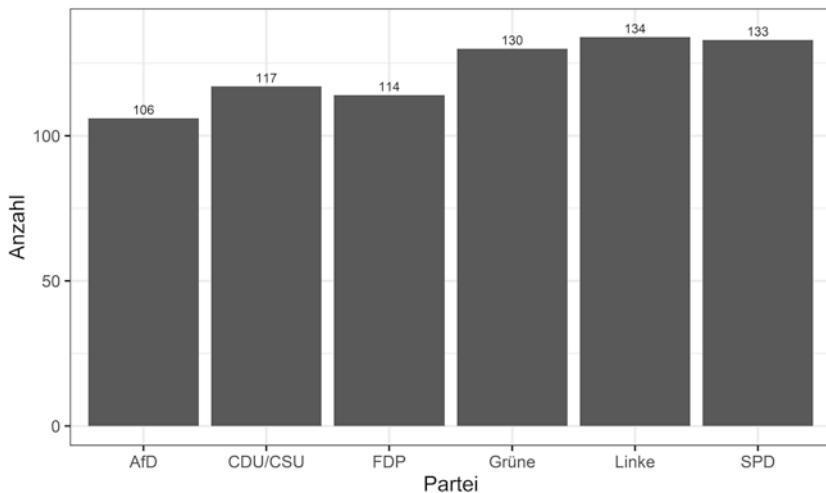


Abb. 1 Anzahl der Fälle nach Parteizugehörigkeit. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

„rechts“ geantwortet, bei der SPD waren es 71,9 %. FDP- und Grüne-Kandidaten liegen mit jeweils knapp über 80 % deutlich darüber, bei AfD und Linken haben 86 % bzw. 89,3 % aller teilnehmenden Kandidaten auf die Frage geantwortet.

Als nächstes betrachten wir die Länge der Antworten basierend auf der Anzahl der Wörter der jeweiligen Texte (Abb. 2). Insgesamt ergibt sich, dass die Antworten mit durchschnittlich 8,4 Wörtern pro Antwort sehr kurz ausfallen. Ein interessantes Bild zeigt sich jedoch, wenn man die durchschnittliche Anzahl von Wörtern anhand der Selbstpositionierung auf der Links-rechts-Skala abbildet. In Abb. 2 wird deutlich, dass insbesondere die Kandidaten, die sich selbst als äußerst rechts einstufen, besonders lange Antworten geben. Dies kann bereits als Hinweis darauf gesehen werden, dass diese Personen in besonderem Maße an einer genauen Erklärung des Begriffs interessiert sind. Weiterhin zeigt sich, dass auch am anderen Ende des politischen Spektrums die Textlänge etwas zunimmt, jedoch nicht in gleichem Umfang. Kandidaten, die sich politisch in der Mitte positionieren, verwenden schließlich am wenigsten Wörter zur Beschreibung des Begriffs.

Um die deskriptive Analyse abzuschließen, betrachten wir in Abb. 3 noch die zehn häufigsten Begriffe innerhalb der Antworten für jede Partei. Die x-Achse haben wir anhand der prozentualen Häufigkeit der jeweiligen Wörter pro Partei

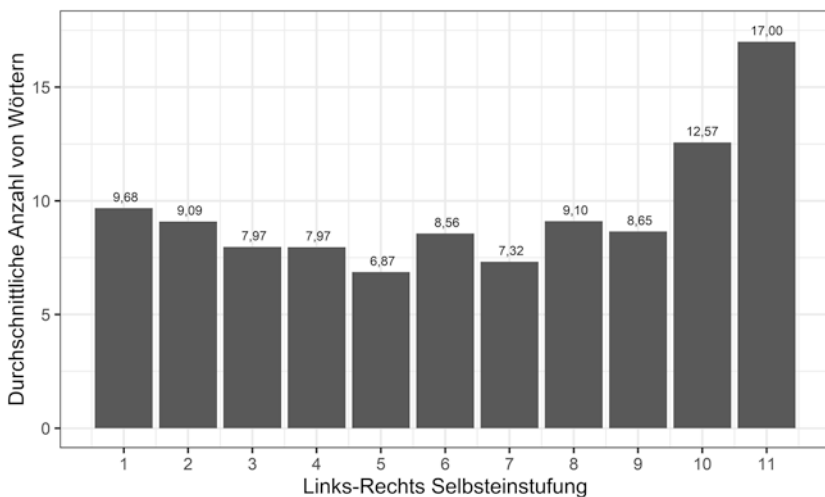


Abb. 2 Textlängen nach ideologischer Links-Rechts-Selbsteinschätzung. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

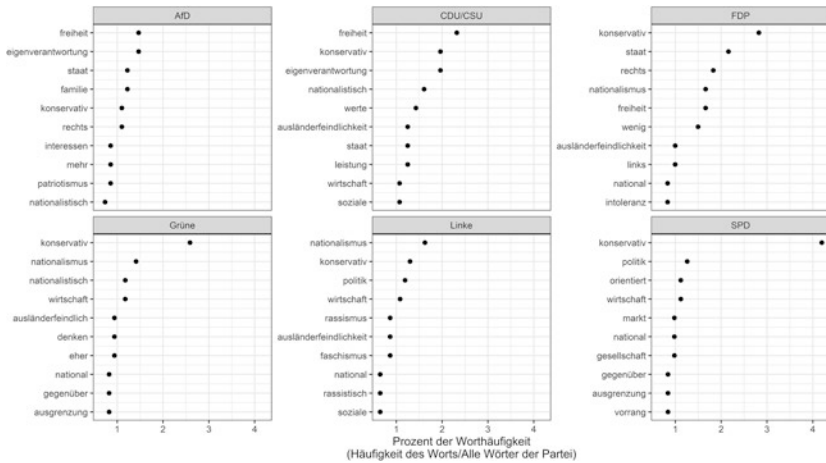


Abb. 3 Häufigste verwendete Wörter innerhalb der Antworten getrennt nach Parteien. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

normiert. Dadurch wird die unterschiedliche Anzahl der insgesamt verwendeten Wörter pro Partei kontrolliert. In Abb. 3 fällt auf, dass der Begriff „konservativ“ in den Antworten sämtlicher Parteien vorkommt, die Häufigkeit jedoch stark variiert. Der Begriff dominiert beispielsweise in den Antworten von SPD, Grünen und FDP als mit Abstand am häufigsten genannter Begriff. Innerhalb der Linken wird der Begriff zwar auch häufig genannt, es überwiegt jedoch der Fokus auf „Nationalismus“. Bei CDU/CSU und AfD ist „konservativ“ hingegen ein Begriff unter vielen. Bei diesen Parteien dominieren die Zuschreibungen „Freiheit“ und „Eigenverantwortung“. Interessanterweise tauchen diese Begriffe bei der FDP nur zum Teil auf (nur „Freiheit“), obwohl diese Begriffe am besten zum liberalen Profil der FDP passen würden. Auch dies kann als Hinweis darauf gedeutet werden, dass die Kandidaten der FDP ihre Position nicht zwingend als „rechts“ einstufen würden. Bei den linken Parteien zeigt sich ein Unterschied zwischen SPD und Grünen bzw. Linken. Bei letzteren Parteien dominieren insgesamt Wörter, die „rechts“ mit einer klar ausländerfeindlichen bzw. ausgrenzenden Politik in Verbindung bringen. Bei der SPD ist das Vokabular – wenngleich ebenfalls kritisch – etwas moderater.

4.2 Befunde des STM

Im Nachfolgenden beschreiben wir die Ergebnisse des STM. Dabei widmen wir uns zunächst der Interpretation der einzelnen Themen. Wir haben ein STM mit insgesamt drei Themen berechnet. Mit einer höheren Anzahl wurden Themen extrahiert, die nicht klar voneinander abgrenzbar waren. Dies zeigt sich daran, dass dieselben Wörter häufig mehreren Themen zugeordnet wurden.

4.2.1 Extraktion der Themen

In Tab. 1 haben wir für das STM mit drei Themen jeweils vier Wörter mit der höchsten Wahrscheinlichkeit, die zu einem Thema gehören, abgebildet (sogenannte FREX (Frequency and Exclusivity)-Wörter, Roberts et al. 2014, S. 1068). Das erste Thema „Freiheit und Eigenverantwortung“ ist durch eine Reihe klar positiv konnotierter Begriffe gekennzeichnet, welche maßgeblich auf die Rolle des Individuums abzielen. Das zweite Thema „Rassismus und Intoleranz“ besteht hingegen hauptsächlich aus negativen Wörtern, die „rechts“ maßgeblich mit Rassismus, Intoleranz und Nationalismus in Verbindung bringen. Ebenfalls taucht der Begriff „Kapital“ auf, was zusätzlich auf die Diskussion von Klassenunterschieden hindeutet. Das dritte Thema ist am wenigsten deutlich. Es ist zu betonen, dass das Wort konservativ am stärksten auf das Thema lädt. Gleichzeitig weisen die FREX-Wörter mit „Egoismus“ auch auf negativ konnotierte Werte hin. Aufgrund der starken Gewichtung innerhalb der FREX-Wörter für konservativ nennen wir das Thema „Konservativismus und Status Quo“. Dies wird auch deutlich, wenn man exemplarisch Antworten betrachtet, die besonders repräsentativ für das Thema sind.⁶ Die zweitrepräsentativste Antwort lautet „Status-quo-Denken, eher auf das nationale schauend, zu wirtschaftsfreundlich, zu sehr dem Leistungsprinzip unterstellt“. Die Antwort verdeutlicht, dass das Thema nicht zwingend eine positive oder negative Konnotation hat, sondern eher Aspekte umfasst, die von linker Seite als negativ und von rechter als positiv gesehen werden.

Tab. 1 weist auch die durchschnittlichen Anteile der Themen am gesamten Textkorpus aus. Demnach dominiert kein Thema die Antworten, sondern die Themen machen jeweils in etwa ähnliche Anteile an allen Texten aus. „Konservativismus“ überwiegt etwas im Vergleich zum Thema „Freiheit und Eigenverantwortung“.

⁶Siehe Roberts et al. (2014) für Details zur Identifizierung besonders repräsentativer Texte.

Tab. 1 Themen extrahiert für den Begriff „rechts“

| Label | FREX-Wörter | Anteile (%) |
|---------------------------------|--|-------------|
| Freiheit und Eigenverantwortung | Eigenverantwortung, Verantwortung, Marktwirtschaft, Freiheit | 28,2 |
| Rassismus und Intoleranz | Rassismus, Intoleranz, Nationalismus, Kapital | 34,6 |
| Konservatismus und Status Quo | Konservativ, National, Egoismus, Wirtschaft | 37,3 |

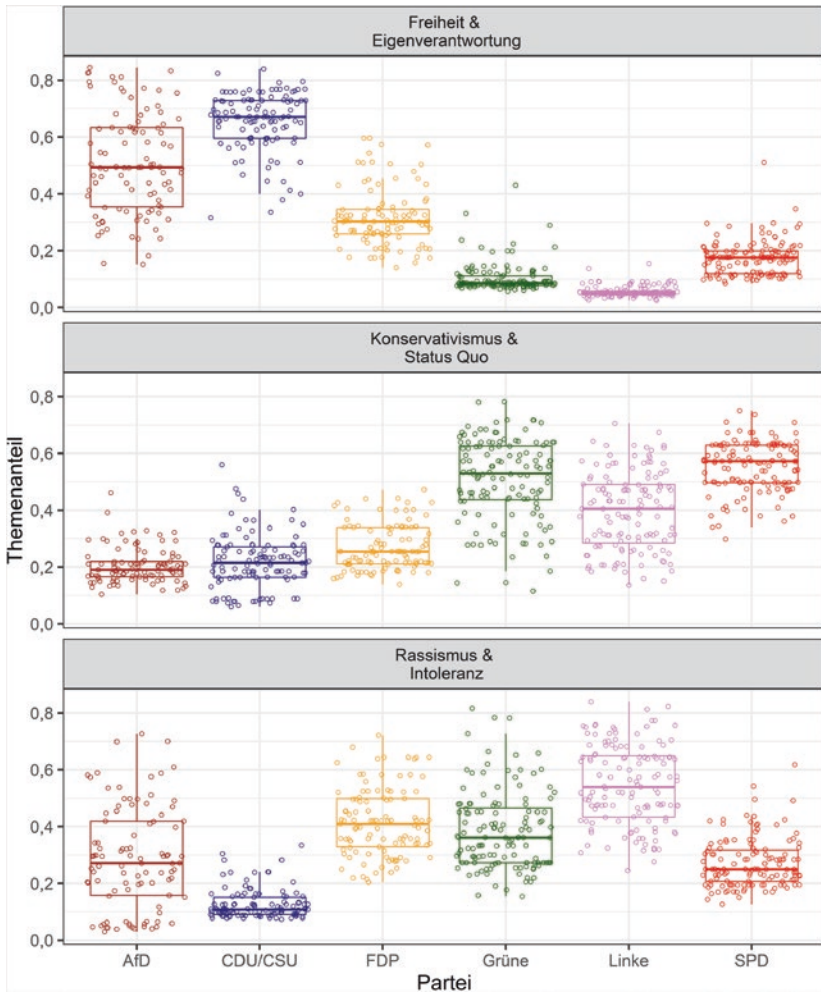
Quelle: Rattinger et al. [2014](#)

4.2.2 Deskriptive Analyse

In Abb. 4 analysieren wir die Variation der Themenanteile nach Parteimitgliedschaft. Für alle drei Themen werden die jeweiligen Themenanteile der Antworten aus jeder Partei abgebildet. Die einzelnen Punkte sind die jeweiligen Beobachtungen. Die Streuung auf der x-Achse (innerhalb der Parteien) erfüllt den Zweck, die Anzahl der Beobachtungen deutlich zu machen und hat keine inhaltliche Bedeutung. Über die einzelnen Punkte sind Boxplots gelegt, welche die 25–50 %- (Median) und 75 %-Quartile anzeigen.

Zunächst bestätigt sich die Annahme, dass linke Parteien nicht positiv über den Begriff „rechts“ reden. Kaum ein Kandidat innerhalb der Linken, Grünen und SPD widmet dem „Freiheit und Eigenverantwortung“-Thema viel Text in den Antworten. Unterschiede finden sich hingegen bei den „rechten“ Parteien. Die FDP nimmt eine Mittelposition zwischen CDU/CSU und AfD auf der einen Seite und den linken Parteien auf der anderen ein: Kein Kandidat der FDP adressiert dieses Thema in seiner Antwort. Ein anderes Bild zeigt das Antwortverhalten der Kandidaten von CDU/CSU und AfD. Hier widmen sich deutlich mehr Kandidaten mit einem großen Anteil ihrer Antworten diesem Thema. Bei Kandidaten der AfD liegt der Median bei 0,5 und zeigt eine insgesamt größere Streuung. Bei der CDU/CSU liegt der Median hingegen bei knapp unter 0,7 und weist insgesamt weniger Streuung auf. Somit zeigen sich bereits in der deskriptiven Analyse deutliche Unterschiede hinsichtlich der rein positiven Beschreibung des Begriffs „rechts“. Auf die Erklärung der innerparteilichen Streuung wird später noch genauer eingegangen.

Das Thema „Konservatismus und Status Quo“ wird von Kandidaten aller Parteien zumindest etwas diskutiert, jedoch insgesamt mehr von eher linken



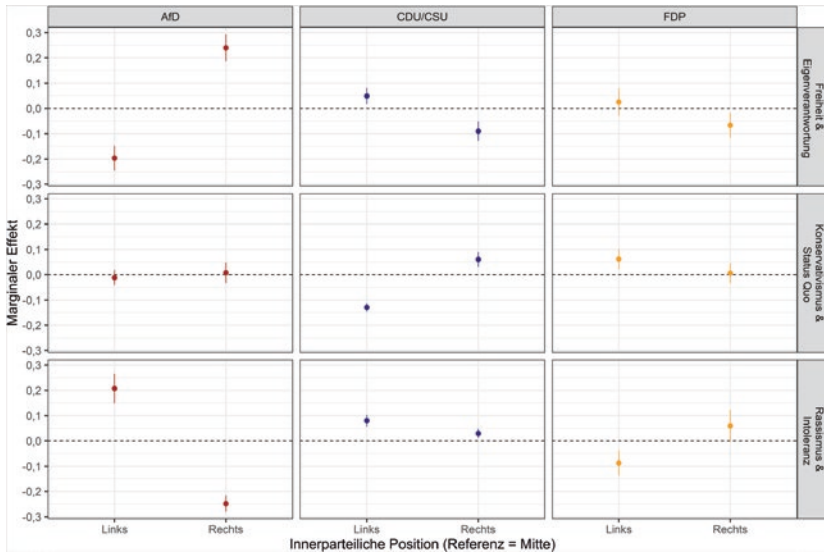
Anmerkung: Die y-Achse zeigt den jeweiligen Anteil einer Antwort an, der zu dem jeweils extrahierten Thema gehört. Punkte stellen die einzelnen Beobachtungen dar. Über den Punkten sind Boxplots dargestellt, welche die Streuung für jede Partei abbilden.

Abb. 4 Themenanteile nach Parteizugehörigkeit. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

als von eher rechten Parteien. Schlussendlich zeigt sich kein klarer Unterschied zwischen rechten und linken Parteien beim Thema „Rassismus und Intoleranz“. Im Unterschied zu allen anderen Parteien widmen die Kandidaten der CDU/CSU diesem Thema keine Aufmerksamkeit. Bei allen anderen Parteien zeigt sich eine breite Streuung in den Themenanteilen, das Thema ist in allen Antworten in einem erheblichen Maße vertreten. Am stärksten ist dieses Thema jedoch in den Antworten der Kandidaten der Linken präsent.

4.2.3 Multivariate Analyse

Zur systematischen Analyse der Einflussfaktoren auf die Themenverwendung haben wir Regressionsmodelle berechnet. Die abhängige Variable ist der Anteil an einem Thema in der Antwort eines Kandidaten und somit begrenzt auf Werte zwischen 0 und 1. Für solche Variablen sind spezielle Regressionsmodelle wie *Fractional Logit* (Papke und Wooldridge 1996) oder *Beta-Regression* (Paolino 2001) besser geeignet als konventionelle OLS-Regressionen, da sie die Limitierung der Variablen berücksichtigen. Weiterhin lässt sich anmerken, dass alle drei Variablen nicht unabhängig voneinander sind. Hohe Werte bei einem Thema implizieren automatisch niedrige Werte in anderen Themen, da die Summe aller drei Variablen für jeden Kandidaten immer eins ergibt. Auch für die Modellierung solcher abhängiger Variablen sind andere Regressionsverfahren verfügbar, z. B. *Seemingly Unrelated Regression* oder *Fractional Multinomial Logit* (Buis 2010; Tomz et al. 2002; Zellner 1962). Wir haben daher alle Modelle sowohl mittels OLS als auch mittels Fractional Multinomial Logit (fmlogit)-Regression geschätzt. Die Grafiken basieren auf den Ergebnissen des fmlogit-Modells, da es statistisch angemessener ist. Es zeigen sich jedoch keine substanziellen Unterschiede zu einem konventionellen linearen Regressionsmodell. In Anhang I werden die Ergebnisse jeweils tabellarisch dargestellt. An dieser Stelle konzentrieren wir uns auf die grafische Darstellung der Interaktionseffekte zwischen Parteizugehörigkeit und Parteiflügel. Es sei an dieser Stelle angemerkt, dass kaum eine der Kontrollvariablen einen statistisch signifikanten Effekt hat – dies gilt für alle drei extrahierten Themen. Konkret bedeutet dies, dass die Themenanteile nicht systematisch durch bestimmte soziodemografische Merkmale beeinflusst werden. Dies ist insofern wenig überraschend, als bereits durch die deskriptive Beschreibung deutlich wurde, dass die Antworten maßgeblich mit der politischen Position der Kandidaten variieren.



Anmerkung: Die y-Achse stellt die marginalen Effekte der Parteiflügel für die jeweiligen Themen dar. Die x-Achse stellt die innerparteiliche Position der Kandidaten dar. Referenzposition = „Mitte“. Die Plots unterscheiden sich horizontal zwischen den Parteien und vertikal zwischen den Themen. Vertikale Linien stellen 95%-Konfidenzintervalle dar. Die Plots basieren auf *fractional multinomial logit*-Modellen.

Abb. 5 Marginale Effekte von Parteiflügeln auf Themenanteile. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

Wie zu erwarten war, haben die politisch relevanten Variablen – Parteizugehörigkeit und innerparteiliche Position – einen starken Einfluss auf die Themenanteile. Auch die Interaktionsterme sind für alle Themen statistisch signifikant. Dies lässt darauf schließen, dass nicht nur die Parteimitgliedschaft, sondern auch die innerparteiliche Position einen statistisch signifikanten Effekt auf die Art und Weise ausübt, wie der Begriff „rechts“ interpretiert wird. Um die Interaktionseffekte besser zu verstehen, berichten wir die durchschnittlichen marginalen Effekte („Average Marginal Effects“) nach Partei und Parteiflügel in Abb. 5. Um die Abbildung übersichtlicher zu machen und da bei diesen Parteien maßgeblich Variation vorliegt, konzentrieren wir uns auf die Ergebnisse von

CDU/CSU, AfD und FDP. Die marginalen Effekte haben als Referenzkategorie die Kategorie „Mitte“. Ist also beispielsweise ein marginaler Effekt für „rechts“ positiv, dann bedeutet dies, dass der geschätzte Themenanteil von rechten Kandidaten in dieser Partei höher ausfällt als bei Kandidaten aus der Mitte derselben Partei.⁷

Die Ergebnisse machen gerade für AfD und CDU/CSU interessante Unterschiede deutlich. Innerhalb der FDP gibt es hingegen etwas weniger Variation zwischen den Parteiflügel. Bei der AfD zeigt sich, dass die rechteren Kandidaten deutlich umfangreicher positiv über den Begriff „rechts“ sprechen. Kandidaten, die sich im Jahr 2013 dem „linken“ Flügel der AfD zuordnen, reden hingegen sehr wenig über das positive Thema „Freiheit und Eigenverantwortung“. Die marginalen Effekte sind enorm, insgesamt liegt der geschätzte Anteil am Thema „Freiheit und Eigenverantwortung“ bei rechten Kandidaten um 0,45 Anteilspunkte höher als bei linken AfD-Kandidaten ($0,25 - -0,2 = 0,45$). Genau umgekehrt verhält es sich beim Thema „Rassismus und Intoleranz“.

Die Themenanteile für das konservative Thema liegen für alle drei Parteiflügel auf ähnlichem Niveau, es sind keine Unterschiede zwischen den AfD-Kandidaten zu identifizieren. Die Ergebnisse zeigen somit, dass die im Jahr 2013 bereits existierende Spaltung innerhalb der AfD (Jankowski et al. 2017) auch mit einem deutlich anderen Verständnis des Begriffs „rechts“ einhergeht. Während der linke Flügel der AfD besonders viel Text darauf verwendet, eine „rechte“ Position mit rassistischen Positionen in Verbindung zu bringen, bezeichnen Kandidaten, die sich selbst als rechts sehen, den Begriff „rechts“ nahezu ausschließlich als positiv. Diese Ergebnisse implizieren, dass es deutliche Unterschiede hinsichtlich der positiven Selbstidentifikation mit dem Begriff „rechts“ gibt. Extremen Rechtspopulisten ist eine positive Besetzung des Begriffs „rechts“ wichtig, während liberalere Kräfte eher von diesem Label Abstand nehmen möchten.

Ein ähnliches Bild, wenngleich weniger klar und in entgegengesetzter Richtung, zeigt sich für die Kandidaten der CDU/CSU. Hier ergibt sich, dass sich Kandidaten aus dem rechten Flügel von CDU und CSU im Vergleich zu jenen aus dem linken Flügel etwas weniger positiv äußern. Sie betonen jedoch im stärkeren Ausmaß das Thema „Konservatismus und Status Quo“ im Vergleich zu Kandidaten des linken Flügels. Für die FDP sind die Ergebnisse häufig nicht statistisch signifikant und auch von der Effektstärke vergleichsweise schwach.

⁷In Abb. 6 in Anhang I berichten wir die Ergebnisse zusätzlich anhand der geschätzten Themenanteile.

5 Schlussfolgerungen

Wie interpretieren Bundestagskandidaten den Begriff „rechts“ und wie unterscheidet sich ihre Interpretation hinsichtlich ihrer Parteizugehörigkeit und ideologischen Selbstpositionierung innerhalb ihrer Partei? Diese Fragen standen im Zentrum dieses Beitrags. Während in der analytischen Politikwissenschaft der Begriff „rechts“ stets aus einer bipolaren Logik heraus konzipiert und verwendet wird, greift dieser Beitrag eine ideengeschichtliche Perspektive auf und fragt, zu welchen Anteilen die politischen Konzepte des Liberalismus, Konservatismus, Sozialismus, Nationalismus oder des Faschismus von den Bundestagskandidaten mit dem Begriff „rechts“ in Verbindung gebracht werden. Die politischen Konzepte prägen zugleich das Vokabular, das den Kandidaten zur Verfügung steht, um neue politische Phänomene zu verstehen und zu kommunizieren.

Mit dem statistischen Verfahren des STM wird die Möglichkeit geboten, die mannigfaltigen politischen Konzepte, die der individuellen Interpretation des Begriffs „rechts“ zugrunde liegen, systematisch zu extrahieren. Auf Grundlage der GLES-Kandidatenbefragung 2013 und mithilfe eines STM wurden die verschiedenen Interpretationen des Begriffs „rechts“ aus offenen Survey-Antworten extrahiert. Die Ergebnisse zeigen, dass sich das Begriffsverständnis nach Parteiblöcken der Kandidaten (Linke, SPD, Grüne versus FDP, CDU/CSU, AfD) deutlich unterscheidet. Mit Ausnahme der Kandidaten von CDU/CSU verbinden nahezu alle Parteien mit dem Begriff „rechts“ eine potenziell rassistische Bedeutung. Klare Unterschiede ergeben sich zwischen den Parteien maßgeblich bei der Frage, welche Kandidaten eine positive Konnotation mit dem Begriff „rechts“ verknüpfen. Hier zeigen sich zunächst die erwarteten Unterschiede zwischen den Parteiblöcken (Linke, SPD, Grüne versus CDU/CSU, AfD). Auffällig ist, dass die FDP eine Mittelposition einnimmt und „rechts“ im Gegensatz zu CDU/CSU und AfD nicht mit Freiheit assoziiert. Hervorzuheben sind darüber hinaus die innerparteilichen Unterschiede in der Interpretation des Begriffs „rechts“ zwischen Kandidaten der AfD und der CDU/CSU bei diesem Thema. Während Kandidaten, die sich innerhalb der AfD ideologisch rechts einstufen, dazu neigen, eine positive Haltung gegenüber dem Begriff einzunehmen, steigt bei Kandidaten der CDU/CSU die kritische Distanzierung von dem Begriff, wenn sie sich dem rechten Flügel zuordnen. Dies kann als

Hinweis darauf gedeutet werden, dass konservative Kandidaten im Gegensatz zu rechtspopulistischen Kandidaten stärker darum bemüht sind, sich bei Interpretation des Begriffs „rechts“ von nationalen und nationalistischen Deutungen abzugrenzen.

In theoretischer Hinsicht wird die bisherige Einschätzung, dass der Begriff „rechts“ im Vergleich zur Interpretation des Begriffs „links“ unscharf bleibt (Mair 2007, S. 213), auf Grundlage dieser Analyse dahin gehend eingeschränkt, dass Bundestagskandidaten linker Parteien ein vergleichsweise homogenes, negatives Bild des Begriffs aufweisen. Die „Unschärfe“-Erwartung wird demnach nur bei den Kandidaten rechter Parteien bestätigt. Es bleibt eine offene Frage für die zukünftige Forschung, ob das Aufkommen eindeutig rechter Parteien wie der AfD dazu beiträgt, dass es ein klareres und über die meisten Parteigrenzen hinweg noch stärker geteiltes Verständnis des Begriffs gibt. Das Antwortverhalten in der GLES-Kandidatenstudie 2013 (Rattinger et al. 2014) mit den Ergebnissen aus der GLES-Kandidatenstudie 2017 (Roßteutscher et al. 2018) zu vergleichen, erscheint daher besonders sinnvoll.

Unser Beitrag reiht sich auch in bestehende Arbeiten ein, die aus den Ergebnissen der offenen Antworten zur Bedeutung von „links“ und „rechts“ Rückschlüsse auf die Validität der klassischen eindimensionalen Links-rechts-Skala ziehen (z. B. Bauer et al. 2017). Wenngleich wir beide Aspekte in diesem Abschnitt nicht direkt in Verbindung gesetzt haben, deuten unsere Ergebnisse an, dass die Vielzahl an unterschiedlichen Interpretationen desselben Begriffes ein Problem für eine eindimensionale Skala sein kann. Beispielsweise zeigt sich in der deskriptiven Auswertung der Links-rechts-Skala, dass sich die Kandidaten der AfD und CDU/CSU im Durchschnitt gleich „rechts“ positionieren.⁸ Dieses eher kontraintuitive Ergebnis folgt unseren Ergebnissen nach nicht nur aus einer populistischen Ablehnung der Links-rechts-Skala durch die AfD, sondern kann durchaus mit den unterschiedlichen Assoziationen des Begriffs „rechts“ zusammenhängen.

In methodischer Hinsicht liefert der Beitrag Hinweise auf die Möglichkeiten und Grenzen von STM-Analysen für die empirische Ideologieforschung. Offene Survey-Fragen werden in der politikwissenschaftlichen Forschung in der

⁸Der Mittelwert der AfD-Kandidaten ist exakt 7,0, während der Mittelwert der CDU/CSU 7,4 ist.

Regel selten systematisch analysiert. Wenngleich Verfahren der quantitativen Textanalyse besondere Vorsicht in ihrer Anwendung benötigen, haben wir in diesem Beitrag versucht deutlich zu machen, dass offene Fragen in Kombination mit STM vielversprechende Analysemöglichkeiten bieten. Insbesondere im Bereich der politischen Einstellungsforschung können offene Fragen eine hilfreiche Alternative zu geschlossenen Fragen bieten, da sie bei der Erhebung zentraler Konzepte keine Antwortkategorien vorgeben und somit einen nicht durch den Forscher beeinflussten Einblick in die Gedankenwelt der Befragten ermöglichen. STM bietet die Möglichkeit, offene Fragen mit vergleichsweise geringem Aufwand systematisch zu analysieren.

Auch die Einschränkungen der in diesem Beitrag präsentierten STM-Analyse sollen nicht unerwähnt bleiben. Ein maßgeblicher Vorteil der Verfahren der quantitativen Textanalyse, wie STM, besteht in der automatisierten Analyse großer Textkorpora. Dieser Beitrag demonstriert die Anwendung von STM hingegen auf einem vergleichsweise kleinen Textkorpus ($N=700$) mit zudem sehr kurz gehaltenen Texten, d. h. einer geringen Anzahl an Wörtern je Text. Letztere könnte unter anderem mit der Positionierung der Frage am Ende des Fragebogens zusammenhängen, was regelmäßig die Ausführlichkeit im Antwortverhalten reduziert (zu *respondent fatigue* z. B. Ben-Nun 2008). Hier wäre die Anwendung von händischen Kodierungsverfahren prinzipiell noch denkbar, aber auch bereits zeitlich herausfordernd.

STM lässt sich ebenfalls auf die Antworten zur Interpretation des Begriffs „links“ anwenden. Eine solche Analyse wäre auch aus theoretischer Perspektive interessant. Aus Platzgründen konzentrieren wir uns jedoch auf die Analyse eines Begriffs. Zukünftige Forschungsbeiträge könnten aber auf Grundlage dieses Beitrags herausarbeiten, 1) wie sich die Interpretation des Begriffs „links“ zwischen Kandidaten unterscheidet und 2) wie die Interpretationen der beiden Begriffe voneinander abhängen.

Anhang I – Regressionen und Abbildungen

Siehe Tab. 2, 3 und Abb. 6.

Tab. 2 Determinanten der Themenanteile: Fractional Multinomial Logit

| | Konservativismus & Status Quo | Konservativismus & Status Quo | Rassismus & Intoleranz | Rassismus & Intoleranz |
|--------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------|------------------------|
| CDU/CSU | -0,28*** [0,07] | -1,43*** [0,10] | -0,30*** [0,08] | -1,43*** [0,10] |
| FDP | 0,63*** [0,07] | 0,74*** [0,10] | 0,59*** [0,08] | 0,74*** [0,11] |
| Grüne | 2,66*** [0,08] | 1,76*** [0,11] | 2,63*** [0,08] | 1,76*** [0,12] |
| Linke | 3,06*** [0,06] | 2,68*** [0,10] | 3,06*** [0,07] | 2,70*** [0,10] |
| SPD | 1,92*** [0,07] | 0,66*** [0,10] | 1,90*** [0,08] | 0,66*** [0,11] |
| Linker Flügel | 0,46*** [0,09] | 1,05*** [0,13] | 0,45*** [0,09] | 1,03*** [0,14] |
| Rechter Flügel | -0,37** [0,13] | -2,14*** [0,11] | -0,36** [0,13] | -2,14*** [0,11] |
| CDU/CSU # Linker Flügel | -1,48*** [0,12] | -0,54** [0,16] | -1,45*** [0,12] | -0,52** [0,17] |
| CDU/CSU # Rechter Flügel | 0,78*** [0,16] | 2,54*** [0,15] | 0,75*** [0,16] | 2,54*** [0,15] |
| FDP # Linker Flügel | -0,31* [0,15] | -1,34*** [0,19] | -0,31* [0,16] | -1,34*** [0,19] |
| FDP # Rechter Flügel | 0,60*** [0,17] | 2,55*** [0,18] | 0,61*** [0,18] | 2,50*** [0,19] |
| Grüne # Linker Flügel | -0,37** [0,13] | -0,85*** [0,17] | -0,34** [0,13] | -0,84*** [0,17] |
| Grüne # Rechter Flügel | -0,57** [0,18] | 2,10*** [0,19] | -0,57** [0,18] | 2,09*** [0,19] |
| Linke # Linker Flügel | -0,61*** [0,11] | -0,52*** [0,16] | -0,60*** [0,11] | -0,53*** [0,16] |

(Fortsetzung)

Tab. 2 (Fortsetzung)

| | Konservativismus & Status Quo | Konservativismus & Status Quo | Rassismus & Intoleranz | Rassismus & Intoleranz |
|----------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------|------------------------|
| Linke # Rechter Flügel | −0,49*** | 2,01*** | −0,48*** | 1,98*** |
| | [0,14] | [0,14] | [0,15] | [0,14] |
| SPD # Linker Flügel | 0,05 | −0,29 | 0,06 | −0,28 |
| | [0,11] | [0,16] | [0,11] | [0,16] |
| SPD # Rechter Flügel | 0,16 | 2,28*** | 0,15 | 2,27*** |
| | [0,15] | [0,15] | [0,15] | [0,14] |
| Alter | | | 0,00 | 0,00 |
| | | | [0,00] | [0,00] |
| Weiblich | | | 0,02 | −0,01 |
| | | | [0,04] | [0,05] |
| Stadt | | | −0,01 | 0,01 |
| | | | [0,04] | [0,05] |
| In Ausbildung | | | 0,13 | 0,17 |
| | | | [0,09] | [0,10] |
| Uni-Abschluss | | | 0,04 | 0,03 |
| | | | [0,04] | [0,05] |
| Migrant | | | −0,04 | −0,10 |
| | | | [0,05] | [0,06] |
| Ost-Deutschland | | | −0,02 | −0,03 |
| | | | [0,05] | [0,06] |
| Direktkandidat | | | −0,01 | 0,02 |
| | | | [0,06] | [0,07] |
| Listen- und Direktkandidat | | | 0,05 | 0,03 |
| | | | [0,05] | [0,06] |
| Konstante | −0,88*** | −0,49*** | −0,95*** | −0,55*** |
| | [0,05] | [0,08] | [0,11] | [0,15] |
| N | 700 | 680 | 700 | 680 |

Quelle: Rattinger et al. 2014

Anmerkung: Referenzkategorie sind Themenanteile für „Freiheit und Eigenverantwortung“.

*p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001

Tab. 3 Determinanten der Themenanteile: OLS

| | Freiheit & Eigenverantwortung | Freiheit & Eigenverantwortung | Konservativismus & Status Quo | Konservativismus & Status Quo | Rassismus & Intoleranz | Rassismus & Intoleranz |
|--------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------|------------------------|
| CDU/CSU | 0,19*** | 0,19*** | -0,20*** | -0,20*** | 0,01 | 0,01 |
| | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,01] | [0,01] |
| FDP | -0,17*** | -0,16*** | 0,12*** | 0,12*** | 0,05*** | 0,04*** |
| | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,01] | [0,01] |
| Grüne | -0,40*** | -0,40*** | 0,04 | 0,04 | 0,36*** | 0,35*** |
| | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] |
| Linke | -0,44*** | -0,44*** | 0,17*** | 0,18*** | 0,27*** | 0,26*** |
| | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] |
| SPD | -0,29*** | -0,29*** | -0,07*** | -0,06** | 0,36*** | 0,36*** |
| | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,01] | [0,01] |
| Linker Flügel | -0,20*** | -0,20*** | 0,21*** | 0,21*** | -0,01 | -0,01 |
| | [0,02] | [0,02] | [0,03] | [0,03] | [0,01] | [0,02] |
| Rechter Flügel | 0,24*** | 0,24*** | -0,25*** | -0,25*** | 0,01 | 0,01 |
| | [0,03] | [0,03] | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,02] |
| CDU/CSU # Linker Flügel | 0,25*** | 0,25*** | -0,13*** | -0,13*** | -0,12*** | -0,12*** |
| | [0,03] | [0,03] | [0,03] | [0,03] | [0,02] | [0,02] |
| CDU/CSU # Rechter Flügel | -0,34*** | -0,33*** | 0,28*** | 0,28*** | 0,06* | 0,05 |
| | [0,03] | [0,03] | [0,02] | [0,02] | [0,03] | [0,03] |
| FDP # Linker Flügel | 0,22*** | 0,22*** | -0,30*** | -0,30*** | 0,07** | 0,07** |
| | [0,04] | [0,04] | [0,04] | [0,04] | [0,02] | [0,03] |
| FDP # Rechter Flügel | -0,31*** | -0,31*** | 0,32*** | 0,31*** | -0,01 | -0,00 |
| | [0,04] | [0,04] | [0,04] | [0,04] | [0,03] | [0,03] |
| Grüne # Linker Flügel | 0,19*** | 0,19*** | -0,18*** | -0,19*** | -0,00 | -0,00 |
| | [0,03] | [0,03] | [0,04] | [0,04] | [0,03] | [0,03] |
| Grüne # Rechter Flügel | -0,19*** | -0,19*** | 0,42*** | 0,41*** | -0,23*** | -0,23*** |
| | [0,03] | [0,03] | [0,04] | [0,04] | [0,03] | [0,04] |
| Linke # Linker Flügel | 0,19*** | 0,19*** | -0,05 | -0,05 | -0,14*** | -0,14*** |
| | [0,02] | [0,03] | [0,04] | [0,04] | [0,03] | [0,03] |
| Linke # Rechter Flügel | -0,22*** | -0,21*** | 0,40*** | 0,39*** | -0,18*** | -0,17*** |
| | [0,03] | [0,03] | [0,03] | [0,03] | [0,03] | [0,03] |

(Fortsetzung)

Tab. 3 (Fortsetzung)

| | Freiheit & Eigenverantwortung | Freiheit & Eigenverantwortung | Konservativismus & Status Quo | Konservativismus & Status Quo | Rassismus & Intoleranz | Rassismus & Intoleranz |
|----------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------|------------------------|
| SPD # Linker Flügel | 0,12*** | 0,12*** | -0,14*** | -0,14*** | 0,02 | 0,02 |
| | [0,03] | [0,03] | [0,03] | [0,04] | [0,02] | [0,02] |
| SPD # Rechter Flügel | -0,23*** | -0,22*** | 0,30*** | 0,30*** | -0,08** | -0,08** |
| | [0,03] | [0,03] | [0,02] | [0,02] | [0,03] | [0,03] |
| Alter | | -0,00 | | 0,00 | | 0,00 |
| | | [0,00] | | [0,00] | | [0,00] |
| Weiblich | | -0,00 | | -0,01 | | 0,01 |
| | | [0,01] | | [0,01] | | [0,01] |
| Stadt | | -0,00 | | 0,00 | | -0,00 |
| | | [0,01] | | [0,01] | | [0,01] |
| In Ausbildung | | -0,02 | | 0,02 | | 0,00 |
| | | [0,01] | | [0,02] | | [0,02] |
| Uni-Abschluss | | -0,00 | | 0,00 | | 0,00 |
| | | [0,01] | | [0,01] | | [0,01] |
| Migrant | | 0,01 | | -0,02 | | 0,00 |
| | | [0,01] | | [0,01] | | [0,01] |
| Ost-Deutschland | | 0,00 | | -0,00 | | -0,00 |
| | | [0,01] | | [0,01] | | [0,01] |
| Direktkandidat | | -0,00 | | 0,01 | | -0,00 |
| | | [0,01] | | [0,01] | | [0,01] |
| Listen- und Direktkandidat | | -0,01 | | -0,00 | | 0,01 |
| | | [0,01] | | [0,01] | | [0,01] |
| Konstante | 0,49*** | 0,50*** | 0,30*** | 0,30*** | 0,20*** | 0,20*** |
| | [0,02] | [0,02] | [0,02] | [0,03] | [0,01] | [0,02] |
| N | 700 | 680 | 700 | 680 | 700 | 680 |
| Korr. R^2 | 0,839 | 0,909 | 0,619 | 0,739 | 0,527 | 0,697 |

Quelle: Rattinger et al. 2014

Anmerkung: Robuste Standardfehler in Klammern. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

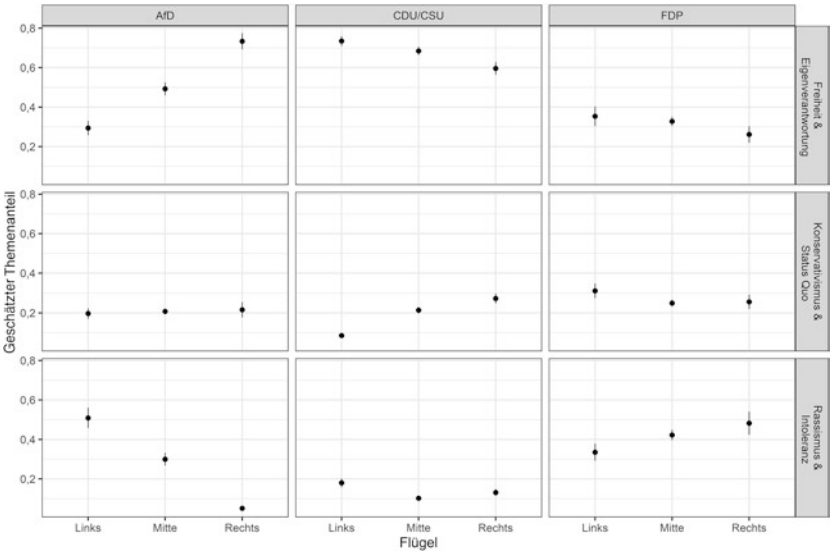


Abb. 6 Geschätzte Themenanteile. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

Anhang II – Verwendete Variablen

Siehe Tab. 4.

Tab. 4 Definition der Variablen

| Variable | Definition (Kategorien) | Variablenname GLES Kandidatenbefragung |
|------------|---|---|
| Partei | Parteimitgliedschaft der Kandidaten (CDU/CSU, SPD, FDP, Grüne, Linke, AfD) | a1 |
| Ost-West | Kandidatur im Osten oder Westen Deutschlands | Bundesland (rekodiert) |
| Alter | Alter des Kandidaten in Jahren | e3 (eigene Berechnung) |
| Ausbildung | Berufsqualifikation des Kandidaten: Universitätsabschluss, Berufsausbildung, noch in der Ausbildung | e12 (rekodiert) |
| Geschlecht | Geschlecht des Kandidaten | e2 (rekodiert) |

(Fortsetzung)

Tab. 4 (Fortsetzung)

| Variable | Definition (Kategorien) | Variablenname GLES Kandidatenbefragung |
|-----------------------|--|---|
| Migrationshintergrund | Migrationshintergrund des Kandidaten Liegt vor, wenn mind. eines der Elternteile nicht in Deutschland geboren wurde. | e6a, e6b (eigene Berechnung) |
| Urbanisierung | Selbstbeschreibung des Wahl- kreises als urban bzw. ländlich | e8 (rekodiert) |
| Links-rechts-Flügel | Differenz zwischen Selbst- platzierung und Platzierung der eigenen Partei auf der Links- rechts-Skala: Wenn Partei > Eigene Posi- tion = Links Wenn Partei = Eigene Posi- tion = Mitte Wenn Partei < Eigene Posi- tion = Rechts | c3, c4a–d, c4 f, c4h (eigene Berechnung) |
| Kandidaturtyp | Art der Kandidatur: Nur im Wahlkreis, Wahlkreis und Landesliste, nur Landesliste | Kandidaturtyp |

Quelle: Rattinger et al. [2014](#)

Anhang III – STM mit $K=4$

Hier stellen wir die Ergebnisse der STM-Analyse des Begriffs „rechts“ anhand von vier Themen ($K=4$) vor. Im Vergleich zu der Drei-Themenlösung, die im Beitrag beschrieben wird, sind wir der Meinung, dass die Vier-Themenlösung schlechter interpretierbare Ergebnisse liefert. Die folgende Tab. 5 zeigt die FREX-Wörter für jedes der vier Themen.

Topic 1 ist eine Mischung aus ökonomischen und konservativ konnotierten Wörtern wie „reich“ oder „Familie“. Gleichzeitig enthält Topic 1 auch negativ konnotierte Wörter wie „unsozial“. Daher ist es schwierig, ein klares Label für dieses Topic zu finden. Topic 2 enthält einige Elemente aus dem Topic „Freiheit und Selbstverantwortung“ der STM-Analyse mit $K=3$. Bei $K=4$ treten auch

Tab. 5 FREX-Wörter für $K = 4$

| Topic | FREX |
|---------|---|
| Topic 1 | Reich, sozial, marktwirtschaft, famili, arm, unsozial, bewahr |
| Topic 2 | Recht, eigenverantwort, wert, freiheit, deutsch, radikal, mensch |
| Topic 3 | Nationalismus, autoritar, grupp, neoliberal, intoleranz, intolerant, kapitalist |
| Topic 4 | Ausland, eher, orientiert, konservativ, gegenub, abschott, nationalist |

Quelle: Rattinger et al. [2014](#)

Wörter wie „radikal“ auf, die nicht ins Gesamtbild passen. Topic 3 ist eindeutig negativ konnotiert und kritisiert den Begriff „rechts“ als nationalistisch und autoritär. Dieses Topic umfasst mit „neoliberal“ und „Kapitalismus“ auch zwei ökonomische Begriffe. Schließlich enthält Topic 4 zwar einige negative Worte, aber auch den Begriff „konservativ“. Auch hier sind wir nicht der Meinung, dass diese Worte ein zusammenhängendes Thema darstellen.

Anhang IV – Robustheitsanalyse

Wir haben zwei weitere Operationalisierungen der innerparteilichen Position vorgenommen.

1. Nur Kandidaten, die mindestens um zwei Punkte von der Position der eigenen Partei abweichen (im Hauptpaper wurde jegliche Abweichung genutzt).
2. Z-Standardisierung der Links-rechts-Skala innerhalb der Parteien.

Für beide Operationalisierungen zeigen wir im Folgenden die geschätzten Themenanteile. Diese sind sehr ähnlich zu den Ergebnissen unserer im Hauptteil verwendeten Operationalisierung.

AIV.1 Ergebnisse für „mind. 2 Punkte Abweichung“

Siehe Abb. [7](#), [8](#) und [9](#).

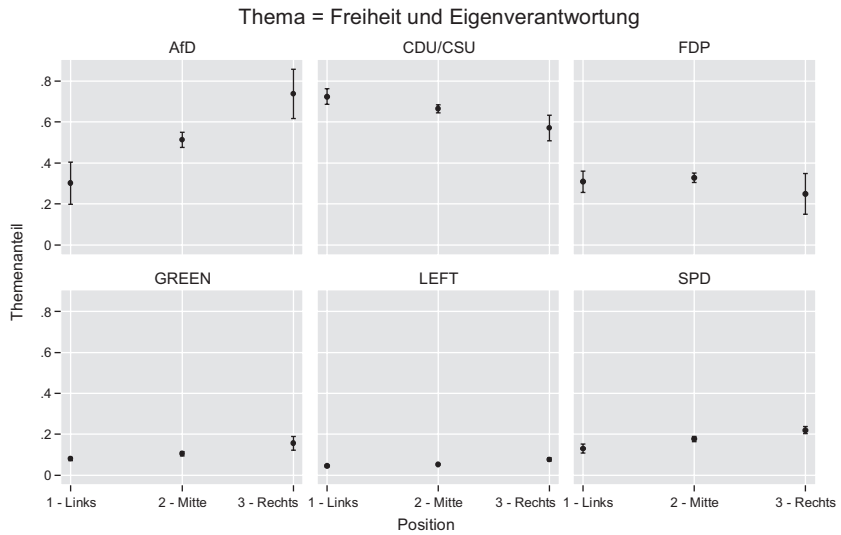


Abb. 7 Geschätzte Themenanteile für Freiheit und Eigenverantwortung. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

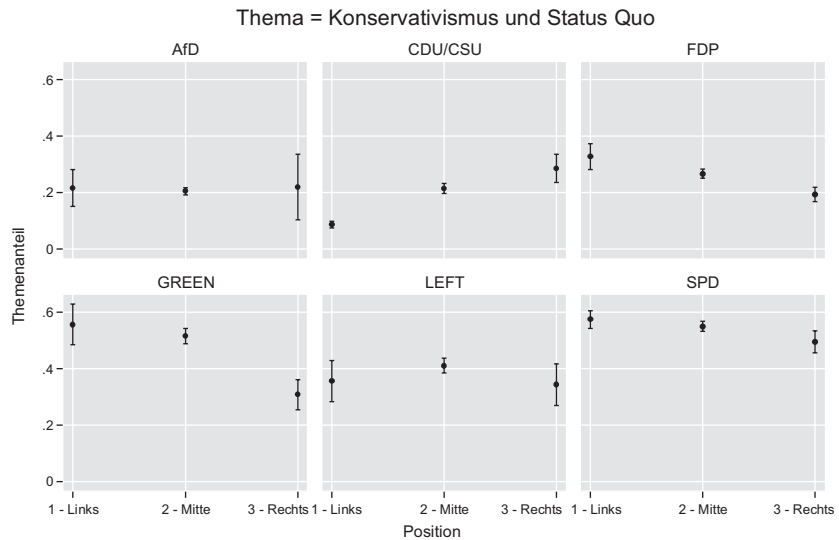


Abb. 8 Geschätzte Themenanteile für Konservativismus und Status Quo. (Quelle: Rattinger et al. 2014)



Abb. 9 Geschätzte Themenanteile für Rassismus und Intoleranz. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

AIV.2 Ergebnisse für „Z-Standardisierung“

Siehe Abb. 10, 11 und 12.

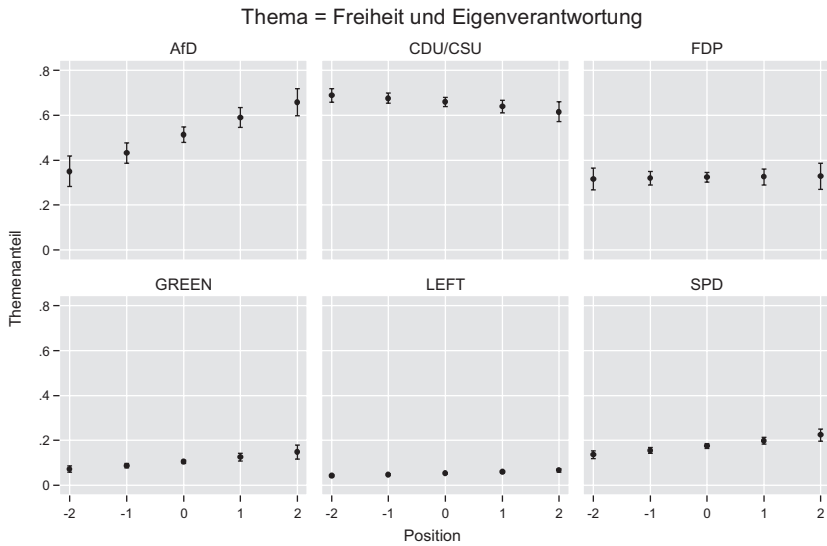


Abb. 10 Geschätzte Themenanteile für Freiheit und Eigenverantwortung. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

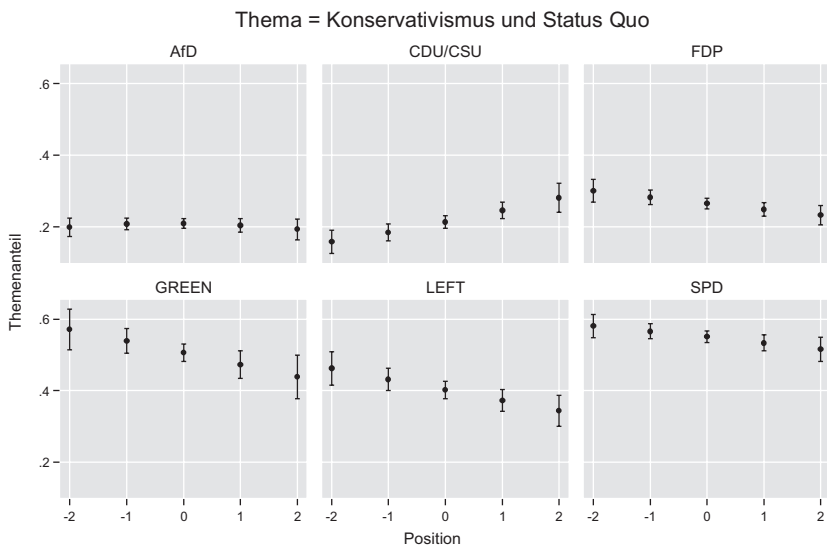


Abb. 11 Geschätzte Themenanteile für Konservativismus und Status Quo. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

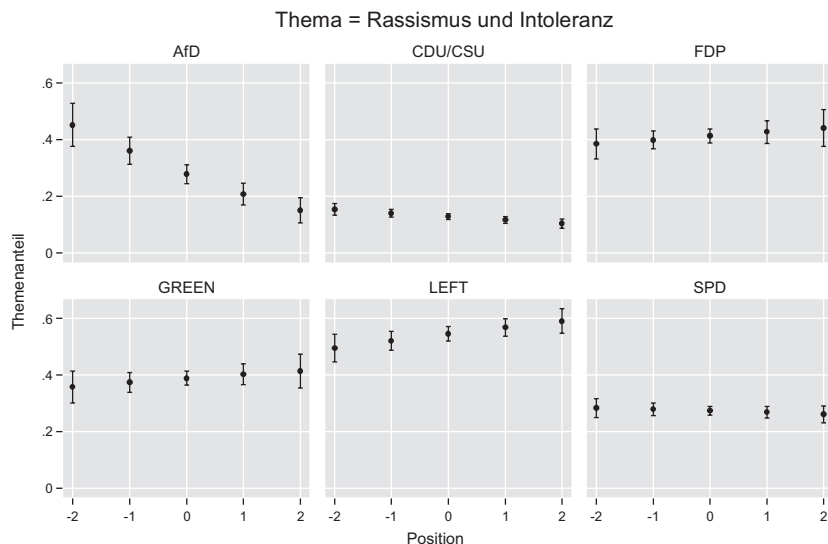


Abb. 12 Geschätzte Themenanteile für Rassismus und Intoleranz. (Quelle: Rattinger et al. 2014)

Literatur

- Bakker, R., de Vries, C., Edwards, E., Hooghe, L., Jolly, S., Marks, G., Polk, J., Rovny, J., Steenbergen, M., & Vachudova, M. A. (2015). Measuring party positions in Europe. The Chapel Hill expert survey trend file, 1999–2010. *Party Politics*, 21, 143–152.
- Bauer, P., Barbera, P., Ackermann, K., & Venetz, A. (2017). Is the left-right scale a valid measure of ideology? Individual-level variation in associations with “left” and “right” and left-right self-placement. *Political Behavior*, 39, 553–583.
- Ben-Nun, P. (2008). Respondent fatigue. In P. Lavrakas (Hrsg.), *Encyclopedia of survey research methods* (Bd. 1 & 2, S. 742–743). Thousand Oaks: Sage.
- Blei, D. M. (2012). Probabilistic topic models. *Communications of the ACM*, 55, 77–84.
- Blei, D. M., Ng, A. Y., & Jordan, M. I. (2003). Latent Dirichlet allocation. *Journal of Machine Learning Research*, 3, 993–1022.
- Bobbio, N. (1994). *Rechts und Links: Gründe und Bedeutungen einer politischen Unterscheidung*. Berlin: Wagenbach.
- Bräuninger, T., & Debus, M. (2012). *Parteienwettbewerb in den deutschen Bundesländern*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Buis, M. L. (2010). *FMLOGIT: Stata module fitting a fractional multinomial logit model by quasi maximum likelihood*. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:boc:bocode:s456976>. Zugriffen: 18. Dez. 2018.

- Converse, P. E. (1964). The nature of belief systems in mass publics. In D. E. Apter (Hrsg.), *Ideology and discontent* (S. 206–261). New York: Free Press.
- Dolezal, M., Eder, N., Kritzing, S., & Zeglovits, E. (2013). The structure of issue attitudes revisited: A dimensional analysis of Austrian voters and party elites. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 23, 423–443.
- Downs, A. (1957). *An economic theory of democracy*. New York: Harper & Row.
- Eccleshall, R. (2003). Conservatism. In R. Eccleshall, A. Finlayson, V. Geoghegan, M. Kenny, M. Lloyd, I. MacKenzie, & R. Wilford (Hrsg.), *Political ideologies: An introduction* (S. 47–72). London: Routledge.
- Eccleshall, R., Finlayson, A., Geoghegan, V., Kenny, M., Lloyd, M., MacKenzie, I., & Wilford, R. (Hrsg.). (2003). *Political ideologies: An introduction*. London: Routledge.
- Evans, G., Heath, A., & Lalljee, M. (1996). Measuring left-right and libertarian-authoritarian values in the British electorate. *British Journal of Sociology*, 47, 93–112.
- Feldman, S., & Johnston, C. (2014). Understanding the determinants of political ideology: Implications and structural complexity. *Political Psychology*, 35, 337–358.
- Franzmann, S. T. (2014). Die Wahlprogrammatik der AfD in vergleichender Perspektive. *Mitteilungen des Institutes für Internationales Parteienrecht und Parteienforschung*, 20, 115–124.
- Freedon, M. (2003). *Ideology: A very short introduction*. Oxford: Oxford University Press.
- Fuchs, D., & Klingemann, H. D. (1990). The left-right schema. In M. K. Jennings & J. W. van Deth (Hrsg.), *Continuities in political action* (S. 203–234). Berlin: De Gruyter.
- Gauland, A. (20. Oktober 2013). Alternative für Deutschland – Ein Lebensgefühl. Gastkommentar in *Die Welt*. <https://www.welt.de/debatte/kommentare/article121053564/Alternative-fuer-Deutschland-ein-Lebensgefuehl.html>. Zugegriffen: 29. März 2018.
- Grimmer, J., & Stewart, B. M. (2013). Text as data: The promise and pitfalls of automatic content analysis methods for political texts. *Political Analysis*, 21, 267–297.
- Holbrook, A. (2008). Response order effects. In P. Lavrakas (Hrsg.), *Encyclopedia of survey research methods* (Bd. 1 & 2, S. 754–756). Thousand Oaks: Sage.
- Hotelling, H. (1929). Stability in competition. *The Economic Journal*, 39, 41–57.
- Iyengar, S. (1996). Framing responsibility for political issues. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 546, 59–70.
- Jankowski, M., Schneider, S. H., & Tepe, M. (2017). Ideological alternative? Analyzing Alternative für Deutschland candidates' ideal points via black box scaling. *Party Politics*, 23, 704–716.
- Kinder, D., & Kalmoe, N. (2017). *Neither liberal nor conservative. Ideological innocence in the American public*. Chicago: University of Chicago Press.
- Kitschelt, H. (1994). *The transformation of European social democracy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Knutsen, O. (1995). Value orientations, political conflicts and left-right identification: A comparative study. *European Journal of Political Research*, 28, 63–93.
- Knutsen, O. (2002). The left-right dimension in West-European politics: Stable, in transition or increasingly irrelevant? *Central European Political Science Review*, 7, 31–63.
- Kriesi, H., Grande, E., Lachat, R., Dolezal, M., Bornschier, S., & Frey, T. (2008). *West European politics in the age of globalization*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kriesi, H., Grande, E., Dolezal, M., Helbling, M., Höglinger, D., Hutter, S., & Wüest, B. (2012). *Political conflict in Western Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Kuklinski, J., & Peyton, B. (2007). Belief systems and political decision making. In R. J. Dalton & H.-D. Klingemann (Hrsg.), *The Oxford handbook of political behavior* (S. 45–66). Oxford: Oxford University Press.
- Lane, R. E. (1962). *Political ideology: Why the American common man believes what he does*. New York: Free Press.
- Laver, M., & Hunt, B. (1992). *Policy and party competition*. New York: Routledge.
- Lesschaeve, C. (2017). The predictive power of the left-right self-placement scale for the policy positions of voters and parties. *West European Politics*, 40, 357–377.
- Lucas, C., Nielsen, R. A., Roberts, M. E., Stewart, B. M., Storer, A., & Tingley, D. (2015). Computer-assisted text analysis for comparative politics. *Political Analysis*, 23, 254–277.
- Mannheim, K. (1936). *Ideology and utopia*. London: Routledge.
- Mair, P. (2007). Left-right orientations. In R. Dalton & H.-D. Klingemann (Hrsg.), *Oxford handbook of political behavior* (S. 206–222). Oxford: Oxford University Press.
- Mudde, C. (2007). *Populist radical right parties in Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Neundorff, A. (2009). Growing up on different sides of the wall – A quasi-experimental test: Applying the left-right dimension to the German mass public. *German Politics*, 18, 201–225.
- Norris, P., & Lovenduski, J. (1995). *Political recruitment: Gender, race and class in the British Parliament*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Otjes, S. (2016). What's right about the left-right dimension? The causes and consequences of voter inconsistency on economic issues in Germany. *German Politics*, 25, 581–603.
- Paolino, P. (2001). Maximum likelihood estimation of models with beta-distributed dependent variables. *Political Analysis*, 9, 325–346.
- Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401 (K) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 619–632.
- Pomper, G. (1972). From confusion to clarity: Issues and American voters, 1956–1968. *American Political Science Review*, 66, 415–428.
- Rattinger, H., Roßteutscher, S., Schmitt-Beck, R., Weßels, B., Wolf, C., Wagner, A., & Giebler, H. (2014). *Kandidatenstudie 2013, Befragung, Wahlergebnisse und Strukturdaten (GLES)*. ZA5716 Datenfile Version 3.0.0. Köln: GESIS Datenarchiv. <https://doi.org/10.4232/1.12043>.
- Roberts, M. (2016). Introduction to the virtual issue: Recent innovations in text analysis for social science. *Political Analysis*, 24, 1–5. <https://doi.org/10.1017/s1047198700014418>.
- Roberts, M. E., Stewart, B. M., Tingley, D., Lucas, C., Jetson, L.-L., Kushner Gadarian, S., Albertson, B., & Rand, D. G. (2014). Structural topic models for open-ended survey responses. *American Journal of Political Science*, 58, 1064–1082.
- Roßteutscher, S., Schmitt-Beck, R., Schoen, H., Weßels, B., Wolf, C., Giebler, H., Melcher, R., Wagner, A. (2018). *Candidate Campaign Survey (GLES 2017)*. GESIS Data Archive, Cologne. ZA6814 Data file Version 3.0.0. <https://doi.org/10.4232/1.13089>
- Sani, G., & Sartori, G. (1983). Polarization, fragmentation and competition in Western Democracies. In H. Daalder & P. Mair (Hrsg.), *West European party systems* (S. 307–340). Beverly Hills: Sage.

- Sartori, G. (1969). Politics, ideology, and belief systems. *American Political Science Review*, 63, 398–411.
- Sigelman, L., & Yough, S. N. (1978). Left-right polarization in national party systems. A cross-national analysis. *Comparative Political Studies*, 11, 355–379.
- Slapin, J. B., & Proksch, S. (2008). A scaling model for estimating time-series party positions from texts. *American Journal of Political Science*, 52, 705–722.
- Tomz, M., Tucker, J., & Wittenberg, J. (2002). An easy and accurate regression model for multiparty electoral data. *Political Analysis*, 10, 66–83.
- Trüdinger, E. M., & Bollow, U. (2011). Andere Zeiten, andere Inhalte. Bedeutungsgehalt und Bedeutungswandel der politischen Richtungsbegriffe Links und Rechts im inner-deutschen Vergleich. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 42, 398–418.
- Van der Brug, W., & van Spanje, J. (2009). Immigration, Europe and the ‚new‘ cultural dimension. *European Journal of Political Research*, 48, 309–334.
- Van der Eijk, C., Schmitt, H., & Binder, T. (2005). Left-right orientations and party choice. In J.-J. A. Thomassen (Hrsg.), *The European voter: A comparative study of modern democracies* (S. 167–191). Oxford: Oxford University Press.
- Wilkerson, J., & Casas, A. (2017). Large-scale computerized text analysis in political science: Opportunities and challenges. *Annual Review of Political Science*, 20, 529–544.
- Zaller, J. (1992). *The nature and origins of mass opinion*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348–368.

Links-autoritäre Bürger bei der Bundestagswahl 2013: Sozialstrukturelle Determinanten und Konsequenzen einer Angebotslücke für Wahlbeteiligung und Regimeunterstützung

Nils D. Steiner und Sven Hillen

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag untersucht die Gruppe der „links-autoritär“ eingestellten Bürger, die ökonomisch linke mit soziokulturell autoritären Sachfragenpositionen kombinieren. Da keine der relevanten deutschen Parteien eine solche Positionierung aufweist, sind links-autoritäre Bürger von einer Angebotslücke betroffen. Vor diesem Hintergrund fragen wir, erstens, nach der sozialstrukturellen Zusammensetzung der Links-Autoritären, und, zweitens, nach den Konsequenzen der links-autoritären Angebotslücke für die Wahlbeteiligung und politische Unterstützung dieser Gruppe. Unsere empirischen Analysen basieren auf dem Nachwahlquerschnitt der GLES zur Bundestagswahl 2013. Erstens zeigt sich, dass links-autoritäre Policy-Positionen verstärkt unter Angehörigen unterer sozialer Schichten und bei älteren, in der DDR sozialisierten Individuen zu finden sind. Zweitens zeigen sich die erwarteten Folgen der links-autoritären Angebotslücke: Links-Autoritäre sind mit dem Parteiangebot weniger zufrieden, sie haben sich mit geringerer Wahrscheinlichkeit an der Bundestagswahl 2013 beteiligt und sind unzufriedener mit dem Funktionieren

N. D. Steiner (✉) · S. Hillen

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Mainz, Deutschland

E-Mail: steiner@politik.uni-mainz.de

S. Hillen

E-Mail: hillen@politik.uni-mainz.de

der Demokratie im Allgemeinen. Diese Befunde haben bedeutsame Implikationen für das Wählerpotenzial einer Partei, die links-autoritäre Positionen mit populistischen Protestbotschaften verbindet.

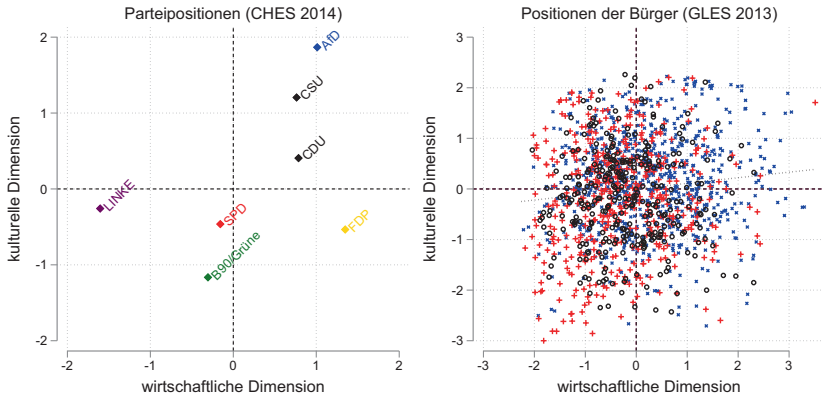
Schlüsselwörter

Links-Autoritäre · Politikraum · Angebotslücke · Sozialstruktur · Sozialisation · Wahlbeteiligung · Politische Unterstützung · Demokratiezufriedenheit

1 Einleitung¹

Sozialstrukturelle Theorien des Wählerverhaltens betonen, dass sich soziale Gruppen in ihren Wertvorstellungen und Sachfragenorientierungen unterscheiden und unter anderem auf dieser Basis zu unterschiedlichen Wahlentscheidungen gelangen (Schoen 2014). Wird die Nachfrage nach bestimmten politischen Angeboten von Parteien nur unzureichend erfüllt, können sich darüber hinaus Implikationen für die Wahlbeteiligung und die politische Unterstützung ergeben: Gruppen, deren typische Policy-Präferenzen nicht repräsentiert werden, beteiligen sich vermutlich weniger an Wahlen und unterstützen das politische System in geringerem Maße. Solche „Angebotslücken“ oder „Repräsentationsdefizite“ können insbesondere dann entstehen, wenn der politische Wettbewerb sich nur unzureichend mit einer Konfliktdimension beschreiben lässt. In den westeuropäischen Demokratien ist dies aktuell der Fall. Die politischen Einstellungen der Bürger wie auch die Positionen der politischen Parteien westeuropäischer Länder lassen sich sinnvoll nur mithilfe zweier separater Dimensionen strukturieren (Achterberg und Houtman 2009; Bornschie 2010; Kriesi et al. 2008): Erstens einer wirtschaftspolitischen Konfliktlinie über den Umfang staatlicher Eingriffe in den ökonomischen Prozess. Dieser Konflikt unterscheidet zwischen einer „linken“ Position, die einen starken Interventionsstaat befürwortet und einer staatskritischen, marktfreundlichen „rechten“ Position. Die zweite Konfliktlinie betrifft soziokulturelle Einstellungen zu individuellen Freiheiten und kultureller Diversität. Sie wird zwischen einer

¹Wir bedanken uns bei Carl Berning, Marlene Mauk, Edeltraud Roller, den zwei anonymen Gutachtern, dem Herausgeber Markus Steinbrecher sowie den Teilnehmern der Jahrestagung 2017 des Arbeitskreises Wahlen und politische Einstellungen der DVPW in Frankfurt für die vielen hilfreichen Kommentare. Theresa Bernemann danken wir für zuverlässige Forschungsassistenten. Beide Autoren haben zu gleichen Teilen zu dem Artikel beigetragen. Der Code zur Reproduktion aller im Aufsatz berichteten Befunde im Statistikprogramm Stata ist auf der Webseite von Nils Steiner erhältlich (<https://www.nilssteiner.com/>).



Anmerkungen: Links sind Parteipositionen auf Basis der Daten der Chapel Hill Expert Survey 2014 dargestellt. Kleinere Parteien sind von der Darstellung ausgeschlossen. Rechts sind die Positionen von Bürgern auf Basis des GLES-Nachwahlquerschnitts zur Bundestagswahl 2013 abgetragen. Die Dimensionen basieren hier auf der Lösung einer Faktorenanalyse (s. u.). Die Befragten sind je nach Selbsteinstufung auf der Links-Rechts-Skala mit unterschiedlichen Markern dargestellt: rechts: „X“, links: „+“, Mitte: „o“.

Abb. 1 Parteien und Bürger im zweidimensionalen Politikraum. (Quelle: Chapel Hill Expert Survey 2014, GLES-Nachwahlquerschnitt 2013 (ZA 5702))

multikulturalistischen, kosmopolitischen und gesellschaftlich liberalen Position, die wir zusammenfassend als „libertär“ bezeichnen, und einer nativistischen, nationalistischen und gesellschaftlich konservativen Position, die wir „autoritär“ nennen, aufgespannt.

In Abb. 1 wenden wir dieses zweidimensionale Modell auf die Bürger und Parteien Deutschlands an. Die Einordnung der Parteien (linke Seite) basiert auf der Chapel Hill Expert Survey 2014 (Bakker et al. 2015). Die Positionen der Parteien wurden über Summenindizes einzelner Sachfragenitems berechnet, die – theoretisch und faktorenanalytisch (Hillen und Steiner *im Erscheinen*) – jeweils den beschriebenen Dimensionen zugeordnet werden können.² Die Einordnung der Bürger (rechte Seite) basiert auf den Antworten der Teilnehmer der Nachwahlbefragung der German Longitudinal Election Study (GLES) zur Bundestagswahl

²Grundlegend für die Position auf der wirtschaftlichen Dimension sind die Items „redistribution“, „deregulation“, „spending vs. taxation“ und „left-right economic“. Die kulturelle Dimension beinhaltet die Items „multiculturalism“, „immigration policy“, „religious principles“, „social lifestyle“, „civil liberties vs. law & order“ und „GAL/TAN“ (GAL/TAN steht für einen Konflikt zwischen grünen/alternativen/libertären und traditionalistischen/autoritären/nationalistischen Positionen, s. Hooghe et al. 2002).

2013 (Rattinger et al. 2014) zu drei wirtschaftlichen und drei kulturellen Fragen, mit denen wir eine Faktorenanalyse durchgeführt haben (s. Abschn. 3). Die wirtschaftliche Dimension umfasst Fragen zu Staatseingriffen in die Wirtschaft, zur Umverteilung und zur Höhe von Steuern und sozialstaatlichen Leistungen. Die kulturelle Dimension lädt auf Fragen zur kulturellen Anpassung von Migranten, zur Zuwanderung und zu europäischen Finanzhilfen. Auf der Angebotsseite sowie auf der Nachfrageseite stehen höhere Werte auf der x-Achse für ökonomisch rechtere Positionen, höhere Werte auf der y-Achse für autoritärere Positionen.

Abb. 1 zeigt, dass im Jahr 2014 keine der relevanten Parteien ein ökonomisch linkes Profil mit einer soziokulturell autoritären Agenda kombiniert und damit den Quadranten links oben besetzt. Dieser „links-autoritäre“ Quadrant bleibt auf der Angebotsseite leer. Auf der Nachfrageseite sind jedoch in allen vier Quadranten Bürger anzutreffen. Insbesondere befindet sich ein nicht unerheblicher Teil der Bürger – und zwar zu ähnlichen Anteilen solche, die sich selbst auf der linken (rotes „+“), und solche, die sich auf der rechten Seite (blaues „x“) der eindimensionalen Links-rechts-Skala einordnen – im auf der Angebotsseite leeren links-autoritären Quadranten. Aus dem Abgleich von Angebots- und Nachfrageseite ergibt sich die Diagnose einer links-autoritären Angebotslücke. Unser Beitrag befasst sich mit diesem links-autoritären Repräsentationsdefizit und möchte zwei damit verbundene Fragenkomplexe beantworten:

1. Wen trifft die links-autoritäre Angebotslücke in Deutschland? Welche sozialen Gruppen befinden sich vermehrt im links-autoritären Quadranten? Inwiefern trifft insbesondere die bereits von Lipset (1959) formulierte Hypothese zu, dass Angehörige unterer sozialer Schichten zu links-autoritären Positionen neigen? Und gibt es vor dem Hintergrund unterschiedlicher Sozialisationserfahrungen Unterschiede zwischen den alten und neuen Bundesländern?
2. Was sind die Folgen der links-autoritären Angebotslücke? Sind Links-Autoritäre unzufriedener mit dem Parteiangebot? Neigen sie zu einer geringeren Wahlbeteiligung und sind sie unzufriedener mit dem Funktionieren der Demokratie im Allgemeinen?

Der erste Teil unserer empirischen Analyse testet folglich den Einfluss einer Reihe sozialstruktureller Merkmale, die üblicherweise zur Erklärung ökonomischer und soziokultureller Präferenzen herangezogen werden und teilweise bereits mit einem links-autoritären Profil in Verbindung gebracht wurden. Mit Blick auf den deutschen Fall im Speziellen schließen wir hiermit zum einen an Vorgängerarbeiten an, die die Positionen gesellschaftlicher Gruppen im zweidimensionalen Politikraum Deutschlands bereits untersucht haben (Dolezal 2008). Zum anderen bauen

wir auf einer breiten Literatur auf, die sich allgemeiner mit dem Zusammenhang von sozialstrukturellen Merkmalen und verschiedenen Sachfragenorientierungen (z. B. Roller 1992; Roßteutscher und Scherer 2013) und, vor allem, Parteipräferenzen (z. B. Arzheimer und Schoen 2007; Debus 2010; Elff und Roßteutscher 2011, 2016; Müller und Klein 2012) in Deutschland auseinandergesetzt hat.

Im zweiten Teil unserer Analyse knüpfen wir an erste international-vergleichende Forschungsarbeiten zu den Folgen links-autoritärer Einstellungen für die *Wahlentscheidung* an und entwickeln diese theoretisch und empirisch weiter. Nicht nur in Deutschland, auch im typischen Politikraum Westeuropas findet sich, mit Ausnahmen in jüngerer Zeit, keine kompetitive Partei, die eine ökonomisch linke mit einer soziokulturell autoritären Position verbindet (Hillen und Steiner [im Erscheinen](#); Lefkofridi et al. 2014; van der Brug und van Spanje 2009). Lefkofridi et al. (2014) fragen vor diesem Hintergrund, wie links-autoritär eingestellte Bürger trotzdem zu einer Wahlentscheidung gelangen. Die genannten Autoren zeigen, dass die Wahlentscheidung links-autoritärer West-Europäer davon abhängt, welcher der beiden Dimensionen des Politikraums sie mehr Bedeutung beimessen. Wir argumentieren, dass die unerfüllte Nachfrage nach einem links-autoritären Politikprogramm nicht allein die Wahlentscheidung der betroffenen Individuen erschwert und deswegen erklärungsbedürftig macht. Die links-autoritäre Angebotslücke sollte bereits ihre Zufriedenheit mit dem Parteiangebot sowie ihre Bereitschaft, an Parlamentswahlen teilzunehmen, mindern. Zusätzlich steht zu vermuten, dass Links-Autoritäre mit dem Funktionieren der Demokratie unzufriedener sind.

Für beide Analyseschritte verwenden wir Daten der Nachwahlbefragung der GLES 2013, die uns eine umfangreiche Überprüfung dieser Überlegungen ermöglicht. Unseren Ergebnissen zufolge sind Links-Autoritäre verstärkt unter Angehörigen unterer sozialer Schichten, in der Arbeiterklasse und unter älteren, in der DDR sozialisierten Bürgern anzutreffen. Unsere Erwartungen hinsichtlich der Folgen der links-autoritären Angebotslücke finden wir bestätigt: Bürger mit links-autoritären Einstellungen haben mit geringerer Wahrscheinlichkeit an der Bundestagswahl 2013 teilgenommen und sind unzufriedener mit dem Parteiangebot und dem Funktionieren der Demokratie allgemein.

Im Folgenden werden wir zunächst unsere theoretischen Überlegungen zu den sozialstrukturellen Determinanten (Abschn. 2.1) sowie den Folgen links-autoritärer Einstellungen ausführen (Abschn. 2.2). Anschließend gehen wir auf Datengrundlage, Operationalisierung und Analysestrategie ein (Abschn. 3). Der empirische Teil (Abschn. 4) ist zweigeteilt und analysiert das Vorliegen links-autoritärer Policy-Präferenzen zunächst als abhängige Variable (Abschn. 4.1) und im Anschluss deren Auswirkungen (Abschn. 4.2). Ein Fazit diskutiert unsere Befunde und deren Implikationen (Abschn. 5).

2 Forschungsstand und theoretische Überlegungen

Der Theorieteil dieses Beitrags ist in zwei Unterabschnitte unterteilt: Zunächst diskutieren wir Vorgängerliteratur zu den sozialstrukturellen Determinanten links-autoritärer Einstellungen, um Erwartungen zu formulieren, welche sozialen Gruppen zu links-autoritären Einstellungen neigen (Abschn. 2.1). Im Anschluss begründen wir unter Rückgriff auf einschlägige Vorgängerliteratur unsere Erwartungen zu den Folgen links-autoritärer Policy-Präferenzen (Abschn. 2.2).

2.1 Welche sozialstrukturellen Gruppen trifft die links-autoritäre Angebotslücke?

Die Grundannahme unserer Studie ist, dass die zentralen Sachfragen des politischen Wettbewerbs in Westeuropa sich entweder auf einer ökonomischen oder einer soziokulturellen Dimension einordnen lassen. Diese Annahme eines zweidimensionalen Politikraums teilen wir mit einem großen Teil der aktuellen Forschung (z. B. Achterberg und Houtman 2009; Bornschier 2010; Kriesi et al. 2008). Demnach können Parteien und Wähler entsprechend ihrer Haltungen zu Sachfragen auf diesen beiden Dimensionen positioniert werden. Die ökonomische Dimension kontrastiert dabei linke Positionen der Befürwortung von Umverteilung des Wohlstands, staatlicher Absicherung und Marktregulierung mit rechten marktfreundlichen sowie umverteilungs- und regulierungskritischen Positionen. Die soziokulturelle Dimension trennt liberale Einstellungen gegenüber kultureller, religiöser und ethnischer Vielfalt von autoritären Positionen, welche diese Diversität ablehnen und stattdessen traditionelle Werte und Institutionen sowie Nativismus propagieren. Diese zweite Dimension integriert, neben Konflikten um traditionelle Werte (wie etwa zu Fragen der Abtreibung oder des Umgangs mit Homosexualität), damit auch einen Konflikt um Fragen der Globalisierung und trennt Befürworter und Gegner der Zuwanderung und der internationalen politischen Integration, insbesondere der Europäischen Integration (Kriesi et al. 2008). Wir bezeichnen die Pole dieser kulturellen Dimension zusammenfassend als „libertär“ und „autoritär“ und folgen damit Herbert Kitschelt (1994) und der für uns zentralen Vorgängerliteratur (Lefkofridi et al. 2014) – wohlwissend, dass man auch von der Bündelung „traditioneller“, „autoritärer“ und „nationalistischer“

(Hooghe et al. 2002) Positionen sprechen könnte, um den einzelnen Bestandteilen dieser Dimension genauer Rechnung zu tragen.³

Bereits in der Einleitung haben wir, ausgehend von dieser Konzeption des politischen Raumes, eine Angebotslücke aufgezeigt: Bürger mit linken Positionen auf der ökonomischen Dimension und autoritären Einstellungen bezüglich soziokultureller Fragen – im Folgenden: „Links-Autoritäre“ – standen bei der Bundestagswahl 2013 vor dem Problem, dass keine der kompetitiven Parteien ihre Einstellungskombination repräsentierte. Wir interessieren uns im ersten Schritt dafür, welche sozialstrukturellen Gruppen von dieser Angebotslücke betroffen sind, welche Gruppen also zu einem links-autoritären Einstellungsprofil neigen. Diese Frage ist aus normativer und empirisch-analytischer Perspektive relevant. Aus normativer Sicht erscheint ein Repräsentationsdefizit insbesondere dann problematisch im Sinne einer verzerrten Repräsentation, wenn es überproportional bestimmte sozialstrukturelle Gruppen trifft. Aus empirisch-analytischer Sicht kann mit der Beantwortung der Fragestellung geklärt werden, ob mit einem links-autoritären Politikangebot bestimmte sozialstrukturelle Gruppen konzentriert angesprochen werden könnten. Somit erfahren wir etwas über die nachfrageseitigen Potenziale möglicher Veränderungen des Parteiensystems.

Die folgenden sozialstrukturellen Merkmale erscheinen uns auf Basis der Vorgängerliteratur von Relevanz für die Erklärung links-autoritärer Sachfragenorientierungen zu sein: 1) Die Klassenzugehörigkeit, insbesondere die zur Arbeiterklasse, 2) ein niedriges Einkommen, 3) ein niedriges formales Bildungsniveau sowie, speziell mit Blick auf den deutschen Fall, 4) eine Sozialisation in der DDR. Es handelt sich jeweils um Merkmale, die sowohl mit wirtschaftlich linken als auch mit kulturell autoritären Positionen und daher insgesamt mit links-autoritären Positionen verbunden sein sollten. Wir diskutieren diese Merkmale im Folgenden nacheinander.

Bereits Mitte des vergangenen Jahrhunderts hat Lipset (1959) für die *Arbeiterklasse* eine Tendenz zum soziokulturellen Autoritarismus ausgemacht. Die typische soziale Situation der Arbeiterklasse würde eine soziokulturell autoritäre Haltung begünstigen. Wichtige Elemente seien dabei die geringe formale Bildung der betreffenden Individuen und die ökonomische Unsicherheit, der sie ausgesetzt sind, sowie ihr isoliertes Arbeitsumfeld, ihre geringe Partizipation in

³Diese Nutzung des Begriffs „autoritär“ zur Kennzeichnung von Einstellungen zu politischen Sachfragen ist von einer Nutzung des Begriffs „Autoritarismus“ zu unterscheiden, die in der Tradition von Adorno et al. (1950) auf Persönlichkeitsmerkmale abstellt – wenn gleich von einer Korrelation zwischen beiden Konstrukten auszugehen ist.

(politischen) Organisationen und ihre geringe politische Informiertheit (Lipset 1959, S. 489–490).⁴ Aufgrund ihrer ökonomischen Interessenlage ist gleichzeitig von wirtschaftspolitisch linken Positionen der Arbeiter auszugehen (s. auch unten). Wir testen vor diesem Hintergrund, ob die Zugehörigkeit zu bestimmten, über den Beruf gebildeten sozialen Klassen links-autoritäre Einstellungen fördert und erwarten, links-autoritäre Einstellungen verstärkt bei Arbeitern zu finden.

Einige der Elemente, die nach Lipset die typische soziale Situation der Arbeiterklasse ausmachen, können allerdings auch isoliert als Determinanten der links-autoritären Einstellungskombination auftreten. In der politischen Ökonomie ist die Betrachtung ökonomischer Forderungen der Individuen als Funktion klassenbezogener Faktoren, insbesondere des *Einkommens*, weit verbreitet. Im Meltzer-Richard-Modell (1981) stehen, ausgehend von einer Logik des ökonomischen Eigeninteresses, das Einkommen und die Unterstützung von Umverteilung in einem negativen Zusammenhang. Diese Beziehung wurde wiederholt empirisch bestätigt (Cusack et al. 2006; Rehm 2009) und auch in Bezug auf weitere, verwandte wirtschaftspolitische Einstellungen nachgewiesen (Jensen 2014; Rehm 2011; Svallfors 1991). Personen mit geringerem Einkommen nehmen demnach mit höherer Wahrscheinlichkeit ökonomisch linke Positionen ein. Gleichzeitig könnte das Einkommen auch mit kulturell autoritären Positionen zusammenhängen. Insbesondere in Bezug auf Fragen der Migration, die einen wichtigen Teil der soziokulturellen Dimension bilden, wird davon ausgegangen, dass Einkommensschwache Zuwanderung eher als eine Bedrohung wahrnehmen und begrenzen wollen (Kitschelt 1995; Malhotra et al. 2013; Scheepers et al. 2002). Dabei wird oft über das wirtschaftliche Eigeninteresse argumentiert und die Skepsis gegenüber Migration als Konsequenz eines Wettbewerbs um begrenzte Ressourcen gesehen (s. aber kritisch: Hainmueller und Hopkins 2014, S. 228–229). Insofern Migranten in Konkurrenz zu den materiell schlechter ausgestatteten Individuen des Aufnahmelandes treten, würden einkommensschwache Personen befürchten, Ressourcen zu verlieren, und Migration deshalb ablehnen. Einkommensstarke beteiligen sich dagegen nicht an den potenziellen Auseinandersetzungen um gering bezahlte Beschäftigung, günstige Wohnungen oder staatliche Unterstützungsleistungen. Zusammengenommen sollten Individuen mit geringerem Einkommen stärker dem links-autoritären Einstellungsmuster zuneigen.

⁴Für neuere Arbeiten, die verschiedene Klassen hinsichtlich ihrer ökonomischen und soziokulturellen Präferenzen unterscheiden, s. z. B. Kitschelt und Rehm (2014) und Oesch (2006, 2013).

Eine Reihe von Studien hebt ferner die wichtige Rolle der *Bildung* als Determinante soziokultureller Einstellungen hervor. Gruppen mit hoher Bildung tendieren dabei zum libertären, Gruppen mit niedriger Bildung zum autoritären Pol (Stubager 2008; van de Werfhorst und de Graaf 2004). Verschiedene, aber kompatible Faktoren können zur Erklärung des Zusammenhangs zwischen der Bildung und dieser Einstellungsdimension angeführt werden. Erstens fördere Bildung die psychologische Sicherheit, durch die Individuen besser in der Lage seien, Abweichungen von ihrem eigenen Lebensstil zu handhaben. Zweitens würden Bildungseinrichtungen libertäre Einstellungen vermitteln und deren Besucher diese internalisieren. Drittens steigere die Bildung das Wissen der Individuen über die Vielfalt der menschlichen Spezies und befähige sie dadurch, tolerant damit umzugehen (Stubager 2008, S. 329–330).⁵ Das Bildungsniveau ist zudem positiv mit dem Einkommen und der Sicherheit am Arbeitsmarkt korreliert. Daher sollte, *ceteris paribus*, mit sinkender Bildung die individuelle Nachfrage nach Umverteilung (Rehm 2009, S. 866–871) und sozialer Absicherung (Rehm 2011) steigen. Infolgedessen können Unterschiede zwischen Bildungsgruppen auf beiden Dimensionen des politischen Wettbewerbs bestehen. Wir erwarten folglich, dass Individuen mit einem niedrigen Bildungsniveau mit einer höheren Wahrscheinlichkeit ökonomisch linke mit soziokulturell autoritären Einstellungen kombinieren.

Schließlich muss ein potenzieller regionaler Unterschied innerhalb Deutschlands in Erwägung gezogen werden, der von einer *Sozialisation in der DDR* ausgehen könnte. Kurz nach der Wiedervereinigung durchgeführte Umfragen haben Unterschiede zwischen den Einstellungen der Bürger der ehemaligen DDR und denen Westdeutschlands zu politischen Sachfragen gezeigt – insbesondere hinsichtlich der wirtschaftspolitischen und sozialstaatlichen Präferenzen. Die Ostdeutschen unterstützen eine sozialstaatliche Aktivität bei der Absicherung gegen soziale Risiken und dem Abbau von Einkommensunterschieden sowie staatliche Intervention in den Arbeitsmarkt stärker als die Westdeutschen (Roller 1994, 1997). Es wurden aber auch Issues, die auf die soziokulturelle Dimension fallen, in Ost- und Westdeutschland unterschiedlich bewertet. Zum Beispiel haben Einwohner Ostdeutschlands Aussagen, die eine Diskriminierung von Ausländern implizieren, eher zugestimmt (Heyder und Schmidt 2003; Winkler 2000). Diese

⁵Der im vorherigen Absatz skizzierten wettbewerbstheoretischen Logik folgend sind daneben Allokationseffekte der Bildung zu erwarten, die eine weitere potenzielle Erklärung des Effekts des Bildungsniveaus auf die individuelle Positionierung auf der soziokulturellen Dimension liefern (Stubager 2008, S. 333–334): Weil Höhergebildete weniger mit Migranten im Wettbewerb stehen, sollten sie Migration weniger ablehnen.

Unterschiede werden zumeist auf unterschiedliche Sozialisationserfahrungen in Ost und West zurückgeführt.

Die Präferenz für einen umfassenden und ökonomisch aktiven Sozialstaat wird aus den Erfahrungen mit dem Sozialstaat der DDR abgeleitet, der Verantwortung in nahezu allen Lebensbereichen übernommen hat (Roller 1997, S. 118). Im Anschluss an die Sozialisationstheorie (u. a. Inglehart 1977) kann davon ausgegangen werden, dass die politischen Präferenzen der Bürger, die die Phasen der primären und sekundären Sozialisation in der ehemaligen DDR durchlaufen haben, durch das sozialstaatliche Regime der DDR langfristig geprägt wurden. Aus diesem Blickwinkel sollte eine Angleichung von Ost- an Westdeutschland in erster Linie durch einen Generationenaustausch stattfinden.⁶ Bei im wiedervereinigten Deutschland sozialisierten ostdeutschen Kohorten sollten die besprochenen Unterschiede also nicht mehr zu finden sein; hingegen bei vollumfänglich in der DDR sozialisierten Kohorten nach wie vor auftreten. Ein solches Muster ist für die wirtschaftliche Dimension, insbesondere für Einstellungen zum Sozialstaat, gut empirisch belegt (Alesina und Fuchs-Schündeln 2007; Roller 2016; Svallfors 2010).

Für die kulturelle Sachfragendimension sind uns keine entsprechenden Befunde bekannt. Jedoch kann auch hier sozialisationstheoretisch argumentiert werden: In einem Staat, der vergleichsweise wenig Freiheit gewährt, das Leben der Bürger nicht nur sozial abgesichert, sondern auch weitreichend geregelt und ihre Gefolgschaft gegenüber den Autoritäten vehement durchgesetzt hat, könnte die Bevölkerung zumindest teilweise autoritäre Einstellungen übernommen haben. Auch nach Arzheimer und Klein (2000, S. 380) „sollten sich [in der DDR] links-autoritäre Wertvorstellungen“ herausgebildet haben. Analog zu den sozioökonomischen Einstellungen wäre dann davon auszugehen, dass auch auf der soziokulturellen Dimension Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschen bestehen, die jedoch im Zeitverlauf bzw. bei jüngeren Kohorten abnehmen.

Wir erwarten daher zusammengefasst, dass in Ostdeutschland sozialisierte Individuen, und zwar insbesondere ältere Geburtsjahrgänge, mit einer höheren Wahrscheinlichkeit links-autoritäre Positionen einnehmen als ihre westdeutschen Mitbürger. Technischer ausgedrückt gehen wir von einem Interaktionseffekt zwischen dem Alter einer Person und dem Sozialisationsort Ostdeutschland aus, wonach es nur bei älteren Befragten einen Ost-West-Unterschied geben sollte.

⁶Daneben lassen sich aber auch bei älteren in der DDR sozialisierten Personen Veränderungen der Einstellungen ausmachen, die auf Feedback-Effekte des gewandelten institutionellen Umfelds zurückgeführt werden (Alesina und Fuchs-Schündeln 2007; Roller 2016; Svallfors 2010).

Gleichzeitig sollte es bei im Osten sozialisierten Personen einen Alterseffekt geben, wonach Ältere eher eine links-autoritäre Position einnehmen; in den alten Bundesländern ist ein solcher Alterseffekt hingegen nicht zu erwarten.

2.2 Die Auswirkungen der links-autoritären Angebotslücke

Nachdem wir im vorherigen Abschnitt die Frage diskutiert haben, welche sozialstrukturellen Gruppen zu links-autoritären Einstellungen neigen, entwickeln wir in diesem Abschnitt Erwartungen zu den Folgen der links-autoritären Angebotslücke. Wir knüpfen hiermit an erste international-vergleichende Forschungsarbeiten zu den Konsequenzen links-autoritärer Einstellungen an, die sich mit der Frage beschäftigen haben, wen die Links-Autoritären angesichts der links-autoritären Angebotslücke wählen. Wir weiten diese Überlegungen auf die Wahlbeteiligung und politische Unterstützung aus. Indem wir Folgen für die Zufriedenheit mit dem Parteiangebot, die Wahlbeteiligung und die Demokratiezufriedenheit thematisieren, wollen wir miteinander verbundene zu erwartende Auswirkungen der links-autoritären Angebotslücke umfassend betrachten.

Ausgangspunkt der Forschung zur Wahlentscheidung Links-Autoritärer sowie auch unserer Überlegungen ist die oben ausgeführte Konzeption des politischen Raums. Entsprechend ihrer Einstellungskombinationen respektive Politikprogramme besetzen Bürger sowie Parteien bestimmte Positionen innerhalb dieses zweidimensionalen Raums. Orientieren sich die Bürger bei der Stimmabgabe an den Policy-Positionen, entscheiden sie sich für diejenige Partei, die ihre eigene Position am besten repräsentiert, da ihnen aus den Policies dieser Partei der größte zukünftige Nutzen entstehen würde (Downs 1957; Hinich und Munger 1997). Im einfachen Fall treffen Bürger auf eine Angebotsalternative, die nahe an ihrem Idealpunkt ist und deren Ausrichtung ihren Präferenzen auf beiden Dimensionen entspricht. Vor besonderen Entscheidungsschwierigkeiten stehen hingegen Bürger, deren Einstellungskombination von keiner Partei vertreten wird. Sie sollten weniger zufrieden mit dem Politikangebot sein als andere, deren politische Einstellungen durch das Parteiensystem gut repräsentiert werden (Wagner et al. 2014). Bei der Bundestagswahl 2013 waren, wie oben gezeigt, insbesondere Bürger, die auf der ökonomischen Dimension eine linke und auf der soziokulturellen Dimension eine autoritäre Position vertreten, von einer Angebotslücke betroffen. In Folge der Diskrepanz zwischen Nachfrage und Angebot können diese Links-Autoritären nur zwischen Parteien auswählen, die ihre eigene Position auf maximal einer der beiden Dimensionen des Politikraums repräsentieren. Ihre persönlichen Policy-Erwägungen drängen sie deshalb in unterschiedliche politische Richtungen,

beziehungsweise halten sie zur Wahl verschiedener Parteien an. Links-Autoritäre sind mithin „Cross-Pressures“⁷ ausgesetzt (Lefkofridi et al. 2014; s. auch Kurella und Rosset 2017).

Von diesen Prämissen ausgehend untersuchen Lefkofridi et al. (2014) in einer international vergleichenden Studie die Wahlentscheidung links-autoritär eingestellter Wähler. Sie argumentieren, dass Wähler die Distanz auf den beiden Dimensionen nicht notwendigerweise gleichgewichtet in ihre Entscheidungsfindung einfließen lassen. Vielmehr würden sie für diejenige Partei stimmen, die ihnen auf der Dimension am nächsten steht, auf welcher sie das derzeit größte politische Problem der nationalen Gesellschaft sehen. Je nach Salienz der Dimensionen wählen Links-Autoritäre dementsprechend entweder in Übereinstimmung mit ihren ökonomischen Präferenzen eine links-libertäre oder in Übereinstimmung mit ihren soziokulturellen Präferenzen eine rechts-autoritäre Partei. Mit einem ähnlichen Argument untersucht Spies (2013) die elektorale Umorientierung der Arbeiterklasse von linken zu radikal rechten Parteien. Veränderungen auf der Angebotsseite gäben hierfür den Ausschlag: Auf der ökonomischen Dimension habe die Polarisierung zwischen den Parteien nachgelassen, während gleichzeitig die relative Salienz der soziokulturellen Dimension gegenüber der ökonomischen Dimension zugenommen habe. Diese Veränderungen veranlassten Wähler der Arbeiterklasse, ihre Wahlentscheidung entsprechend ihrer soziokulturell autoritären Präferenzen zugunsten radikaler rechter Parteien zu treffen – anstatt gemäß ihrer ökonomisch linken Einstellungen für eine linke Partei zu stimmen.

Diese Studien thematisieren wie links-autoritär eingestellte Bürger vor dem Hintergrund der Angebotslücke und der resultierenden Cross-Pressures zu einer *Wahlentscheidung* gelangen (s. auch Steiner und Hillen 2018). Die Entscheidung, für wen eine Stimme abgegeben wird, stellt aus unserer Sicht allerdings bereits den zweiten Analyseschritt dar. Wir sehen eine Reihe unmittelbarer Implikationen. Zunächst sollte aus der Schwierigkeit, eine geeignete Wahlalternative zu

⁷Wir folgen der für uns zentralen Vorgängerliteratur (insbesondere Lefkofridi et al. 2014), indem wir das Vorliegen von Sachfragenorientierungen, die konträre Einflüsse auf die Wahlentscheidung ausüben, mit dem Begriff „Cross-Pressures“ bezeichnen. Solche „issue cross-pressures“ sind eine Form von „attitudinal cross-pressures“ (Campbell et al. 1960, S. 81), d. h. Orientierungen gegenüber Parteien, Kandidaten und/oder Sachfragen mit gegenläufigen Auswirkungen auf das Wahlverhalten. Daneben wird mit dem Begriff „Cross-Pressures“ auch der Sachverhalt bezeichnet, dass Individuen zu gesellschaftlichen Gruppen oder Netzwerken mit widersprüchlichen politischen Ausrichtungen gehören und somit konträren *sozialen* Einflüssen auf ihre Wahlentscheidung ausgesetzt sind (Berelson et al. 1954; Mutz 2002).

identifizieren, eine geringere Zufriedenheit mit dem parteipolitischen Angebot bei Links-Autoritären resultieren. Auch ist es nicht zwingend, dass Links-Autoritäre überhaupt zur Wahl gehen. Zwei miteinander verbundene Mechanismen lassen vermuten, dass sich Links-Autoritäre weniger an Wahlen beteiligen: die erwähnten Cross-Pressures sowie das Entfremungsmotiv. Wir halten es, zum einen, für plausibel, dass einige links-autoritäre Bürger den Entscheidungsprozess angesichts der Cross-Pressures bereits zugunsten der Nichtwahl beenden, sobald sie registrieren, dass keine Partei ihre Positionen auf *beiden* Dimensionen des Politikraums repräsentiert. Sie weichen damit der Frage aus, auf welche inhaltlichen Positionen sie zu verzichten bereit sind und vermeiden somit kognitive Dissonanzen. Zum anderen ist bei ihnen eine Stimmenthaltung aufgrund des sogenannten Entfremungsmotivs („alienation“) wahrscheinlicher, das auftritt, wenn die Distanz zwischen dem Idealpunkt eines Wählers und der Position der nächstgelegenen Partei zu groß ist, um die Kosten des Wahlakts noch zu rechtfertigen. Eine Vielzahl empirischer Studien zeigt den negativen Effekt der Entfremdung: Je größer die Distanz eines Individuums zur räumlich nächstgelegenen Partei ist, desto unwahrscheinlicher ist dessen Wahlteilnahme (z. B. Adams et al. 2006; Steinbrecher 2014; Wuttke 2017). Angesichts des Mangels eines links-autoritären Politikangebots ist die durchschnittliche Distanz der im links-autoritären Quadranten des Politikraums positionierten Wähler zur nächstgelegenen Partei größer als die der Bürger in einem der anderen drei Quadranten. Diese kollektive Eigenschaft sollte in einer insgesamt niedrigeren Wahlbeteiligung der links-autoritär eingestellten Bürger resultieren. Wir gehen davon aus, dass aufgrund dieser zwei Mechanismen, 1) die Zufriedenheit mit dem parteipolitischen Angebot bei der Bundestagswahl 2013 unter Links-Autoritären geringer war und sie 2) mit geringerer Wahrscheinlichkeit an der Wahl teilgenommen haben.

Darüber hinaus vermuten wir, dass mit der gesteigerten Unzufriedenheit mit dem Parteiangebot und der geringeren Beteiligungsneigung 3) auch eine geringere Zufriedenheit mit dem Funktionieren der Demokratie im Allgemeinen einhergeht. So geben diverse Studien zur politischen Repräsentation Hinweise darauf, dass die individuelle Zufriedenheit von Bürgern mit dem Funktionieren der Demokratie größer ist, wenn ihre Policy-Positionen mit denen von politischen Eliten übereinstimmen. Implizit offenbart sich dieser Zusammenhang zunächst darin, dass Wähler, deren präferierte Parteien im politischen Wettbewerb Erfolg haben, zufriedener sind (Blais et al. 2017). Der wichtigste Ausdruck des Erfolgs ist dabei die Regierungsbeteiligung der gewählten Partei (Singh et al. 2012). Der positive Effekt der Policy-Kongruenz lässt sich zusätzlich im direkten Vergleich der ideologischen Position der Regierung und der Positionen der Individuen nachweisen. Neben der Distanz auf einer allgemeinen Links-rechts-Achse

(Kim 2009) spielt hier die Haltung zu einzelnen Issues eine Rolle (Stecker und Tausendpfund 2016). Es sind allerdings nicht allein die Positionen der regierenden Parteien zu beachten. Auch die Kongruenz der Positionen der Bürger und der im Parteiensystem vertretenen Positionen wirkt auf die Demokratiezufriedenheit (André und Depauw 2017; Brandenburg und Johns 2014; Ezrow und Xezonakis 2011). Bereits die zur Wahl stehenden Parteipositionen sind demnach relevant für die individuelle Demokratiezufriedenheit. Dass keine der relevanten deutschen Parteien ein politisches Programm anbietet, welches der Nachfrage links-autoritär eingestellter Bürger entspricht, könnte sich folglich auf ihre Zufriedenheit mit dem Funktionieren der Demokratie negativ auswirken.

Während allgemeine Effekte der Policy-Kongruenz von Bürgern und Repräsentanten also nachgewiesen wurden, ist uns keine Studie bekannt, die speziell überprüft, ob die Gruppe der Links-Autoritären ein geringeres Niveau an politischer Unterstützung aufweist. Studien zum Zusammenhang von links-autoritären Sachfragenpositionen und der Zufriedenheit mit dem parteipolitischen Angebot sind uns ebenfalls unbekannt. Auch der Zusammenhang zwischen links-autoritären Einstellungen und der Wahlbeteiligung wurde bislang kaum untersucht – obwohl die links-autoritäre Angebotslücke über viele Länder hinweg zu beobachten ist (Hillen und Steiner *im Erscheinen*; Lefkofridi et al. 2014; van der Brug und van Spanje 2009). Die existierenden Studien zur Wahlbeteiligung deuten auf einen negativen Effekt links-autoritärer Einstellungen, unterscheiden sich aber in zentralen Aspekten von unserer Studie. Hussey (2012) beschränkt sich in ihrer Analyse auf die USA und zeigt, dass ökonomisch liberale, kulturell konservative US-Amerikaner (in unserer Terminologie: Links-Autoritäre) sich in geringerem Ausmaß an Wahlen beteiligen. Federico et al. (2016) zeigen für ein breiteres Ländersample, dass „Links-Autoritäre“ weniger an Politik interessiert sind und mit geringerer Wahrscheinlichkeit an Wahlen teilnehmen. Sie konzeptualisieren Autoritarismus jedoch als psychologischen Charakterzug, nicht als Einstellung zu Politikinhalten. Die individuelle Policy-Position messen sie durch die Selbsteinstufung der Individuen auf einer allgemeinen Links-rechts-Achse. Links-autoritäre Bürger sind bei ihnen also Individuen mit autoritären Werthaltungen, die sich ideologisch als links einordnen – dieser Ansatz unterscheidet sich von unserem Zugriff über einen zweidimensionalen Politikraum, in dem Bürger über ihre jeweiligen Policy-Einstellungen verortet werden.

Aus der Diagnose einer links-autoritären Angebotslücke leiten wir zusammengefasst, erstens, die Erwartung ab, dass Links-Autoritäre unzufriedener mit dem parteipolitischen Angebot sind als andere Bürger. Cross-Pressures und/oder Entfremdung veranlassen sie dann, zweitens, dazu, sich ihrer Stimme zu enthalten. Die Inkongruenz zwischen Nachfrage und Angebot im links-autoritären

Quadranten des Politikraums lässt uns, drittens, erwarten, dass die dort positionierten Bürger weniger zufrieden mit der Demokratie sind. Im empirischen Teil dieser Arbeit überprüfen wir diese vermuteten Auswirkungen der links-autoritären Angebotslücke. Auf diese Weise wollen wir die Folgen des links-autoritären Repräsentationsdefizits umfassend betrachten und womöglich zueinander konsistente Einzelbefunde zu einem stimmigen Gesamtbild zusammenfügen.

3 Daten und Methoden

Um unsere Erwartungen über Prädiktoren und Folgen eines links-autoritären Einstellungsmusters zu testen, greifen wir auf den Nachwahlquerschnitt der GLES zur Bundestagswahl 2013 zurück (Rattinger et al. 2014). Die GLES-Nachwahlstudie fragt neben den für uns relevanten sozioökonomischen Merkmalen der Individuen auch deren Positionen zu verschiedenen Sachfragen ab. Im ersten Schritt zeigen wir in Tab. 1, dass sich die von uns verwendeten Sachfragen auf zwei Dimensionen anordnen lassen. Wir haben hierbei Items zu (nur) denjenigen Sachfragen verwendet, die uns relevant für eine der beiden Dimensionen erschienen. Alle Antworten wurden so umcodiert, dass höhere Werte rechtendere, respektive autoritärere Einstellungen bedeuten. Mit diesen Items wurde eine promax-rotierte Hauptkomponenten-Faktorenanalyse durchgeführt. Mit der Promax-Rotation wurde eine schiefwinklige Rotationsmethode gewählt, die nicht von der restriktiven Annahme orthogonaler Dimensionen ausgeht, sondern die Möglichkeit berücksichtigt, dass die Dimensionen miteinander korreliert sein könnten.

Die zwei durch diese Lösung ermittelten Faktoren korrespondieren mit einer soziokulturellen und einer ökonomischen Dimension. Der soziokulturelle Faktor (Faktor 1) lädt mit hohen Werten auf Fragen zur Migration und innereuropäischen Solidarität.⁸ Der ökonomische Faktor (Faktor 2) greift Fragen zu Umverteilung, der wirtschaftlichen Aktivität des Staats sowie Steuern auf. Die beiden

⁸Der Faktor bildet damit also vor allem die Haltungen von Individuen zu Globalisierungsfragen ab, einer Komponente unserer Konzeption der soziokulturellen Dimension (s. oben). Idealerweise hätten wir, wenn möglich, zusätzlich auch Haltungen von Individuen zu „traditionellen“ kulturellen Wertfragen berücksichtigt (z. B. politische Sachfragen zu „law and order“, Abtreibungen oder Homosexualität). Sowohl international vergleichende Studien als auch Studien speziell zu Deutschland zeigen allerdings, dass solche Items eng mit Globalisierungsfragen verbunden sind (Dolezal 2008; Dolezal und Hutter 2012; Häusermann und Kriesi 2015; Kriesi et al. 2008).

Tab. 1 Faktorenanalyse relevanter Sachfragen-Items

| Variable | Frage text | Faktor 1 | Faktor 2 |
|----------|---|-------------|-------------|
| vn40c | „Der Staat sollte sich aus der Wirtschaft heraushalten.“ | –0,06 | 0,70 |
| vn40d | „Die Regierung sollte Maßnahmen ergreifen, um die Einkommensunterschiede zu verringern.“ | –0,15 | 0,75 |
| vn67 | „Und wie ist Ihre Position zum Thema Steuern und sozialstaatliche Leistungen? Bitte benutzen Sie diese Skala. [...] weniger Steuern und Abgaben, auch wenn das weniger sozialstaatliche Leistungen bedeutet [...] mehr sozialstaatliche Leistungen, auch wenn das mehr Steuern und Abgaben bedeutet.“ | 0,31 | 0,60 |
| vn40a | „Einwanderer sollten verpflichtet werden, sich der deutschen Kultur anzupassen.“ | 0,72 | 0,10 |
| vn40e | „In Zeiten der europäischen Schuldenkrise sollte Deutschland EU-Mitgliedsstaaten, die starke wirtschaftliche und finanzielle Schwierigkeiten haben, finanziell unterstützen.“ | 0,70 | –0,04 |
| vn68 | „Und wie ist Ihre Position zum Thema Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer? Bitte benutzen Sie diese Skala. [...] Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer sollten erleichtert werden [...] Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer sollten eingeschränkt werden.“ | 0,79 | –0,12 |

Quelle: GLES-Nachwahlquerschnitt 2013 (ZA 5702)

Anmerkungen: Dargestellt sind die Ladungen einer promax-rotierten Lösung einer Hauptkomponenten-Faktorenanalyse. Ladungen größer 0,41 sind fett dargestellt. Die Items vn40c, vn40d, vn40a und vn40e basieren auf 5-stufigen Likert-Skalen, die Items vn67 und vn68 auf 11-stufigen Likert-Skalen. Die Korrelation der Faktoren beträgt 0,11.

Faktoren korrelieren schwach ($r=0,11$). Dementsprechend sind die individuellen Policy-Positionen über alle vier Quadranten des politischen Raums verteilt – wie aus Abb. 1 ersichtlich, welche die hier errechneten Faktorscores der Bürger in einem Streudiagramm abträgt. Die Bürgerpositionen orientieren sich folglich *nicht* überwiegend entlang eines diagonalen Links-Rechts-„super issues“, welches links-libertäre mit rechts-autoritären Positionen kontrastiert.

In einem zweiten Schritt identifizieren wir die links-autoritär eingestellten Bürger anhand der Faktorscores. Die Individuen teilen wir entsprechend ihrer relativen Positionen in den Verteilungen der zwei Dimensionen den verschiedenen Einstellungsgruppen zu. Als links-autoritär gilt eine Person, deren Faktorscore unterhalb des 45. Perzentils der ökonomischen Dimension und oberhalb des 55. Perzentils der soziokulturellen Dimension liegt. Mit einer analogen Vorgehensweise werden auch die rechts-autoritären, die rechts-libertären und die links-libertären Einstellungsgruppe definiert. Individuen, die eine zentrale Position in der

Verteilung einer der Dimensionen einnehmen – deren Faktorscore zwischen dem 45. und dem 55. Perzentil liegen – und deswegen weder als ökonomisch links (rechts) noch als soziokulturell autoritär (libertär) eingestuft werden können, weisen wir keiner der vier Gruppen zu. Sie verbleiben in einer fünften Referenzkategorie. Alle fünf Einstellungskombinationen werden von etwa 20 % der Befragten getragen (entspricht 325 bis 353 Beobachtungen).⁹

Im ersten Teil der empirischen Analyse schätzen wir binär-logistische Regressionen zur Erklärung der Zugehörigkeit zur Gruppe der Links-Autoritären. Darin überprüfen wir den Einfluss der Prädiktoren Bildung (drei Kategorien nach höchstem Schulabschluss: max. Hauptschule, mittlerer Abschluss und mind. Fachhochschulreife), Haushaltseinkommen (zu vier Kategorien zusammengefasst), subjektive Schichtzugehörigkeit (zusammengefasst zu den vier Kategorien „Unter- und Arbeiterschicht“, „untere Mittelschicht“, „mittlere Mittelschicht“ und „obere Mittel- und Oberschicht“) und der über das EGP-Schema (Erikson et al. 1979; Ganzeboom und Treiman 2001) aus dem Beruf nach ISCO88 gebildeten Klassenzugehörigkeit. Die Einteilung basiert dabei auf dem aktuellen Hauptberuf der Befragten oder, falls aktuell nicht berufstätig, auf dem in der Vergangenheit ausgeübten Beruf.¹⁰ Wir schätzen den Einfluss von 1) Bildung und Einkommen, 2) subjektiver Schichtzugehörigkeit und 3) Berufsklassen in drei separaten Modellen. Dieses Vorgehen folgt unserem Verständnis, dass es sich um alternative Maße der sozialen Schichtung handelt. Da die verschiedenen, alternativen Schichtungsvariablen stark miteinander korrelieren, wäre die Aufnahme in ein gemeinsames Modell auch statistisch problematisch.

⁹Mit dieser Grenzziehung gewährleisten wir folglich, dass die Subgruppen nicht zu klein werden. Wenn wir strengere Grenzen bei dem 40. bzw. 60. Perzentil ziehen – und damit deutlich weniger Befragte als links-autoritär klassifizieren, fallen unsere Befunde sehr ähnlich aus.

¹⁰Die Kodierung der Klassenzugehörigkeit erfolgte über das Stata-ado „isko“ von John Hendricks. Für die abhängig Beschäftigten liegen im GLES-Datensatz nur Informationen dazu vor, ob sie andere Arbeitnehmer beaufsichtigt haben, jedoch nicht zur Anzahl der Beaufsichtigten, insbesondere ob es sich um weniger als oder mindestens zehn handelt. Unsere Kodierung geht von weniger als zehn Beaufsichtigten aus. Diese Entscheidung wirkt sich nur auf die Zuteilung zwischen oberer und unterer Dienstklasse aus. Wenn wir alternativ von mindestens zehn beaufsichtigten Arbeitnehmern ausgehen, nähert sich die mittlere Position der oberen Dienstklasse der der unteren Dienstklasse an. Aufgrund geringer Fallzahlen und ähnlicher mittlerer Positionen haben wir zudem in der Landwirtschaft beschäftigte Selbständige und Angestellte zu einer Klasse zusammengefasst. Die beiden Gruppen der Selbständigen (mit bzw. ohne Angestellte) sind auch jeweils klein (n=24 bzw. n=27 mit vorhandenen Positionsdaten), wurden aufgrund ihrer stark unterschiedlichen Positionen jedoch nicht zusammengefasst.

Eine weitere zentrale unabhängige Variable bildet eine Dummy-Variable für die Sozialisation in Ostdeutschland. Hierzu nutzen wir Informationen zum Geburtsbundesland der Befragten und kodieren Befragte mit Geburtsort in einem der östlichen Flächenländer als in Ostdeutschland sozialisiert, wobei wir einige wenige ($n=14$) Befragte, die die DDR vor 1989 und überwiegend ($n=12$) schon vor 1963 verlassen haben, als nicht im Osten sozialisiert kodieren. Befragte mit dem Geburtsbundesland Berlin sind mit fehlenden Werten versehen, da uns hier Informationen zur Ost-West-Zuordnung fehlen. Alternativ haben wir analog auch Informationen zum aktuellen Wohnort benutzt und kommen mit dieser Variable zu sehr ähnlichen Ergebnissen, was auch das geringe Ausmaß an Wanderungsbewegungen im Datensatz reflektiert. Diese Variable(n) interagieren wir mit dem Alter (als metrischem Merkmal). Alternativ haben wir, in der Einteilung Benjamin Sack (2017) folgend, Altersgruppen bzw. Kohorten gebildet. Zudem kontrollieren wir für das Geschlecht.

Im zweiten Teil der empirischen Analyse testen wir die Konsequenzen links-autoritärer Einstellungen. Die Zufriedenheit mit dem Parteiangebot wird über eine vierstufige Skala zur Zufriedenheit mit der Bandbreite der politischen Angebote erfasst (Fragetext: „Und sind Sie mit der Bandbreite der politischen Angebote und Lösungsvorschläge, die die Parteien im Wahlkampf gemacht haben, alles in allem, sehr zufrieden, ziemlich zufrieden, nicht sehr zufrieden oder überhaupt nicht zufrieden?“). Die Demokratiezufriedenheit wurde anhand einer fünfstufigen Skala erfasst („Wie zufrieden oder unzufrieden sind Sie – alles in allem – mit der Demokratie, so wie sie in Deutschland besteht?“). Für diese beiden Variablen schätzen wir ordinal-logistische Regressionen, für das dichotome Merkmal Wahlbeteiligung binär-logistische Regressionen. Als Kontrollvariablen verwenden wir in allen Modellen ein gängiges Set an potenziell einflussreichen Faktoren. Darunter fallen die bereits als Prädiktoren links-autoritärer Einstellungen diskutierten demografischen und sozialstrukturellen Variablen Alter, Ost, Geschlecht, Bildung und subjektive Schichtzugehörigkeit.¹¹ Zusätzlich kontrollieren wir für die Gewerkschaftsmitgliedschaft und die Kirchengangshäufigkeit. Als Einstellungen berücksichtigen wir zudem das politische Interesse nach Selbsteinschätzung sowie das aus fünf Quizfragen ermittelte politische Wissen. Wir wollen mit diesen Kontrollvariablen sicherstellen, dass die Effekte im Sinne

¹¹Wir kontrollieren *nicht* zusätzlich für Einkommen und Berufsklassen, um eine Überspezifikation der Modelle zu vermeiden. Mit der subjektiven Schichtzugehörigkeit berücksichtigen wir stellvertretend diejenige Operationalisierung der sozialen Schichtung, die im ersten Schritt bei der Erklärung links-autoritärer Sachfragenpositionen die höchste Erklärungskraft aufweist.

einer Angebotslücke originär auf das links-autoritäre Sachfragenprofil und nicht darauf zurückgehen, dass Links-Autoritäre eher bestimmten sozialen Gruppen zugehörig und/oder politisch weniger involviert sind. Die Effekte werden dadurch unter Umständen eher konservativ geschätzt, da beispielsweise nicht auszuschließen ist, dass die links-autoritäre Angebotslücke bereits das Interesse der Betroffenen an der Politik mindert.

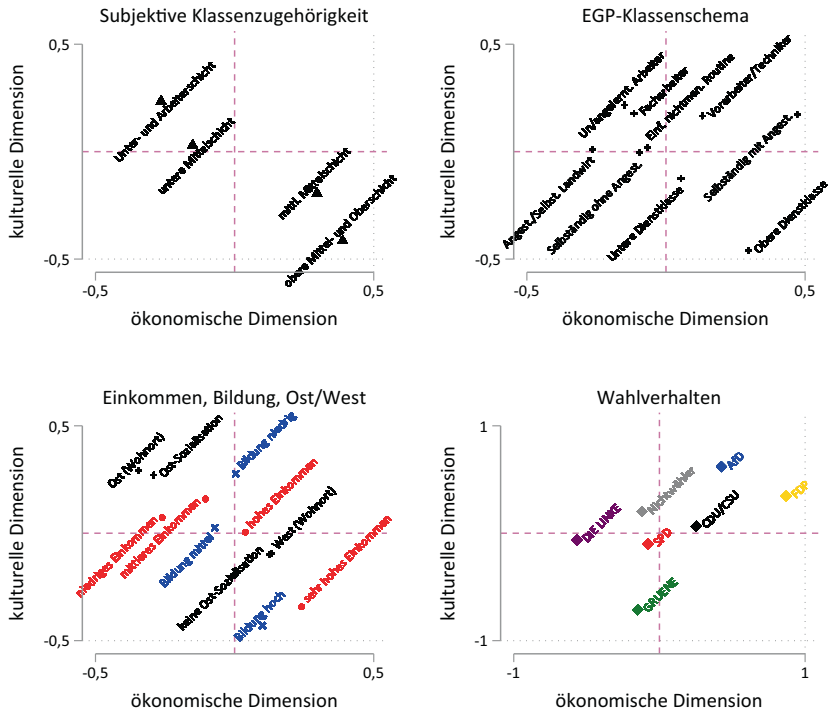
4 Empirische Analyse

In diesem Kapitel versuchen wir zuerst, sozialstrukturelle Ursachen links-autoritärer Policy-Präferenzen zu identifizieren und eine Antwort auf die Frage zu geben, wer die Links-Autoritären sind (Abschn. 4.1). Im zweiten Teil analysieren wir die Effekte links-autoritärer Einstellungen auf die Wahlbeteiligung und die politische Unterstützung (Abschn. 4.2).

4.1 Wer sind die Links-Autoritären?

Wir nähern uns der Frage nach der sozialstrukturellen Zusammensetzung der Links-Autoritären zunächst deskriptiv, indem wir die mittleren Positionen verschiedener sozialstruktureller Gruppen auf den beiden Faktoren (s. Tab. 1) im Politikraum darstellen. Durch diese Betrachtung erhalten wir nicht nur Informationen über die Links-Autoritären, sondern erfahren allgemein etwas über die Positionen der unterschiedlichen gesellschaftlichen Gruppen. Abb. 2 ist in vier unterschiedliche Diagramme unterteilt: Oben links unterscheiden wir nach subjektiver Schichtzugehörigkeit und oben rechts nach dem über den Beruf gebildeten EGP-Klassenschema. Unten links wird nach dem Einkommen und der Bildung sowie nach dem Sozialisationsort Ostdeutschland bzw. dem Wohnort in Ost- oder Westdeutschland differenziert. Unten rechts haben wir als Zusatzinformation ferner nach dem Wahlverhalten unterschieden.

Besonders eingängig sind die Befunde für die subjektive Schichtzugehörigkeit. Die vier verschiedenen Schichten sortieren sich nahezu perfekt auf einer Diagonalen, die von links-autoritären Positionen zu rechts-libertären Positionen verläuft. Insbesondere die Unter- und Arbeiterschicht weist, im Einklang mit unseren Erwartungen, typischerweise ein links-autoritäres Einstellungsprofil auf; aber auch die mittlere Position der unteren Mittelschicht liegt noch im links-autoritären Quadranten. Im Einklang damit bestätigen sich unsere Erwartungen zum Zusammenhang von Arbeiterklassenzugehörigkeit und links-autoritären Policy-Präferenzen auch für das EGP-Klassenschema: Die ungelerten und



Anmerkung: Die Positionen basieren auf den jeweiligen Mittelwerten der Faktorscores der in Tabelle 1 dargestellten Faktorenanalyse.

Abb. 2 Mittlere Position verschiedener sozialstruktureller Gruppen im Politikraum. (Quelle: GLES-Nachwahlquerschnitt 2013 (ZA 5702))

angelernten Arbeiter sowie auch die Facharbeiter nehmen im Mittel deutlich links-autoritäre Positionen ein.¹²

Ein ähnliches, aber weniger deutliches Bild zeigt sich für das Einkommen. Sowohl die Gruppen mit niedrigem als auch mit mittlerem Einkommen liegen

¹²Verwenden wir alternativ das Klassenschema von Oesch (2006, 2013), zeigt sich, dass sowohl „production workers“ als auch „service workers“ im links-autitären Quadranten liegen. Bei kulturell ähnlich deutlich autoritären Haltungen beider Gruppen sind die Industriearbeiter aber im Mittel ökonomisch etwas linker eingestellt als die Arbeiter im Dienstleistungssektor, deren mittlere wirtschaftspolitische Position nahe dem Mittelpunkt liegt.

im links-autoritären Quadranten. Bemerkenswert und plausibel ist, dass das Einkommen – insbesondere im Vergleich der unteren drei Einkommensgruppen – stärker auf der ökonomischen Achse als auf der kulturellen Achse differenziert. Das Gegenteil zeigt sich für die Bildung: Der Schulabschluss steht in einem deutlichen Zusammenhang mit unterschiedlichen Positionen auf der kulturellen Dimension, aber ist, im Gegensatz zu den Erwartungen oben, kaum mit einem Unterschied bei den wirtschaftspolitischen Haltungen assoziiert. Ein starker Ost-West-Gegensatz findet sich auf beiden Dimensionen: Der mittlere in Ostdeutschland sozialisierte Bürger ist autoritärer und deutlich weiter links als der nicht im Osten sozialisierte und damit klar im links-autoritären Quadranten positioniert. Wenn man stattdessen nach dem Wohnort differenziert, zeigt sich ein sehr ähnliches Bild.

Das Diagramm rechts unten zeigt die mittleren Positionen nach der Wahlentscheidung und weist dabei die Nichtwähler gesondert aus. Spiegelbildlich dazu, dass keine der Parteien ein links-autoritäres Profil aufweist, sind auch die Positionen der Wählerschaften der Parteien im Mittel in anderen Quadranten als dem links-autoritären angeordnet. Jedoch ist der mittlere Nichtwähler im links-autoritären Quadranten positioniert – dieser Befund wird in Abschn. 4.2 aufgegriffen und vertieft. Ansonsten ist festzuhalten, dass die mittleren Positionen der Parteianhänger recht eng mit den Positionen ihrer Partei (s. Abb. 1) korrespondieren.¹³

Aus einer übergeordneten Perspektive erscheinen zwei Beobachtungen bemerkenswert: Zum einen liegen nicht nur viele einzelne Individuen im links-autoritären Quadranten (s. Abb. 1); auch das mittlere und damit typische Profil einiger sozialer Gruppen ist erwartungsgemäß das der politisch nicht gut repräsentierten Links-Autoritären. Zweitens ist bemerkenswert, dass sich die verschiedenen sozialen Gruppen im Politikraum eher entlang einer Diagonale anordnen, die zwischen dem links-autoritären und dem rechts-libertären Pol aufgespannt wird. Dies steht im bemerkenswerten Gegensatz zu einem Parteiensystem, das sich nach wie vor eher entlang eines diagonalen Links-rechts „super issues“ anordnet, welches links-libertäre mit rechts-autoritären Positionen kontrastiert.

In Tab. 2 prüfen wir die Erwartungen zur sozialstrukturellen Zusammensetzung der Links-Autoritären regressionsanalytisch. Die Tabelle stellt neben

¹³Eine Ausnahme bildet die FDP, deren Wählerschaft merklich autoritärer ist als die Partei. Dies mag teilweise der Tatsache geschuldet sein, dass unsere Messung der kulturellen Dimension stärker auf Globalisierungsthemen basiert und weniger auf „traditionellen“ kulturellen Wertfragen (s. oben). Allerdings ist auch die Fallzahl gültiger Beobachtungen für die FDP gering (n = 38).

den Koeffizienten jeweils auch die zugehörigen durchschnittlichen marginalen Effekte dar. Diese geben an, wie sich die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum links-autoritär ist (anstatt eines der anderen vier Profile aufzuweisen), im Durchschnitt über die beobachteten Datenpunkte hinweg verändert, wenn man die unabhängige Variable um eine Einheit erhöht. Die drei Modelle operationalisieren die soziale Schichtung jeweils unterschiedlich: Modell 1 über Einkommen und Bildung, Modell 2 über die subjektive Schichtzugehörigkeit und Modell 3 über das EGP-Klassenschema. Alle Modelle enthalten zudem die Interaktion zwischen Alter und dem Sozialisationsort Ostdeutschland sowie das Geschlecht.

In der Tendenz finden wir alle unsere Erwartungen bestätigt – jedoch in unterschiedlicher Deutlichkeit. Hochgebildete sind mit geringerer Wahrscheinlichkeit links-autoritär eingestellt als Niedriggebildete; dieselbe Tendenz findet sich auch für den Unterschied zwischen einem sehr hohen und einem niedrigen Einkommen (Modell 1). Besonders deutlich sind die Befunde für die subjektive Schichtzugehörigkeit (Modell 2): Die Wahrscheinlichkeit des Vorliegens links-autoritärer Einstellungen sinkt mit der empfundenen Zugehörigkeit zu einer jeweils höheren Schicht rapide. Die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit eines links-autoritären Profils liegt nach Modell 2 bei 24 % für Individuen, die sich der Unter- oder Arbeiterschicht zugehörig fühlen, hingegen nur bei 5 % für Angehörige der oberen Mittel- und Oberschicht. Bezüglich der EGP-Klassenzugehörigkeit (Modell 3) bestätigt sich die schon grafisch erkennbare Tendenz, dass die ungelerten und angelernten Arbeiter sowie die Facharbeiter statistisch signifikant eher links-autoritäre Präferenzen berichten als Angehörige der oberen Dienstklasse (Referenzkategorie).

An den durchschnittlichen marginalen Effekten können wir erkennen, dass eine Sozialisation in Ostdeutschland im Durchschnitt in allen drei Modellen die Wahrscheinlichkeit erhöht, links-autoritäre Sachfragenpositionen zu haben. Die Interaktion mit dem Alter lässt sich in einer nichtlinearen binär-logistischen Regression aus dieser tabellarischen Darstellung nicht gut ablesen (Berry et al. 2010). Um die Interaktion zu interpretieren, haben wir auf Basis von Modell 2 im linken Teil von Abb. 3 die (im Durchschnitt über die beobachteten Daten) vorhergesagte Wahrscheinlichkeit des Vorliegens links-autoritärer Einstellungen in Abhängigkeit von der Sozialisation im Osten und dem Alter dargestellt.¹⁴ Die Abbildung zeigt, dass bei jüngeren Befragten keine Unterschiede nach dem Sozialisationsort vorliegen. Bei den älteren Generationen ist hingegen ein substanzieller Unterschied auszumachen, wonach im Osten Sozialisierte eher

¹⁴Für die Modelle 1 und 3 sehen die Befunde sehr ähnlich aus.

Tab. 2 Binär-logistische Regressionen zur Erklärung links-autoritärer Sachfragenpositionen

| | (1) | | (2) | | (3) | |
|---|------------------|-------------------|--------------------|--------------------|------------------|-------------------|
| | Koeff. | AME | Koeff. | AME | Koeff. | AME |
| Ost-Sozialisation | 0,45 (0,64) | 0,12*** (0,03) | 0,24 (0,60) | 0,07** (0,02) | 0,64 (0,68) | 0,12*** (0,03) |
| Alter/100 | 0,50 (0,61) | 0,09 (0,07) | 1,08* (0,55) | 0,15** (0,05) | 1,27* (0,59) | 0,17** (0,06) |
| Ost-Sozialisation X Alter/100 | 0,60 (1,03) | | 0,55 (0,98) | | 0,30 (1,12) | |
| Mann | -0,30 (0,19) | -0,04 (0,03) | -0,33 (0,17) | -0,04* (0,02) | -0,42* (0,20) | -0,05* (0,03) |
| <i>Bildung (Referenzkategorie: niedrig)</i> | | | | | | |
| Mittel | -0,14 (0,22) | -0,02 (0,03) | | | | |
| Hoch | -0,57 (0,30) | -0,07* (0,04) | | | | |
| <i>Einkommen (Referenzkategorie: niedrig)</i> | | | | | | |
| Mittel | -0,11 (0,22) | -0,02 (0,04) | | | | |
| Hoch | -0,41 (0,24) | -0,06 (0,04) | | | | |
| Sehr hoch | -0,73* (0,35) | -0,10* (0,04) | | | | |
| <i>Subj. Schichtzugehörigkeit (Referenzkategorie: Unter- und Arbeiterschicht)</i> | | | | | | |
| Untere Mittelschicht | | | -0,40 (0,20) | -0,06* (0,03) | | |
| Mittlere Mittelschicht | | | -1,11*** (0,22) | -0,14*** (0,03) | | |
| Obere Mittel- & Obersch. | | | -1,81*** (0,49) | -0,19*** (0,03) | | |

(Fortsetzung)

Tab. 2 (Fortsetzung)

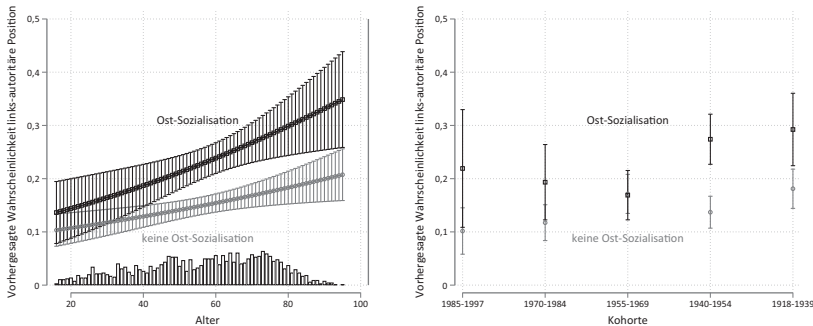
| | (1) | | (2) | | (3) | |
|--|----------|-----|----------|-----|----------|---------|
| | Koeff. | AME | Koeff. | AME | Koeff. | AME |
| <i>Klassenzugehörigkeit nach EGP (Referenzkategorie: obere Dienstklasse)</i> | | | | | | |
| Untere Dienstklasse | | | | | 0,38 | 0,03 |
| | | | | | (0,41) | (0,03) |
| Einf. nichtman. Routine | | | | | 0,67 | 0,07 |
| | | | | | (0,42) | (0,04) |
| Selbständig mit Angest. | | | | | 0,88 | 0,09 |
| | | | | | (0,67) | (0,08) |
| Selbständig ohne Angest. | | | | | −0,21 | −0,02 |
| | | | | | (0,81) | (0,05) |
| Vorarbeiter/Techniker | | | | | 0,95 | 0,10 |
| | | | | | (0,49) | (0,06) |
| Facharbeiter | | | | | 1,12** | 0,13** |
| | | | | | (0,43) | (0,046) |
| Un/angelernt. Arbeiter | | | | | 1,16** | 0,14** |
| | | | | | (0,42) | (0,05) |
| Angest./Selbst. Landwirt | | | | | 0,67 | 0,07 |
| | | | | | (0,67) | (0,08) |
| Konstante | −1,39*** | | −1,64*** | | −3,04*** | |
| | (0,39) | | (0,32) | | (0,47) | |
| n | 1408 | | 1602 | | 1446 | |
| Pseudo-R ² | 0,09 | | 0,13 | | 0,09 | |

Quelle: GLES-Nachwahlquerschnitt 2013 (ZA 5702)

Anmerkungen: Koeffizienten und durchschnittliche marginale Effekte („AME“: „average marginal effects“) aus binär-logistischen Regressionsanalysen mit Standardfehlern in Klammern. Pseudo-R² nach McKelvey/Zavoina. Sozial- und regionalstrukturell gewichtete Daten. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

links-autoritär eingestellt sind. Gleichzeitig tritt insbesondere im Osten ein erheblicher und statistisch signifikanter Alterseffekt auf.

Um keinen linearen Alterseffekt zu unterstellen, haben wir alternativ ein analoges Modell zu Modell 2 gerechnet, in dem wir die Ost-Sozialisation mit einem Set an Kohortendummies interagiert haben. Im rechten Teil von Abb. 3 sind die resultierenden vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten dargestellt. Es wird deutlich,



Anmerkungen: Dargestellt sind die Punktschätzer mit 83%-Konfidenzintervallen basierend auf Modell 2 aus Tabelle 2 (links) und auf einem alternativen Modell mit kategorialen Kohorten (rechts). Überlappen sich die 83%-Konfidenzintervalle nicht, sind die geschätzten konditionalen Wahrscheinlichkeiten in etwa mit $p < 0,05$ voneinander statistisch signifikant verschieden. Im linken Teil der Abbildung wurde ein Histogramm mit der Verteilung der in der Schätzung beobachteten Werte des Alters hinzugefügt.

Abb. 3 Durchschnittlich vorhergesagte Wahrscheinlichkeit links-autoritärer Sachfragenpositionen in Abhängigkeit von Sozialisationsort und Alter. (Quelle: GLES-Nachwahlquerschnitt 2013 (ZA 5702))

dass sich die Unterschiede nur bei den beiden ältesten Kohorten finden, d. h. bei Individuen, die bei der Wiedervereinigung mindestens schon 36 Jahre alt waren. Dies ist ein interessantes Muster, das andeutet, dass auch im schon mittleren Lebensalter noch Sozialisations- oder Anpassungseffekte im neuen Regime möglich scheinen – auch wenn Vorsicht angebracht ist, weil auch andere Begründungen für die Kohortenmuster denkbar wären. In jedem Fall bestätigt sich unsere Erwartung, dass mit der (Länge der) Sozialisation in der DDR eine links-autoritäre Policy-Position wahrscheinlicher wird. Die geschätzten Unterschiede sind dabei immens: Ein Individuum der zwischen 1940 und 1954 geborenen Kohorte ist bei einer Ost-Sozialisation mit einer Wahrscheinlichkeit von 27 % links-autoritär, bei einer anderweitigen Sozialisation nur mit 14 %.

4.2 Effekte links-autoritärer Einstellungen auf Wahlbeteiligung und politische Unterstützung

In diesem Unterabschnitt befassen wir uns mit den Konsequenzen links-autoritärer Politikpräferenzen auf die drei oben genannten abhängigen Variablen. Dabei stellt sich zunächst die Frage, mit welcher Referenzkategorie die Links-Autoritären verglichen werden sollten. Wir schätzen pro abhängiger Variable jeweils zwei Modelle: eines, das nur die Dummyvariable links-autoritär enthält, und eines, das zusätzlich Dummyvariablen für die anderen drei Quadranten des Politikraums enthält.

Die Links-Autoritären werden im jeweils ersten Modell also mit allen anderen Bürgern kontrastiert. Im jeweils zweiten Modell bilden Bürger die Referenzkategorie, die auf der ökonomischen und/oder der soziokulturellen Dimension eine zentrale Position einnehmen und deswegen nicht eindeutig einem Quadranten zugeteilt werden können. An diesen Modellen lässt sich ablesen, ob sich die Effekte auf die Links-Autoritären konzentrieren oder auch auf Individuen in anderen Quadranten zutreffen.

Alle in Tab. 3 dargestellten Modelle zeigen die erwarteten statistisch signifikant negativen Koeffizienten der links-autoritären Einstellungskombination. Links-Autoritäre sind mit geringerer Wahrscheinlichkeit zufrieden mit dem Parteiangebot (Modelle 1 und 2), haben sich mit geringerer Wahrscheinlichkeit an der Bundestagswahl 2013 beteiligt (Modelle 3 und 4) und sind mit geringerer Wahrscheinlichkeit zufrieden mit dem Funktionieren der Demokratie allgemein (Modelle 5 und 6).

Wir haben zudem durchschnittliche marginale Effekte geschätzt (nicht tabellarisch ausgewiesen), um die Effektstärke links-autoritärer Einstellungen auf die jeweilige Zielvariable zu ermitteln. Links-Autoritäre sind mit dem Parteiangebot nach Modell 1 im Durchschnitt mit einer geschätzten Wahrscheinlichkeit von 39 % (sehr oder ziemlich) zufrieden – gegenüber 54 % bei allen anderen Befragten. Eine Position im links-autoritären Quadranten mindert nach Modell 3 die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum angibt, an der Bundestagswahl teilgenommen zu haben, um 5,8 Prozentpunkte. Die Stärke des Effekts liegt damit ungefähr in der Größenordnung, die auch die statistisch signifikanten sozialstrukturellen Variablen erreichen (z. B. subjektive Schichtzugehörigkeit: mittlere Mittelschicht vs. Unter/Arbeiterschicht, AME: 5,2 %). Mit dem Funktionieren der Demokratie sind Links-Autoritäre laut Modell 5 im Mittel mit einer geschätzten Wahrscheinlichkeit von 45 % sehr zufrieden oder zufrieden – gegenüber 59 % bei denjenigen, die nicht links-autoritär sind.

Tab. 3 bestätigt damit unsere Erwartungen zu den Konsequenzen links-autoritärer Einstellungen. Personen mit diesen spezifischen politischen Präferenzen haben sich in einem geringeren Ausmaß an der Bundestagswahl 2013 beteiligt und sie sind mit geringerer Wahrscheinlichkeit zufrieden mit dem parteipolitischen Angebot und der Demokratie in Deutschland. Diese Ergebnisse kommen nicht aufgrund sozialstruktureller Merkmale dieser Einstellungsgruppe zustande, sondern sind, wie wir argumentieren, als Folge der politischen Präferenzen selbst, auch dann zu beobachten, wenn für diese Merkmale, sowie zusätzlich auch die politische Involvierung, kontrolliert wird.

Auch zeigt sich, dass die Effekte im Wesentlichen auf die Gruppe der Links-Autoritären beschränkt sind. Einzig rechts-autoritäre Einstellungen weisen

Tab. 3 Binär- und ordinal-logistische Regressionen zu den Folgen links-autoritärer Positionen

| | Zufriedenheit Parteienangebot | | Wahlbeteiligung | | Demokratiezufriedenheit | |
|---|-------------------------------|----------|-----------------|--------|-------------------------|----------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Position im Politikraum (Referenzkategorie: nicht links-autoritär bzw. mittig auf mind. einer Dimension)</i> | | | | | | |
| Links-autoritär | −0,67*** | −0,70*** | −0,57* | −0,77* | −0,62*** | −0,72*** |
| | (0,16) | (0,20) | (0,22) | (0,32) | (0,18) | (0,21) |
| Links-libertär | | 0,27 | | −0,25 | | −0,20 |
| | | (0,20) | | (0,34) | | (0,18) |
| Rechts-libertär | | 0,09 | | 0,01 | | 0,22 |
| | | (0,19) | | (0,37) | | (0,18) |
| Rechts-autoritär | | −0,41* | | −0,46 | | −0,31 |
| | | (0,20) | | (0,35) | | (0,19) |
| Alter/100 | −6,73** | −6,42** | 7,94* | 7,99* | −1,24 | −1,41 |
| | (2,11) | (2,07) | (3,37) | (3,35) | (2,07) | (2,09) |
| (Alter/100) ² | 6,65*** | 6,47*** | −4,84 | −4,83 | 2,25 | 2,44 |
| | (1,97) | (1,93) | (3,19) | (3,18) | (1,88) | (1,89) |
| Ost | 0,46 | 0,57 | 1,14 | 1,14 | 0,98 | 1,04 |
| | (0,55) | (0,57) | (0,81) | (0,82) | (0,54) | (0,54) |
| Ost*Alter | 0,03 | −0,13 | −1,14 | −1,21 | −1,59 | −1,64 |
| | (0,91) | (0,93) | (1,37) | (1,38) | (0,88) | (0,89) |
| Mann | −0,07 | −0,05 | 0,20 | 0,21 | 0,22 | 0,24 |
| | (0,13) | (0,13) | (0,21) | (0,21) | (0,13) | (0,13) |
| <i>Bildung (Referenzkategorie: niedrig)</i> | | | | | | |
| Mittel | 0,19 | 0,12 | 0,25 | 0,22 | 0,12 | 0,10 |
| | (0,16) | (0,16) | (0,25) | (0,25) | (0,16) | (0,16) |
| Hoch | 0,23 | 0,12 | 0,53 | 0,48 | 0,21 | 0,15 |
| | (0,19) | (0,19) | (0,35) | (0,36) | (0,19) | (0,20) |
| <i>Subj. Schichtzugehörigkeit (Referenzkategorie: Unter- und Arbeiterschicht)</i> | | | | | | |
| Untere Mittelschicht | −0,17 | −0,15 | 0,85** | 0,84** | 0,24 | 0,21 |
| | (0,17) | (0,17) | (0,27) | (0,27) | (0,16) | (0,16) |

(Fortsetzung)

Tab. 3 (Fortsetzung)

| | Zufriedenheit Parteiangebot | | Wahlbeteiligung | | Demokratiezufriedenheit | |
|------------------------|-----------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Mittlere Mittelschicht | -0,34 (0,17) | -0,28 (0,18) | 0,51* (0,25) | 0,51* (0,25) | 0,73*** (0,18) | 0,70*** (0,18) |
| Ob. Mittel- & Obersch. | -0,27 (0,31) | -0,15 (0,31) | 0,97 (1,06) | 1,02 (1,02) | 1,41*** (0,28) | 1,41*** (0,28) |
| Gewerkschaftsmitglied | -0,04 (0,19) | -0,11 (0,19) | 0,15 (0,34) | 0,12 (0,33) | -0,05 (0,17) | -0,06 (0,17) |
| Kirchgangshäufigkeit | 0,22*** (0,05) | 0,22*** (0,05) | 0,07 (0,08) | 0,05 (0,08) | 0,24*** (0,047) | 0,23*** (0,047) |
| Politisches Interesse | 0,46*** (0,08) | 0,44*** (0,08) | 1,17*** (0,13) | 1,17*** (0,13) | 0,17 (0,09) | 0,17 (0,09) |
| Politisches Wissen | 0,06 (0,08) | 0,07 (0,08) | 0,24 (0,13) | 0,25* (0,12) | -0,01 (0,07) | -0,01 (0,07) |
| n | 1484 | 1484 | 1559 | 1559 | 1550 | 1550 |
| Pseudo-R ² | 0,11 | 0,13 | 0,45 | 0,45 | 0,16 | 0,17 |

Quelle: GLES-Nachwahlquerschnitt 2013 (ZA 5702)

Anmerkungen: Koeffizienten aus binär-logistischen (Modelle 3 und 4) und ordinal-logistischen (Modelle 1, 2, 5 und 6) Regressionsanalysen mit Standardfehlern in Klammern. Konstanten nicht dargestellt. Pseudo-R² nach McKelvey/Zavoina. Sozial- und regionalstrukturell gewichtete Daten. Signifikanzniveau: *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

gegenüber der Referenzkategorie ebenfalls in allen drei Modellen negative Koeffizienten aus, jedoch ist lediglich der Effekt auf die Zufriedenheit mit dem Parteiangebot auf dem 5 %-Niveau statistisch signifikant. Die geschätzten Effekte sind auch jeweils deutlich kleiner als die links-autoritärer Einstellungen.¹⁵ Personen, die sich in den Quadranten des zweidimensionalen Politikraums verorten lassen,

¹⁵Für die Demokratiezufriedenheit (Modell 6) wird die Nullhypothese gleicher Koeffizienten von links- und rechts-autoritären Einstellungen auch statistisch signifikant mit $p < 0,05$ zurückgewiesen. Für die Zufriedenheit mit dem Parteiangebot ($p = 0,16$) und die Wahlbeteiligung ($p = 0,30$) überlappen sich die recht breiten Konfidenzintervalle der Koeffizienten jedoch stärker. Nichtsdestotrotz sprechen diese Befunde grosso modo dafür, dass sich die Links-Autoritären insgesamt vom Rest der Bürger deutlich abheben.

sind demzufolge nicht generell unzufriedener und beteiligen sich weniger als Personen nahe dem Zentrum. Tatsächlich gilt dieser Befund in erster Linie für die Links-Autoritären. Auch dies spricht dafür, dass er – unserer Argumentation entsprechend – eine Konsequenz der Angebotslücke in diesem Quadranten ist.

Wir haben zudem Modelle berechnet, die berücksichtigen, dass die Zufriedenheit mit dem Parteiangebot als Mediator zwischen links-autoritären Einstellungen auf der einen und Wahlbeteiligung oder Demokratiezufriedenheit auf der anderen Seite betrachtet werden kann. In zusätzlichen Modellen für die Wahlbeteiligung und die Demokratiezufriedenheit haben wir die Zufriedenheit mit dem Parteiangebot daher als weitere unabhängige Variable aufgenommen. Die zusätzlichen Schätzungen bestätigen diese Überlegung insofern, als die Zufriedenheit mit dem Parteiangebot jeweils einen positiven Effekt auf die Wahlbeteiligung und die Demokratiezufriedenheit ausübt und der Koeffizient links-autoritärer Einstellungen reduziert wird.

In weiteren Modellen haben wir schließlich für das Vorhandensein einer Parteiidentifikation kontrolliert. Wir hatten sie zunächst nicht aufgenommen, da sie aus der Perspektive unseres theoretischen Argumentes endogen sein und ebenfalls eine Mediatorvariable darstellen könnte: Wenn Links-Autoritäre kein passendes Angebot finden, könnte das auch ihre Neigung beeinflussen, sich mit einer Partei zu identifizieren – was wiederum Rückwirkungen auf die Wahlbeteiligung und die Demokratiezufriedenheit zeitigen könnte. Jedoch spielen bei dieser Variable auch stärker längerfristige Einflüsse eine Rolle, sodass wir von schwächeren Effekten ausgehen würden. Diese Erwartungen bestätigen sich: Bei Links-Autoritären ist die Wahrscheinlichkeit, sich mit einer Partei zu identifizieren, tendenziell geringer. Als unabhängige Variable übt die Parteiidentifikation einen positiven Einfluss auf alle drei abhängigen Variablen aus; der negative Effekt links-autoritärer Sachfragenpositionen wird etwas schwächer, bleibt aber erhalten.

5 Fazit

Der vorliegende Beitrag hat sich mit der Gruppe der links-autoritären Bürger befasst, einer Gruppe, die auf der Angebotsseite der politischen Parteien in Deutschland, wie in anderen westeuropäischen Demokratien auch, mit ihren Policy-Positionen schlecht repräsentiert ist. Wir wollten herausfinden, wer die Links-Autoritären sind, und ob sich die links-autoritäre Angebotslücke negativ auf ihre Wahlbeteiligung und politische Unterstützung auswirkt. Bezüglich der ersten Frage konnten wir zeigen, dass, im Einklang mit aus der Literatur gebildeten Erwartungen, Links-Autoritäre verstärkt unter Angehörigen unterer sozialer

Schichten zu finden sind – egal, ob man das am Einkommen, dem Bildungsniveau, der subjektiven Schichtzugehörigkeit oder an über den Beruf gebildeten sozialen Klassen festmacht. Zudem sind unsere empirischen Ergebnisse konsistent mit theoretischen Erwartungen, die sich aus Sozialisationserfahrungen in der DDR ergeben: Links-Autoritäre finden sich verstärkt unter älteren Ostdeutschen. Unsere Erwartungen hinsichtlich der Folgen der links-autoritären Angebotslücke finden wir ebenfalls bestätigt: Bürger mit links-autoritären Einstellungen haben mit geringerer Wahrscheinlichkeit an der Bundestagswahl 2013 teilgenommen und sind mit dem Parteienangebot und auch dem Funktionieren der Demokratie allgemein erheblich unzufriedener als andere Bürger. Diese Befunde zeigen sich unter Kontrolle sozialstruktureller Merkmale sowie politischer Involvierung und ergeben in der Gesamtschau ein stimmiges Bild. Insofern bestehen gute Gründe, davon auszugehen, dass es sich tatsächlich um Effekte handelt, die sich aus einem mangelnden Angebot ergeben.

Die Befunde haben interessante Implikationen für die Angebotsseite. So können die Links-Autoritären aufgrund ihrer unerfüllten Policy-Nachfrage in Kombination mit ihrer kritischen Haltung zum politischen System für bestimmte Parteien ein interessantes Wählerreservoir darstellen. Eine Partei, die eine links-autoritäre Position anbietet, gewinnt ein Alleinstellungsmerkmal. Sie muss weder die Vorteile ihres Programms gegenüber gleichgerichteten Konkurrenzprogrammen herausstellen, noch gegen starke Parteibindungen ankämpfen, die ihre anvisierten Wähler zu anderen Parteien unterhalten. Schließlich bilden links-autoritär eingestellte Bürger ein rein numerisch gewichtiges potenzielles Wählerreservoir und, wie wir gezeigt haben, eines, das sich konzentriert aus bestimmten sozialen Gruppen zusammensetzt, die gezielt mobilisiert werden könnten. Kombiniert eine Partei ein solches Politikangebot mit systemkritischem Auftreten, kann sie womöglich zusätzlich von der bei Links-Autoritären überdurchschnittlich starken Unzufriedenheit mit dem politischen System profitieren. Eine ideologisch kohärente Verbindung von ökonomisch linken mit kulturell autoritären Positionen erscheint uns zudem möglich, wenn auch nicht im Sinne einer traditionellen Links-rechts-Bündelung. Auf der Bürgerebene zeigen Malka et al. (im [Erscheinen](#), S. 1) etwa, dass eine solche Kombination von Issue-Positionen in einem breiten Ländersample eher die Regel als die Ausnahme darstellt und interpretieren diese Struktur als „reflecting a contrast between desires for cultural and economic protection vs. freedom“.

Vor diesem Hintergrund erscheint es mithin nicht überraschend, dass sich, in einigen westeuropäischen Ländern, rechtspopulistische Parteien in jüngerer Zeit in Richtung eines linken wirtschaftspolitischen Programms bewegt haben (Afonso und Rennwald [2018](#); de Lange [2007](#); Hartevelde [2016](#)) und dieses programmatische Angebot gleichzeitig mit einer systemkritischen Protestbotschaft

verbinden. Ob solche Entwicklungen und Transformationen dem deutschen Parteiensystem auch bevorstehen, bleibt abzuwarten, aber die nachfrageseitigen Potenziale dafür scheinen vorhanden zu sein.

In diesem Zusammenhang muss jedoch auf eine erste Begrenzung unserer Studie aufmerksam gemacht werden. Obwohl die empirischen Befunde unsere Theorie der Folgen der links-autoritären Angebotslücke einheitlich stützen, wäre es – um tatsächlich eine gerichtete kausale Beziehung zwischen der links-autoritären Angebotslücke und der Wahlbeteiligung oder der Regimeunterstützung genauer nachzuweisen – gut, die hier vorgenommene Einzelfallanalyse von Querschnittdaten zur Bundestagswahl 2013 zu ergänzen. Der Kontext, innerhalb dessen die Einstellungen und das politische Handeln von Individuen untersucht werden, wäre dazu auf Wahlen auszuweiten, bei denen relevante Parteien ein links-autoritäres Politikangebot machen. Unseren theoretischen Erwartungen nach müsste das die Wahlbeteiligung und die politische Unterstützung links-autoritär eingestellter Bürger an die anderer Bürger angleichen. In einem parallelen Papier (Hillen und Steiner [im Erscheinen](#)), in dem wir auf Basis der finnischen nationalen Wahlstudien von 2007 und 2011 die Folgen von Veränderungen der Angebotsseite untersuchen, finden wir empirische Hinweise auf eine solche Angleichung. Dieses Ergebnis spricht zusätzlich für den hier unterstellten negativen kausalen Effekt einer links-autoritären Angebotslücke auf die politische Partizipation und die politische Unterstützung der Bürger mit einem entsprechenden Einstellungsmuster.

Abschließend sei auf zwei zusätzliche Begrenzungen unserer Studie hingewiesen. Die erste ist, dass unser theoretisches Argument auf der Annahme aufbaut, dass Parteien, für die Bürger wahrnehmbar, klar umrissene Positionen auf beiden Dimensionen des Politikraums einnehmen. Allerdings können Parteien, zum einen, versuchen, einige ihrer Positionen zu verschleiern. Im zweidimensionalen Politikraum bietet sich diese Strategie für Parteien an, die auf eine Wählerschaft zielen, die auf einer der beiden Dimensionen kohärente Einstellungen, auf der anderen aber heterogene Präferenzen aufweist. Besonders rechtspopulistische Parteien können ihre Attraktivität in den Augen links-autoritärer Bürger steigern, indem sie ihr ökonomisches Programm verschleiern und gleichzeitig ihre autoritäre Position prominent und klar vertreten (Rovny [2013](#)). Zudem kann das Vorliegen von heterogenen Policy-Präferenzen innerhalb der Partei-Eliten (s. Steiner und Mader [2019](#)) es Bürgern erschweren, eindeutige Parteipositionen zu ermitteln. Sowohl intern genuin heterogene Parteien als auch solche, die ihre Positionen strategisch verschleiern, können damit potenziell auch Wähler erreichen, deren Einstellungskombination sie nicht teilen. Eine weitere Begrenzung unserer Studie hängt eng mit diesen Überlegungen zusammen und betrifft die Salienz, die Individuen den beiden Dimensionen des politischen Raums zuweisen. Die

links-autoritäre Angebotslücke muss nicht für alle links-autoritär eingestellten Bürger gleichermaßen virulent sein. Vielmehr ist es denkbar, dass nur Individuen, die beide Dimensionen für ähnlich wichtig erachten, sich entfremdet oder Cross-Pressures ausgesetzt fühlen. Ist nur eine der Dimensionen wahlentscheidend, tritt die aus der Zweidimensionalität resultierende Angebotslücke nicht in Erscheinung. Demnach sollte die Wahlwahrscheinlichkeit und politische Unterstützung nur derjenigen Links-Autoritären geringer sein, die auch tatsächlich beide Dimensionen berücksichtigen. Um diese Anschlussüberlegungen empirisch zu vertiefen, sind Umfragedaten nötig, die Informationen zu den wahrgenommenen Positionen aller relevanten Parteien auf den beiden Dimensionen sowie zur subjektiven Salienz der Dimensionen enthalten. Ausreichend hohe Fallzahlen vorausgesetzt, kann dann geprüft werden, wie die Einstellungen und das Wahlverhalten der Links-Autoritären mit diesen Faktoren variieren.

Literatur

- Achterberg, P., & Houtman, D. (2009). Ideologically illogical? Why do the lower-educated Dutch display so little value coherence? *Social Forces*, 87, 1649–1670.
- Adams, J., Dow, J., & Merrill, S. (2006). The political consequences of alienation-based and indifference-based voter abstention: Applications to presidential elections. *Political Behavior*, 28, 65–86.
- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswick, E., Levinson, D. J., & Sanford, N. (1950). *The authoritarian personality*. New York: Harper & Bros.
- Afonso, A., & Rennwald, L. (2018). Social class and the changing welfare state agenda of radical right parties in Europe. In P. Manow, B. Palier, & H. Schwander (Hrsg.), *Welfare democracies and party politics. Explaining electoral dynamics in times of changing welfare capitalism* (S. 171–194). Oxford: Oxford University Press.
- Alesina, A., & Fuchs-Schündeln, N. (2007). Good-bye Lenin (or not?): The effect of communism on people's preferences. *The American Economic Review*, 97, 1507–1528.
- André, A., & Depauw, S. (2017). The quality of representation and satisfaction with democracy: The consequences of citizen-elite policy and process congruence. *Political Behavior*, 39, 377–397.
- Arzheimer, K., & Klein, M. (2000). Gesellschaftspolitische Wertorientierungen und Staatszielvorstellungen im Ost-West-Vergleich. In J. W. Falter, O. W. Gabriel, & H. Rattinger (Hrsg.), *Wirklich ein Volk? Die politischen Orientierungen von Ost- und Westdeutschen im Vergleich* (S. 363–402). Opladen: Leske + Budrich.
- Arzheimer, K., & Schoen, H. (2007). Mehr als eine Erinnerung an das 19. Jahrhundert? Das sozioökonomische und das religiös-konfessionelle Cleavage und Wahlverhalten 1994–2005. In H. Rattinger, O. W. Gabriel, & J. W. Falter (Hrsg.), *Der gesamtdeutsche Wähler: Stabilität und Wandel des Wählerverhaltens im wiedervereinigten Deutschland* (S. 89–112). Baden-Baden: Nomos.

- Bakker, R., de Vries, C., Edwards, E., Hooghe, L., Jolly, S., Marks, G., Polk, J., Rovny, J., Steenbergen, M., & Vachudova, M. A. (2015). Measuring party positions in Europe: The chapel hill expert survey trend file, 1999–2010. *Party Politics*, 21, 143–152.
- Berelson, B. R., Lazarsfeld, P. F., & McPhee, W. N. (1954). *Voting. A study of opinion formation in a presidential campaign*. Chicago: University of Chicago Press.
- Berry, W. D., DeMeritt, J. H. R., & Esarey, J. (2010). Testing for interaction in binary logit and probit models: Is a product term essential? *American Journal of Political Science*, 54, 248–266.
- Blais, A., Morin-Chassé, A., & Singh, S. P. (2017). Election outcomes, legislative representation, and satisfaction with democracy. *Party Politics*, 23, 85–95.
- Bornschier, S. (2010). *Cleavage politics and the populist right: The new cultural conflict in Western Europe*. Philadelphia: Temple University Press.
- Brandenburg, H., & Johns, R. (2014). The declining representativeness of the British party system, and why it matters. *Political Studies*, 62, 704–725.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. E. (1960). *The American voter*. New York: Wiley.
- Cusack, T., Iversen, T., & Rehm, P. (2006). Risks at work: The demand and supply sides of government redistribution. *Oxford Review of Economic Policy*, 22, 365–389.
- De Lange, S. L. (2007). A new winning formula? The programmatic appeal of the radical right. *Party Politics*, 13, 411–435.
- Debus, M. (2010). Soziale Konfliktlinien und Wahlverhalten: Eine Analyse der Determinanten der Wahlabsicht bei Bundestagswahlen von 1969 bis 2009. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 62, 731–749.
- Dolezal, M. (2008). Germany: The dog that didn't bark. In H. Kriesi, E. Grande, R. Lachat, M. Dolezal, S. Bornschier, & T. Frey (Hrsg.), *West European politics in the age of globalization* (S. 208–233). Cambridge: Cambridge University Press.
- Dolezal, M., & Hutter, S. (2012). Participation and party choice: Comparing the demand side of the new cleavage across arenas. In H. Kriesi, E. Grande, M. Dolezal, M. Helbling, D. Höglinger, S. Hutter, & B. Wüest (Hrsg.), *Political conflict in Western Europe* (S. 67–95). Cambridge: Cambridge University Press.
- Downs, A. (1957). *An economic theory of democracy*. New York: Harper and Row.
- Elff, M., & Roßteutscher, S. (2011). Stability or decline? class, religion and the vote in Germany. *German Politics*, 20, 107–127.
- Elff, M., & Roßteutscher, S. (2016). Parteiwahl und Nichtwahl: Zur Rolle sozialer Konfliktlinien. In H. Schoen, & B. Weßels (Hrsg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2013* (S. 45–69). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Erikson, R., Goldthorpe, J. H., & Portocarero, L. (1979). Intergenerational class mobility in three Western European societies: England, France and Sweden. *The British Journal of Sociology*, 30, 415–441.
- Ezrow, L., & Xezonakis, G. (2011). Citizen satisfaction with democracy and parties' policy offerings. *Comparative Political Studies*, 44, 1152–1178.
- Federico, C. M., Fisher, E. L., & Deason, G. (2016). The authoritarian left withdraws from politics: Ideological asymmetry in the relationship between authoritarianism and political engagement. *Journal of Politics*, 79, 1010–1023.

- Ganzeboom, H. B. G., & Treiman, D. J. (2001). International stratification and mobility file: Conversion tools. <http://home.fsw.vu.nl/hbg.ganzeboom/ismf>. Zugegriffen: Mai 2017.
- Hainmueller, J., & Hopkins, D. J. (2014). Public attitudes toward immigration. *Annual Review of Political Science*, 17, 225–249.
- Harteveld, E. (2016). Winning the ‚losers‘ but losing the ‚winners‘? The electoral consequences of the radical right moving to the economic left. *Electoral Studies*, 44, 225–234.
- Häusermann, S., & Kriesi, H. (2015). What do voters want? Dimensions and configurations in individual-level preferences and party choice. In P. Beramendi, S. Häusermann, H. Kitschelt, & H. Kriesi (Hrsg.), *The Politics of Advanced Capitalism* (S. 202–230). New York: Cambridge University Press.
- Heyder, A., & Schmidt, P. (2003). Authoritarianism and ethnocentrism in East and West Germany: Does the system matter? In R. Alba, P. Schmidt, & M. Wasmer (Hrsg.), *Germans or foreigners? Attitudes toward ethnic minorities in post-reunification Germany* (S. 187–209). New York: Palgrave Macmillan.
- Hillen, S., & Steiner, N. D. (im Erscheinen). The consequences of supply gaps in two-dimensional policy spaces for voter turnout and political support: The case of economically left-wing and culturally right-wing citizens in Western Europe. *European Journal of Political Research*.
- Hinich, M. J., & Munger, M. C. (1997). *Analytical politics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hooghe, L., Marks, G., & Wilson, C. J. (2002). Does left/right structure party positions on European integration? *Comparative Political Studies*, 35, 965–989.
- Hussey, L. S. (2012). Polarized politics and citizen disengagement: The role of belief systems. *American Politics Research*, 40, 85–115.
- Inglehart, R. (1977). *The silent revolution: Changing values and political styles among Western publics*. Princeton: Princeton University Press.
- Jensen, C. (2014). *The right and the welfare state*. Oxford: Oxford University Press.
- Kim, M. (2009). Cross-national analyses of satisfaction with democracy and ideological congruence. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 19, 49–72.
- Kitschelt, H. (1994). *The transformation of European social democracy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kitschelt, H. (1995). *The radical right in Western Europe: A comparative analysis*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Kitschelt, H., & Rehm, P. (2014). Occupations as a site of political preference formation. *Comparative Political Studies*, 47, 1670–1706.
- Kriesi, H., Grande, E., Lachat, R., Dolezal, M., Bornschieer, S., & Frey, T. (2008). *West European politics in the age of globalization*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kurella, A., & Rosset, J. (2017). Blind spots in the party system: Spatial voting and issue salience if voters face scarce choices. *Electoral Studies*, 49, 1–16.
- Lefkofridi, Z., Wagner, M., & Willmann, J. E. (2014). Left-authoritarians and policy representation in Western Europe: Electoral choice across ideological dimensions. *West European Politics*, 37, 65–90.
- Lipset, S. M. (1959). Democracy and working-class authoritarianism. *American Sociological Review*, 24, 482–501.

- Malhotra, N., Margalit, Y., & Hyunjung Mo, C. (2013). Economic explanations for opposition to immigration: Distinguishing between prevalence and conditional impact. *American Journal of Political Science*, 57, 391–410.
- Malka, A., Lelkes, Y., & Soto, C. J. (Im Erscheinen). Are cultural and economic conservatism positively correlated? A large-scale cross-national test. *British Journal of Political Science*. <https://doi.org/10.1017/S.0007123417000072>.
- Meltzer, A., & Richard, S. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, 89, 914–927.
- Müller, W., & Klein, M. (2012). Die Klassenbasis in der Parteipräferenz des deutschen Wählers. Erosion oder Wandel? *Politische Vierteljahresschrift Sonderheft*, 45, 85–110.
- Mutz, D. C. (2002). The consequences of cross-cutting networks for political participation. *American Journal of Political Science*, 46, 838–855.
- Oesch, D. (2006). *Redrawing the class map: Stratification and institutions in Britain, Germany, Sweden and Switzerland*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Oesch, D. (2013). The class basis of the cleavage between the new left and the radical right: An analysis for Austria, Denmark, Norway and Switzerland. In J. Rydgren (Hrsg.), *Class Politics and the Radical Right* (S. 31–51). London: Routledge.
- Rattinger, H., Roßteutscher, S., Schmitt-Beck, R., Weßels, B., Wolf, C., Wagner, A., Giebler, H., Bieber, I., & Scherer, P. (2014). *Vor- und Nachwahl-Querschnitt (Kumulation) (GLES 2013)*. *GESIS Datenarchiv, Köln*. ZA5702 Datenfile Version 2.0.0. <https://doi.org/10.4232/1.12064>.
- Rehm, P. (2009). Risks and redistribution: An individual-level analysis. *Comparative Political Studies*, 42, 855–881.
- Rehm, P. (2011). Social policy by popular demand. *World Politics*, 63, 271–299.
- Roller, E. (1992). *Einstellungen der Bürger zum Wohlfahrtsstaat der Bundesrepublik Deutschland*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Roller, E. (1994). Ideological basis of the market economy: Attitudes toward distribution principles and the role of government in Western and Eastern Germany. *European Sociological Review*, 10, 105–117.
- Roller, E. (1997). Sozialpolitische Orientierungen nach der deutschen Vereinigung. In O. W. Gabriel (Hrsg.), *Politische Orientierungen und Verhaltensweisen im vereinigten Deutschland* (S. 115–146). Opladen: Leske+Budrich.
- Roller, E. (2016). Sozialstaatsvorstellungen im Wandel? Stabilität, Anpassungsprozesse und Anspruchszunahme zwischen 1976 und 2010. In S. Roßteutscher, T. Faas, & U. Rosar (Hrsg.), *Bürgerinnen und Bürger im Wandel der Zeit* (S. 209–249). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Roßteutscher, S., & Scherer, P. (2013). Links und rechts im politischen Raum: Eine vergleichende Analyse der ideologischen Entwicklung in Ost- und Westdeutschland. In B. Weßels, H. Schoen, & O. W. Gabriel (Hrsg.), *Wahlen und Wähler* (S. 380–406). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Rovny, J. (2013). Where do radical right parties stand? Position blurring in multidimensional competition. *European Political Science Review*, 5, 1–26.
- Sack, B. C. (2017). Regime change and the convergence of democratic value orientations through socialization. Evidence from reunited Germany. *Democratization*, 23, 444–462.

- Scheepers, P., Gijsberts, M., & Coenders, M. (2002). Ethnic exclusionism in European Countries. Public opposition to civil rights for legal migrants as a response to perceived ethnic threat. *European Sociological Review*, 18, 17–34.
- Schoen, H. (2014). Soziologische Ansätze in der empirischen Wahlforschung. In J. W. Falter & H. Schoen (Hrsg.), *Handbuch Wahlforschung* (S. 169–239). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Singh, S., Karakoç, E., & Blais, A. (2012). Differentiating winners: How elections affect satisfaction with democracy. *Electoral Studies*, 31, 201–211.
- Spies, D. (2013). Explaining working-class support for extreme right parties: A party competition approach. *Acta Politica*, 48, 296–325.
- Stecker, C., & Tausendpfund, M. (2016). Multidimensional government-citizen congruence and satisfaction with democracy. *European Journal of Political Research*, 55, 492–511.
- Steinbrecher, M. (2014). Are alienation and indifference the new features of elections. In Weßels, B., Rattinger, H., Roßteutscher, S., & Schmitt-Beck, R. (Hrsg.), *Voters on the move or on the run?* (S. 263–286). Oxford: Oxford University Press.
- Steiner, N. D., & Hillen, S. (2018). How do left-authoritarian voters decide? Issue salience, position misperception and left-right identification. Vortrag auf der Tagung „Die Bundestagswahl 2017“ der DVPW-Arbeitskreise „Politik und Kommunikation“ und „Wahlen und politische Einstellungen“, Berlin 24.05.–25.05.2018.
- Steiner, N. D., & Mader, M. (2019). Intra-party heterogeneity in policy preferences and its effect on issue salience: Developing and applying a measure based on elite survey data. *Party Politics*, 25, 336–348.
- Stubager, R. (2008). Education effects on authoritarian-libertarian values: A question of socialization. *The British Journal of Sociology*, 59, 327–350.
- Svallfors, S. (1991). The politics of welfare policy in Sweden: Structural determinants and attitudinal cleavages. *The British Journal of Sociology*, 42, 609–634.
- Svallfors, S. (2010). Policy feedback, generational replacement, and attitudes to state intervention: Eastern and Western Germany, 1990–2006. *European Political Science Review*, 2, 119–135.
- van de Werfhorst, H. G., & de Graaf, N. D. (2004). The sources of political orientations in post-industrial Society: Social class and education revisited. *The British Journal of Sociology*, 55, 211–235.
- van der Brug, W., & van Spanje, J. (2009). Immigration, Europe and the ‚new‘ cultural dimension. *European Journal of Political Research*, 48, 309–334.
- Wagner, A., Lehmann, P., Regel, S., & Schultze, H. (2014). Räumliche Modelle des Repräsentationsgefühls: Vergleichende Analysen mit Fokus auf die Bundestagswahl 2009. *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft*, 8, 29–56.
- Winkler, J. R. (2000). Ausländerfeindlichkeit im vereinigten Deutschland. In J. W. Falter, W. Gabriel, & H. Rattinger (Hrsg.), *Wirklich ein Volk? Die politischen Orientierungen von Ost- und Westdeutschen im Vergleich* (S. 435–476). Opladen: Leske + Budrich.
- Wuttke, A. (2017). When the world around you is changing: Investigating the influence of alienation and indifference on voter turnout. In H. Schoen, S. Roßteutscher, R. Schmitt-Beck, B. Weßels, & C. Wolf (Hrsg.), *Voters and voting in context* (S. 146–166). Oxford: Oxford University Press.