



Unsicherheiten der Wählerinnen und Wähler bei der Wahrnehmung des Politikangebots der Parteien. Beschreibung für die Bundestagswahl 2017 und Modellierung als Teil der Wahlfunktion

Franz Urban Pappi und Thomas Bräuninger

1 Einleitung

Wähler und Wählerinnen unterscheiden sich in der Sicherheit ihres politischen Urteils. Unterschiedlich sichere Urteile über Parteipositionen auf vorgegebenen Issue- und Ideologie-Skalen haben nach der Entscheidungstheorie unter Risiko Folgen für die Wahlentscheidung nach der Policy- oder ideologischen Nähe zu den Parteien. So wird eine risikoaverse Wählerin von zwei Parteien, die sie als gleich nahe zu ihrer Idealposition wahrnimmt, die Partei wählen, über deren Position sie sich ein sichereres Urteil zutraut (vgl. Shepsle 1972; Enelow und Hinich 1981; Bartels 1986; Alvarez 1997; Gill 2005). Ursache der Unsicherheit kann zum einen die Partei sein, wenn deren Verlautbarungen von hoher Ambiguität sind oder wenn es sich um eine (neue) Partei handelt, mit der viele Wählerinnen und Wähler (noch) wenig vertraut sind. Zum anderen kann die Ursache bei den Wählern und Wählerinnen selbst liegen, wenn diese sich z. B. wenig über Politik informieren. Und schließlich kann das in der Befragung angesprochene Thema die Ursache sein, etwa wenn dieses von keiner Partei zur Mobilisierung im Wahlkampf genutzt wird. Im Kontext von Befragungen kann die Unsicherheit der Wählenden bezüglich eines Themas auch damit zusammenhängen, dass die entsprechende Frage zu kompliziert formuliert war. Im internationalen Vergleich kommen Eigenschaften der nationalen Parteisysteme wie ideologische Eindimensionalität oder die Intensität des

F. U. Pappi (✉) · T. Bräuninger
Universität Mannheim, Mannheim, Deutschland
E-Mail: Franz.Pappi@mzes.uni-mannheim.de

T. Bräuninger
E-Mail: thomas.braeuninger@uni-mannheim.de

Parteienwettbewerbs als mögliche Ursachen hinzu (vgl. Dahlberg 2013). Ob und wie sich Unsicherheiten über Parteipositionen auf individuelle Wahlentscheidungen auswirken, muss mit der Risikoeinstellung der Probanden und Probandinnen auf der Mikroebene der individuellen Urteilsbildung berücksichtigt werden (Campbell 1983; Eckles et al. 2014).

Wir werden die Unsicherheit von Wählenden bei der Wahrnehmung von Parteipositionen im Vergleich sachpolitischer und ideologischer Positionen untersuchen. Dafür beschränken wir uns auf die Situation im Bundestagswahlkampf 2017 und die in der GLES (Roßteutscher et al. 2017) abgefragten Themen der Zuwanderung, des Klimaschutzes und des *Trade-off* zwischen sozialpolitischen Leistungen und Steuern bzw. Abgaben. Dazu kommt die ideologische Einstufung auf einer Links-rechts-Skala. Mit sieben Parteien, die ihren Wahlkampf mit Aussicht auf einen Einzug in den Bundestag führten, fiel es den Wählenden mutmaßlich schwerer als in den meisten vorangegangenen Bundestagswahlen, sich einen Überblick über die themenspezifischen Parteiangebote zu machen, um sich dann für die Partei zu entscheiden, zu der sie die größte Nähe hatten. Einige Forschende sind in solchen Situationen dazu übergegangen, parteispezifische Effekte der räumlichen Nähe für die Wahlentscheidung zu berechnen (Mauerer et al. 2015; Lachat und Wagner 2018). Dieses Vorgehen hat den entscheidungstheoretischen Nachteil, dass die Parteien nicht mehr nach einheitlichen Kriterien verglichen werden. Die Frage, warum die Nähe bei manchen Parteien eine geringere Rolle spielt, bleibt außerdem unbeantwortet. Wir behalten hingegen die Entscheidungslogik des Downs'schen Modells des Parteienwettbewerbs für Wählende und Parteien bei und schlagen vor, die „neue Unübersichtlichkeit“ eines auf sieben Parteien angewachsenen Systems unter Berücksichtigung der Unsicherheit bei der Parteiwahrnehmung zu modellieren.

Wir stellen in Abschn. 2 die Entscheidung unter Risiko für die Downs'sche Wahlfunktion kurz vor und erläutern in Abschn. 3 unseren Untersuchungsplan. Da individuelle Urteilsunsicherheiten in einmaligen Querschnittsbefragungen ohne Test-Retest-Verfahren schwer zu erfassen sind, werden an einen Untersuchungsplan zur Messung themenbezogener Unsicherheiten der Wähler und Wählerinnen beim Urteil über Parteipositionen hohe Anforderungen gestellt, die manche in der komparativen Forschung übliche Vorgehensweisen nicht erfüllen. Abschn. 4 ist der Beschreibung unseres Verfahrens für die Bundestagswahl 2017 gewidmet, wobei wir insbesondere auf die Quelle der Unsicherheiten eingehen, sei es die Partei, der/die einzelne Wählende oder das jeweilige Thema samt Frageformulierung. Die gewonnenen Unsicherheitsmaße werden schließlich in Abschn. 5 in die Wahlfunktion integriert. Die Berücksichtigung der Unsicherheiten wird eine realistischere Schätzung des relativen Einflusses der ideologischen Selbsteinstufung und der sachpolitischen Präferenzen der Wählenden auf ihre Wahlentscheidung erlauben als Berechnungen mit den Skalenrohwerten oder mit ausschließlich parteispezifischen Nutzenfunktionen.

2 Downs'sche Wahlfunktion mit Urteilsunsicherheiten über die Parteipositionen

Enelow und Hinich (1981) waren die ersten, die in die Wahlfunktion des Downs'schen Modells Unsicherheiten der Wählenden bezüglich der Positionen der Parteien einbauten. Wie später andere Autoren (Bartels 1986; Franklin 1991; Gill 2005) auch, nehmen sie an, dass sich die Angaben der Befragten i zu den Positionen der Parteien j als Ziehung aus einer Verteilung mit dem Mittelwert θ_j und der Varianz σ_{ij}^2 beschreiben lassen. Je größer die Unsicherheit, desto größer wird die Streuung sein:

$$(1) \theta'_{ij} = \theta_j + \varepsilon_{ij}.$$

Für die Wahlfunktion kommt es bei risikoaversen Wählenden auf die Distanz zwischen der eigenen Einstellung x_i und der wahrgenommenen Parteiposition θ'_{ij} und eine von der Distanz unabhängige Bewertung der Partei c_j an, die oft als Valenz interpretiert wird. Für risikoaverse Wählende ergibt sich mit der quadrierten Distanz die Wahlfunktion zu:

$$(2) u_i(\theta'_{ij}) = c_j - (x_i - \theta'_{ij})^2 = c_j - [(\theta_j + \varepsilon_{ij}) - x_i]^2.$$

Hätten wir von dem/der Befragten nun eine Reihe von Messwerten θ'_{ijr} , könnten wir den individuellen Erwartungswert $E(\theta'_{ijr})$ bilden. Mit der Annahme, dass die Summe der ε_{ijr} für große r gegen null geht, würde gelten $E(\theta'_{ijr}) = \theta_j$. Damit würden die je individuellen Varianzen σ_{ij}^2 die Urteilsunsicherheiten der Befragten erfassen. Solche Messwertreihen müssten allerdings in speziellen (Panel-)Befragungen erhoben werden; in Umfragen bei Wählenden liegen sie im Allgemeinen nicht vor. Zudem wären die individuell zurechenbaren Varianzen mit dem Nachteil befragtenspezifischer Parteipositionen erkauft, was den Parteien schwer lösbare Aufgaben der für die Gewinnung von Wählerinnen und Wählern optimalen Positionierung aufbürden würde.

Enelow und Hinich (1981) nehmen vielmehr an, dass der Erwartungswert der ε_{ij} über die Befragten 0 ist, so dass der Erwartungswert von θ' die „wahre“ Position θ einer Partei in den Augen der Wählerschaft insgesamt ist. Auch andere Autoren, die Unsicherheiten bei der Wahrnehmung von Parteipositionen mit vorhandenen Daten schätzen, machen diese Annahme (vgl. z. B. Alvarez 1997, S. 30–34). Bildet man entsprechend für die Wahlfunktion (2) die Erwartungswerte, ergibt sich:

$$(3) E[u_i(\theta'_{ij})] = E[c_j - (\theta_j^2 + \varepsilon_{ij}^2 + 2 \theta_j \varepsilon_{ij} + x_i^2 - 2 x_i \theta_j - 2 x_i \varepsilon_{ij})].$$

c , θ und x_i sind Konstanten ohne Streuung. Da der Erwartungswert von ε_{ij} nach obiger Annahme null ist, gilt:

$$(4) E[\varepsilon_{ij}^2] = \text{Var}(\varepsilon_{ij}) + E[\varepsilon_{ij}]^2 = \text{Var}(\varepsilon_{ij}) = \sigma_{ij}^2.$$

Unter diesen Bedingungen vereinfacht sich (3) zu:

$$(5) E[u_i(\theta'_{ij})] = c_{ij} - (\theta_j - x_i)^2 - \sigma_{ij}^2.$$

Dabei ist die Varianz des parteispezifischen Fehlers nicht einfach mit der Varianz der gemessenen θ' gleichzusetzen. Erst eine Annahme über die „wahre“ Parteiposition θ erlaubt die Berechnung des Fehlers, den i bei der Angabe von θ' macht. In der einschlägigen Forschung wird oft so vorgegangen, dass der Erwartungswert der von den Befragten gemachten Angaben zur Position einer Partei am besten mit der durchschnittlichen Wahrnehmung aller Befragten angenähert wird (Franklin 1991; Alvarez 1997; Gill 2005). Wir kommen im nächsten Abschnitt auf diesen Punkt zurück.

Aus der Funktion (5) für den erwarteten Nutzen vom Politikangebot einer Partei ergibt sich für risikoaverse Wählende als erste Hypothese, dass Unsicherheiten bei der Wahrnehmung einer Parteiposition den Nutzen mindern. Ist eine Wählerin von zwei Parteien gleich weit entfernt und schätzt sie auch deren Valenz gleich ein, entscheidet allein die Unsicherheit, welche Partei den größeren Nutzen verspricht und deshalb die größeren Wahlchancen hat. Außerdem geht aus (5) hervor, dass sich die Unsicherheit bei geringer Distanz zur Partei stärker auswirkt als bei großer Distanz (vgl. dazu auch Alvarez 1997: 40). Zusammen mit der ersten Hypothese leiten wir daraus die Erwartung ab, dass sich Unsicherheiten am stärksten auf die Wahlchancen von ideologisch bzw. sachpolitisch benachbarten Parteien auswirken, von denen eine sehr viel weniger unsicher hinsichtlich der Parteiposition eingeschätzt wird als die andere. Sind die parteispezifischen Unsicherheiten bei einem Thema für alle Parteien gleich groß, wirken sie sich gar nicht auf die Wahlfunktionen aus.

Wir haben eingangs die drei Quellen der Unsicherheit erwähnt: die Parteien, die Themen und die Befragten. In der Wahlfunktion (5) bezieht sich die Unsicherheit ausschließlich auf Parteien. Wir werden empirisch die Links-rechts-Positionen und die drei sachpolitischen Positionen der deutschen Parteien getrennt analysieren und damit die Themen für die jeweilige Analyse konstant halten. Damit bleiben die Parteien und die Befragten als Quellen der Unsicherheit, deren Zusammenwirken unser Untersuchungsplan berücksichtigen muss. Dies ist Thema des nächsten Abschnitts.

3 Untersuchungsplan zur Messung von Unsicherheiten von Wählenden bei der Urteilsbildung über ideologische oder sachpolitische Parteipositionen

Ideologie- und Politikskalen mit benannten Endpunkten sind das Hauptumfrageinstrument für die Anwendung des räumlichen Modells des Stimmenwettbewerbs der Parteien auf die Nachfrage der Wählenden nach Politik. Bei einer von 1 bis 7 bzw. 11 laufenden Skala werden die Endpunkte mit zwei alternativen Politikvorschlägen in der Annahme benannt, dass sich dadurch Eindimensionalität ergibt, d. h. eine geordnete

Menge von Politikvorschlägen zwischen den in der Wahrnehmung der Befragten benannten Extremen. Dieser geordneten Menge können dann die Parteien je nach ihren wahrgenommenen Politikvorschlägen bei der anstehenden Frage zugeordnet werden und die Befragten können außerdem ihre bevorzugte Politik einordnen. Die Distanz des eigenen Standpunkts zu den wahrgenommenen Standpunkten der Parteien ist dann ein Maß für den Nutzenverlust bei der Wahl der entsprechenden Partei. Je kleiner diese Distanz ist, desto größer wird die Wahrscheinlichkeit der Wahl dieser Partei sein.

Wenn den Befragten eine derartige Skala vorgelegt und die beiden Endpunkte mit Politikalternativen zur Lösung eines bestimmten Problems beschrieben werden, bedeutet dies noch nicht, dass die Befragten ein gemeinsames Verständnis der zwischen den Endpunkten liegenden Skalenziffern haben. Aldrich und McKelvey (1977) haben schon früh eine Lösung dieses Problems vorgeschlagen. Die Methode beruht auf der Extraktion der ersten Hauptkomponente der Korrelationsmatrix zwischen den Befragten im Hinblick auf die von ihnen wahrgenommenen Parteipositionen. Auf das deutsche Parteiensystem (bestehend aus den sechs Parteien CDU, CSU, SPD, FDP, Grüne und Linke) angewandt erklärt diese Hauptkomponente z. B. für die Links-rechts-Skala ca. 80 % der Varianz. Nimmt man weitere Parteien wie die AfD hinzu, sinkt der Prozentsatz der erklärten Varianz. Bei sachpolitischen Issue-Skalen fällt dieser Prozentsatz noch geringer aus. Gerade wenn man an der Varianz der wahrgenommenen Parteipositionen interessiert ist, hat die Reskalierung der Ausgangsskalen nach Aldrich und McKelvey (1977) bzw. Hare et al. (2015) einen Nachteil. Die Varianz einer reskalierten Parteiposition hängt nämlich auch mit der Ladung der Partei auf der ersten Hauptkomponente zusammen. Ein Beispiel kann dies verdeutlichen: Von allen Parteien schwanken die Originalantworten zur Links-rechts-Frage am meisten für die CSU und AfD. Nach der Reskalierung hat aber die CSU die geringste und die AfD die höchste Varianz. Als Partei rechts von der CDU fügt sich die bayerische CSU gut in die allgemeine Links-rechts-Ordnung ein, während die AfD auf der ersten Hauptkomponente nicht so hoch lädt wie die CSU. Wir wenden hier deshalb ein Verfahren an, das ohne eine Faktorextraktion auskommt und trotzdem die Positionswahrnehmungen von Befragten interindividuell vergleichbar macht.

Bei einer Issue-Skala machen die Befragten i ($i=1, \dots, n$) Angaben über die Positionen der Parteien j ($j=1, \dots, k$) auf der vorgegebenen Skala y_{ij} . Selbst wenn mit den benannten Endpunkten der intendierte Sachverhalt beschrieben ist, ist nicht gesagt, dass die Befragten die Skalenpunkte zwischen den Endpunkten nach denselben Kriterien vergeben. Einige nutzen z. B. den ganzen Zahlenbereich der Skala, um die vorgegebenen Parteien einzustufen, andere konzentrieren ihre Urteile mehr um den mittleren Skalenswert. Die individuelle Streuung der Urteile (s_i) kann also verschieden sein. Außerdem können die Meinungen der Befragten darüber auseinandergehen, ob man alle oder die meisten der abgefragten Parteien mehr an dem einen Endpunkt, also z. B. als mehr links, oder am anderen Endpunkt, also mehr rechts, einstufen soll. Die Urteile über die ordinale Anordnung der Parteien brauchen sich dabei nicht groß zu unterscheiden. Über sie kann weitgehende Urteilskonkordanz herrschen. So kann man annehmen, dass das Gros der Befragten entsprechende Signale aus den Medien und persönlichen Gesprächen erhält,

so dass man bei geläufigen ideologischen Urteilen oder bei aktuellen Sachpolitiken mit mehr oder weniger großer ordinaler Übereinstimmung über die Parteienordnung rechnen kann.

Die oben erwähnten individuellen Unterschiede im Skalengebrauch beseitigen wir durch eine z-Transformation der y_{ij} , d. h. die Originalangaben werden für jede befragte Person mit deren Mittelwert zentriert und ihrer Standardabweichung normiert:

$$(7) z_{ij} = (y_{ij} - y_{i.})/s_i \text{ mit}$$

$$(6) y_{i.} = \left(\sum_j (y_{ij}) \right) / k \text{ und } s_i = \left(\sum_j (y_{ij} - y_{i.})^2 / k \right)^{1/2}$$

Die $y_{i.}$ und s_i werden allein aus den Parteiwahrnehmungen gewonnen. Ist die z-Transformation durchgeführt, erwarten wir je nach Thema eine mehr oder weniger große Übereinstimmung der Parteiwahrnehmungen der Befragten. Diese mehr oder minder große Einigkeit der Befragten über die Parteipositionen wird sich natürlich nicht auf die eigene Einstellung zum jeweiligen Thema erstrecken. Diese wird auf derselben Skala wie die Parteipositionen abgefragt (y_{i0}) und kann mit den aus der Positionsskalierung der Parteien gewonnenen individuellen Mittelwerten und Standardabweichungen an die Skala der z-transformierten Parteipositionen angepasst werden.

$$(9) z_{i0} = (y_{i0} - y_{i.})/s_i.$$

Der zweite Schritt besteht in der Berechnung der Parteimittelwerte aus den z-transformierten Befragtenangaben.

$$(10) z_j = \left(\sum_i z_{ij} \right) / n$$

Diese Parteimittelwerte ergeben ein valides Bild der themenspezifischen Parteikonstellation, die man in nahezu gleicher Form auch mit den Originalangaben oder mit der Reskalierung nach Aldrich und McKelvey erhält. Unser Verfahren unterscheidet sich aber im jetzt folgenden dritten Schritt von anderen Messverfahren: Wir zerlegen die z-Werte mit einer Varianzanalyse in die Summen der Quadrate zwischen und innerhalb der Parteien und nehmen letztere zum Ausgangspunkt für die Erfassung der Unsicherheiten der Wählenden bei der Wahrnehmung von Parteipositionen.

Durch die individuelle z-Transformation haben die Positionseinschätzungen aller Individuen den Mittelwert 0 und eine Varianz über die Parteien von 1. Die Gesamtsumme der Quadrate (SST) der „ $n \times k$ “-Matrix ist somit $n \cdot k$.

$$(11) SST = \sum_j \sum_i (z_{ij} - z_{.j})^2 = n \cdot k \text{ oder, da } z_{.j} = 0: \sum_j \sum_i z_{ij}^2 = n \cdot k.$$

Diese Summe kann zerlegt werden in die Summe der Quadrate zwischen den Parteien (SSB) und die Summe der Quadrate innerhalb der Parteien (SSW):

(12) $SST = SSB + SSW$, wobei

$$(13) SSB = \sum_i \sum_j (z_j - z_{..})^2 = n \sum_j z_j^2$$

$$(14) SSW = \sum_i \sum_j (z_{ij} - z_{.j})^2$$

SSB/SST ist die Varianz des Parteiensystems und gibt an, wie groß der Anteil an der Gesamtvarianz ist, den die Parteistimuli erklären. Der Rest, also SSW/SST ist dann die durchschnittliche Fehlervarianz. SSW wird aus einer „ $n \times k$ “-Matrix der quadrierten Distanzen der n Befragten zu den z -transformierten Mittelwerten der Parteien berechnet. Je größer die Distanz, desto mehr weicht die Positionsangabe eines/einer Befragten vom Mittelwert für diese Partei ab. Versteht man den Mittelwert als den „wahren“ Parteiwert, ist die Varianz dieser Abweichungen über alle Befragten für die entsprechende Partei ein erster Schätzer der Unsicherheit bei der Beurteilung der Partei. Die Fehlerdistanzen in der „ $n \times k$ “-Matrix unterscheiden sich aber nicht nur spaltenweise, sondern auch zeilenweise, d. h. zwischen den Befragten. Manche Befragte weichen für alle Parteien stark von den Mittelwerten ab, andere liegen mit ihren Angaben für alle Parteien sehr nahe an den Mittelwerten. Parteispezifische Fehlervarianzen $\sum_i (z_{ij} - z_{.j})^2 / n = s_j$, die über alle Befragten ohne Berücksichtigung dieser Unterschiede zwischen den Befragten berechnet werden, erfassen die parteispezifischen Unsicherheiten für viele Befragte ungenügend. Berechnet man dann den Effekt der Distanzen auf die Wahlentscheidung unter zusätzlicher Berücksichtigung der parteibezogenen Unsicherheit $[(\theta_j - x_i)^2 - \sigma_j]$, würde eine durchschnittliche Fehlervarianz für alle Befragten die Unsicherheit der gut Informierten stark über- und der gering Informierten stark unterschätzen. Wir organisieren die Befragten deshalb nach dem Grad ihrer individuellen Unsicherheit in Gruppen und berechnen die parteispezifischen Unsicherheiten als Varianz der individuellen Distanzen zu den Mittelwerten für die Gruppen getrennt.

Welche Argumente sprechen für derartig berechnete Unsicherheitsmaße? Es handelt sich schließlich nicht um eine direkte Messung in dem Sinn, dass der/die Befragte zugleich mit seinem/ihrem Punktschätzer für die Position einer Partei Angaben über den Bereich auf der vorgelegten Skala macht, in welchem sich die Position befinden könnte. Da in Wahlumfragen direkte Fragen über individuelle Unsicherheiten bei der Wahrnehmung von themenbezogenen Parteipositionen fehlen, hat die Forschung auf Ersatzlösungen wie die interindividuelle Varianz oder Entropie (Gill 2005) zurückgegriffen oder sich auf Maße der individuellen Unsicherheit des Urteils (Palfrey und Poole 1987) beschränkt. Nur wenn man mehrere Issues in die Analyse einbezieht, lässt sich die parteispezifische Varianz der individuellen Urteile berechnen (Alvarez 1997). Für unsere getrennte Analyse der einzelnen Skalen scheidet diese Möglichkeit aus.

Wie bei Palfrey und Poole (1987) dient uns die Übereinstimmung der individuellen Parteiurteile mit den „wahren“ Parteiwerten, gemessen über die Partiemittelwerte ($z_{.j}$), als persönliches skalenspezifisches Informiertheitsmaß. Mittelwerte von wahrgenommenen

Parteipositionen erweisen sich – unabhängig davon, ob man die Originalwerte der Parteiwahrnehmungen, die nach Aldrich und McKelvey reskalierten Werte oder wie in unserem Fall die z-transformierten Werte nimmt – als sehr stabile, miteinander übereinstimmende Maße über die Parteien, sozusagen als *crowd knowledge*. Wir unterteilen dann die Befragten in Gruppen unterschiedlich hoher Informiertheit und prüfen, ob, wie erwartet, die Varianz der Urteile der Befragten in den Gruppen mit deren Informiertheit abnimmt. Diese Erwartung gründet auf der Annahme, dass Befragte, deren Parteiurteile mit den „wahren“ Werten übereinstimmen, vielfach Bestätigung für ihr Urteil erhalten, wenn sie Nachrichten hören, den politischen Teil der Zeitungen lesen oder sich mit anderen über politische Themen unterhalten. Diese Bestätigungen machen sie sicherer in ihrem Urteil und, da die Bestätigungen in Richtung der „wahren“ Werte erfolgen, werden die Parteiurteile der gut Informierten weniger voneinander abweichen als die der weniger Informierten. Wenig Informierte werden kaum soziale Bestätigung ihrer persönlichen Weltsicht erhalten. Insofern ist es gerechtfertigt, die interindividuelle Varianz der skalen-spezifischen Parteiurteile innerhalb der Gruppen unterschiedlich informierter Wähler und Wählerinnen als aggregiertes Ersatzmaß der individuellen Unsicherheiten zu verwenden.

Im folgenden Abschnitt beschreiben wir die auf diese Weise erfassten Urteilsunsicherheiten der Wählenden im Kontext der Bundestagswahl 2017, soweit der Vorwahlquerschnitt der GLES dies erlaubt.

4 Beschreibung der Unsicherheiten der Wählenden bei der Einstufung der ideologischen und sachpolitischen Beurteilung der Parteien

Im Vorwahlquerschnitt der GLES (Roßteutscher et al. 2017) wurden Fragen zur Position von sieben Parteien (CDU, CSU, SPD, FDP, Grüne, Linke und AfD) auf einer vorgegebenen Links-rechts-Skala und auf analogen Skalen für folgende Themen gestellt: Mehr oder weniger Zuwanderung, sozialstaatliche Leistungen versus Steuern und Abgaben und Klimaschutz versus Wirtschaftswachstum. Aus Gründen der Vergleichbarkeit zwischen den Skalen werten wir nur die Angaben der Befragten aus, die Angaben zu allen sieben Parteien gemacht haben.

Die Zahl der Befragten mit vollständigen Angaben zu allen sieben Parteien unterscheidet sich sehr stark nach den abgefragten Sachthemen. Während immerhin noch 1793 von insgesamt 2181 Befragten, also 82 %, alle sieben Parteien auf der Links-rechts-Skala einstufen (siehe Tab. 1),¹ beträgt dieser Prozentsatz für das Thema

¹Davon stuften zwei Befragte alle sieben Parteien gleich ein. Solche Befragte werden bei der Berechnung der z-Werte nicht berücksichtigt.

Tab. 1 Die Wahrnehmung von Parteipositionen im Vergleich der vier Dimensionen Links-rechts, Sozialstaat, Klimaschutz und Zuwanderung

| | Links-rechts | Weniger Steuern/ mehr Sozialstaat | Klimaschutz/ Wirt- schaftswachstum | Zuwanderung |
|--|--------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------|
| a) Anzahl Befragte mit vollständigen Angaben (insgesamt 2 181 Befragte) | | | | |
| Angaben zu 7 Parteien | 1793 | 1072 | 1023 | 1459 |
| Angaben zu 6 Parteien | 135 | 489 | 511 | 291 |
| <i>Davon ohne AfD</i> | 35 | 417 | 528 | 32 |
| b) Summe der Quadrate nach z-Transformationen SSB, SSW, SST ^a | | | | |
| Zwischen den 7 Parteien (SSB) | 8672 | 854 | 2874 | 5630 |
| Innerhalb der Parteien (SSW) | 3865 | 6531 | 4112 | 4471 |
| Insgesamt (SST) | 12 537 (7*1791) | 7385 (7*1055) | 6986 (7*998) | 10 101 (7*1443) |
| c) Intraklassenkorrelation r | | | | |
| <i>Nach z-Trans- formation</i> | 0,723 | 0,132 | 0,449 | 0,595 |
| <i>Vor z-Trans- formation</i> | 0,644 | 0,126 | 0,340 | 0,493 |
| d) Anzahl Befragte nach skalenbezogener Informiertheit | | | | |
| Hoch ($r > 0,9$) | 969 | 125 | 108 | 291 |
| Mittel ($0,9 \geq r > 0,3$) | 681 | 480 | 746 | 1046 |
| Gering ($r \leq 0,3$) | 141 | 450 | 144 | 106 |

Anmerkung: ^aNur Befragte, die nicht alle 7 Parteien gleich eingestuft haben

Zuwanderung 67 und für die Sozialstaats- bzw. Klimaschutzfrage nur noch 49 bzw. 47. Dieser Rückzug von etwa der Hälfte der Befragten auf die Antwort „weiß nicht“ bei den letzten beiden Skalen ist in erster Linie der Unkenntnis der Befragten über die Sozialstaatsposition bzw. die Klimaschutzposition der AfD geschuldet (siehe Tab. 1, Teil a). Zusätzlich war auch das Frageformat insofern schwieriger, als es beide Male um die Abschätzung eines Trade-off zwischen zwei Zielen ging. Das zeigt sich deutlich im nächsten Analyseschritt, der sich mit der Urteilsinkonzordanz der Befragten bezüglich der Parteipositionen befasst.

Befragte, die Auskunft über die von ihnen wahrgenommenen Positionen von Parteien geben, befinden sich in der Rolle von Experten oder Expertinnen, deren Urteil man umso mehr vertraut, je mehr sie darin übereinstimmen. Wir berechnen deshalb für die Originalangaben und die z-transformierten Werte Intraklassenkorrelationen als Maß der Übereinstimmung. Erwartungsgemäß ist die Übereinstimmung größer nach

der Beseitigung individueller Unterschiede im Skalengebrauch durch abweichende Ankerwerte und eine Streuung der Urteile über die Skalenwerte (Tab. 1, Teil c). Die z-transformierte Links-rechts-Skala erreicht mit $r=0,723$ sogar einen Wert, den Bräuninger et al. (2019) für die ursprünglichen Skalenangaben von deutschen Experten und Expertinnen (aus der Politikwissenschaft) für dieselben Parteien zuzüglich der NPD berichten. Mit $r=0,595$ stimmten die Befragten in ihren Urteilen über die Zuwanderungspolitik der Parteien am zweitbesten überein, während Klimaschutz und vor allem die Sozialstaatsfrage stark nach unten abweichen. Wie beim Ausmaß der Weiß-nicht-Angaben dürfte diese schlechte Übereinstimmung mit Unsicherheiten bezüglich der AfD zusammenhängen und bei der Sozialstaatsfrage zusätzlich mit Unkenntnis über die rechtsliberale Position der FDP. Nimmt man die Summe der Quadrate zwischen (SSB) und innerhalb der Parteien (SSW) zum Maßstab, zeigt sich, dass nur bei Links-rechts und der Zuwanderung die von den Parteien erklärte Varianz größer ist als die Fehlervarianz (Tab. 1b).

Diese Fehlervarianz ist Ausgangspunkt für unsere Berechnung der individuellen- und parteibezogenen Urteilsunsicherheit. Wir ordnen die Individuen nach der Größe ihrer individuellen Fehler $(z_{ij} - z_j)^2$ jeweils in eine Gruppe mit hoher skalenbezogener Informiertheit, eine Gruppe mittlerer Informiertheit und eine Gruppe geringer Informiertheit ein. Um Vergleichbarkeit zwischen den Skalen herzustellen, bedienen wir uns der individuellen Intraklassenkorrelation für jede befragte Person als standardisiertes Maß der individuellen Unsicherheit (vgl. Palfrey und Poole 1987). Die Zahl der Befragten pro Unsicherheitsgruppe unterscheidet sich stark nach den Skalen, wobei insbesondere die Sozialstaatskala mit 450 gering Informierten erwartungsgemäß abfällt (Tab. 1, Teil d).

Die Befragten mit guter und mittlerer Informiertheit nehmen die Positionen der sieben Parteien im Wesentlichen gleich wahr (Abb. 1). Wenn die Distanz zwischen den jeweiligen beiden Extremparteien bei den Personen mit mittlerer Informiertheit etwas kleiner ist als bei den gut Informierten, liegt das daran, dass Erstere mehr von mittleren Einstufungen Gebrauch machen. Darin drückt sich ihre größere Urteilsunsicherheit aus.

Die große Übereinstimmung der Parteimittelwerte zwischen Personen guter und mittlerer Informiertheit rechtfertigt die Verwendung der Mittelwerte für alle Befragten (jeweils oberste Grafik bei jeder Skala) als Maß der „wahren“ Parteiwerte, die die Ankerpunkte für die Berechnung der individuellen Fehler bilden. Von diesen Werten weichen nur einzelne Parteiurteile der gering Informierten wesentlich ab. Diese Gruppe stuft z. B. die AfD zusammen mit der Linken im Gegensatz zu CDU und SPD als links ein. Am stärksten schlägt eine abweichende Skaleninterpretation bei der Sozialstaatsfrage wegen der großen Zahl gering Informierter zu Buche. Damit wird die Skalenbreite für alle Befragten zwar arg verkürzt, kann aber die relative Positionierung von AfD und FDP als mehr auf geringe Steuern und Abgaben achtende Parteien und der Linken, der SPD und der Grünen als mehr auf sozialstaatliche Ausgaben setzende Parteien nicht verändern.

Die entscheidende Frage für die Messung der parteibezogenen Unsicherheiten ist nun, wie sich die individuelle Informiertheit auf sie auswirkt. Wir haben zwar die drei Gruppen nach der Größe ihrer individuellen Fehler eingeteilt und insofern werden die

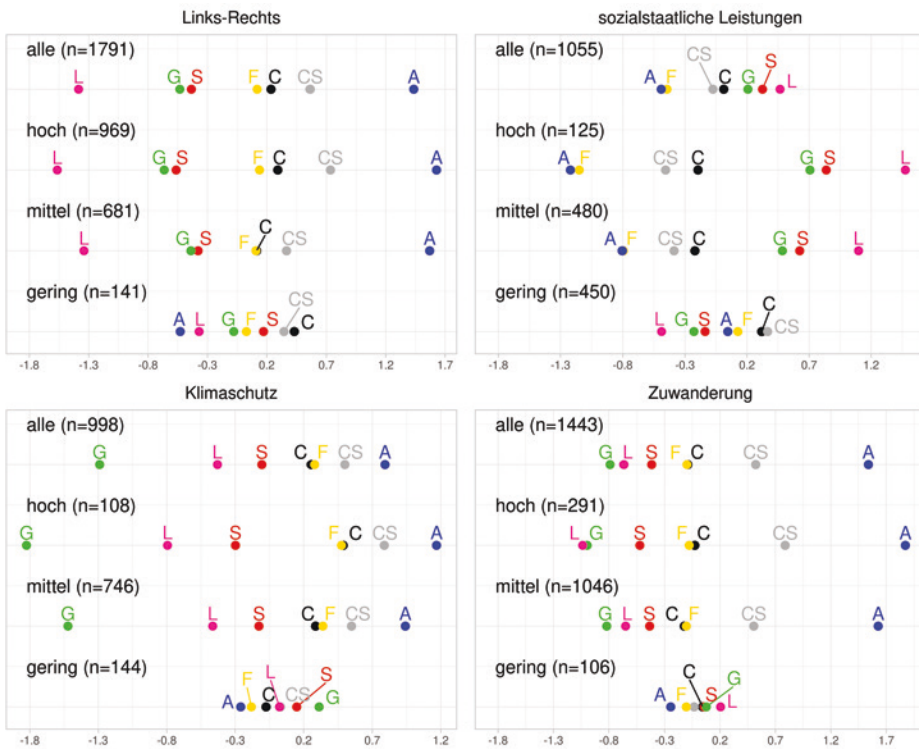


Abb. 1 Die z-transformierten Mittelwerte der Parteien für (1) alle Befragten und nach skalenbezogener Informiertheit (2) hoch, (3) mittel und (4) gering

Fehlervarianzen mit abnehmender Informiertheit zunehmen. Das sagt aber noch nichts über die Verteilung der Unsicherheiten über die Parteien aus. Tab. 2 gibt die empirische Antwort auf die Frage nach den parteibezogenen Unsicherheiten.

Für alle 4 Skalen und 7 Parteien, also insgesamt 28 aggregierte Unsicherheiten, gilt (bei nur drei Ausnahmen): Erstens nimmt die Fehlervarianz mit zunehmender Informiertheit ab. Zweitens sind die Unterschiede zwischen den Parteien bei den gut Informierten gering. Das bedeutet, dass sich bei ihnen die Unsicherheiten kaum auf die Entscheidung zwischen den Parteien auswirken werden. Drittens konzentriert sich die Unsicherheit bei den gering Informierten stark auf die AfD. Das ist besonders bei den beiden Skalen auffällig, die insgesamt die höchste Urteilskonkordanz aufweisen: bei Links-rechts und beim Thema Zuwanderung. Bei letzterem Thema ist im Hinblick auf die AfD der Unterschied zu den Personen mit mittlerer Informiertheit auffällig groß, da hier diese Gruppe die AfD fast genauso sicher einstuft wie die Gruppe der gut Informierten. Dafür ist ihre Wahrnehmung der Position der CDU und CSU wie auch der Linken relativ unsicher. Da die Befragten mit mittlerer Informiertheit beim Thema Zuwanderung die größte Gruppe stellen (1 046 von insgesamt 1 443), sind hier die Bedingungen für einen größeren Einfluss der Unsicherheit auf die Wahlabsicht gut. Wenn man zusätzlich zur Politikdistanz

Tab. 2 Fehlervarianz der Parteiwahrnehmungen bei geringer, mittlerer und hoher skalenbezogener Informiertheit

| Partei | Links-rechts | | Sozialstaat | | Klimaschutz | | Zuwanderung | |
|--------|--------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
| | | | | | | | | |
| CDU | 1,0291 | | 0,9931 | | 0,9691 | | 1,5582 | |
| | | 0,3061 | | 0,5571 | | 0,4160 | | 0,5653 |
| CSU | | 0,0661 | | 0,1263 | | 0,1126 | | 0,1105 |
| | 1,0495 | | 1,1018 | | 0,9536 | | 1,4391 | |
| SPD | | 0,4136 | | 0,7016 | | 0,3997 | | 0,5459 |
| | | | 0,1111 | | 0,2378 | | 0,1388 | 0,1674 |
| FDP | 0,9734 | | 0,9415 | | 0,8013 | | 0,9323 | |
| | | 0,2571 | | 0,4271 | | 0,3568 | | 0,2505 |
| Grüne | | 0,0891 | | 0,3183 | | 0,1181 | | 0,0752 |
| | 0,4140 | | 0,9945 | | 0,9997 | | 0,4384 | |
| Linke | | 0,3875 | | 0,5669 | | 0,4894 | | 0,3708 |
| | | | 0,0883 | | 0,5858 | | 0,1548 | 0,1099 |
| AfD | 0,5824 | | 0,8382 | | 3,5576 | | 1,4043 | |
| | | 0,3032 | | 0,5118 | | 0,2891 | | 0,2698 |
| Linke | | 0,1145 | | 0,3634 | | 0,3216 | | 0,0989 |
| | 1,9938 | | 1,8963 | | 1,1219 | | 1,6113 | |
| AfD | | 0,2268 | | 1,0577 | | 0,5656 | | 0,6860 |
| | | | 0,0699 | | 1,0846 | | 0,2077 | 01914 |
| AfD | 5,7614 | | 1,8859 | | 2,8502 | | 4,7353 | |
| | | 0,4352 | | 0,8073 | | 0,6387 | | 0,1623 |
| | | 0,0952 | | 0,6025 | | 0,2223 | | 0,1489 |

Anmerkungen: Die skalenbezogene Informiertheit ist für die 4 Skalen vergleichbar mit der Intraklassenkorrelation zwischen den individuellen Abweichungen von den Parteimittelwerten und diesen Mittelwerten berechnet ($r > 0,9$ hohe, $0,9 \geq r \geq 0,3$ mittlere und $r \leq 0,3$ geringe Informiertheit)

die Unsicherheit bei der Berechnung der Erwartungswerte berücksichtigt, müssten sich die Chancen der AfD verbessern und die von CDU und CSU vermindern. Wir werden das im nächsten Abschnitt überprüfen.

5 Wahlfunktionen mit Urteilsunsicherheiten

Wahlfunktionen für die Wahl zum Bundestag müssen berücksichtigen, dass die CDU nur in Deutschland außerhalb Bayerns und die CSU nur in Bayern gewählt werden kann. Jede Wählerin und jeder Wähler ist mit einer Auswahl unter sechs Parteien konfrontiert, wenn man sich auf die im 19. Bundestag vertretenen Parteien beschränkt. Für die Entscheidung der bayerischen Wählenden ersetzen wir die CDU-Werte durch die der CSU, so wie die bayerische Wählerschaft sie wahrnimmt. Für die anderen Parteien bleiben die nationalen Werte erhalten. Wie aus Abb. 1 hervorgeht, stufen die Befragten die Zuwanderungspolitik der CSU mit 0,53 viel restriktiver und damit näher an der AfD ein als die der CDU. Die bayerischen Befragten teilen diese Einstufung weitgehend mit einem CSU-Wert von 0,48 und einer Fehlervarianz von 0,59 im Vergleich zu den 0,52 der CDU. Es scheint, als ob klare, aber entgegengesetzte Standpunkte der Vorsitzenden der beiden Schwesterparteien Unsicherheiten der Wählenden für beide Parteien beförderten.

Im Folgenden ist für die vier Skalen zuerst zu prüfen, ob die Unsicherheit bei der Wahrnehmung von Parteipositionen die theoretisch abgeleitete negative Wirkung auf die Wahlabsicht auch tatsächlich hat. Wenn ja, lohnt sich eine kontrafaktische Analyse: Wie wäre die Wahlvoraussage 2017 ausgefallen, wenn deterministisch jeder Wähler und jede Wählerin die Partei gewählt hätte, die ihm oder ihr bei der Zuwanderungsfrage am nächsten stand, und zwar einmal nur mit der Distanz und einmal zusätzlich unter Berücksichtigung der Urteilsunsicherheiten? Auf diese Weise sehen wir, welche Parteien bei gegebener Distanzverteilung Einbußen wegen als unsicher eingestuften Positionen zu gewärtigen gehabt hätten, wenn nicht andere Einflussgrößen einen Ausgleich geschaffen hätten. Zur Vorbereitung eines solchen vollständigen Modells prüfen wir in einem dritten Schritt die Erwartung, dass über Parteipositionen bei einem Thema gut Informierte sich in ihrer Wahlentscheidung auch stärker von diesem Thema beeinflussen lassen als gering Informierte. Abschließend kann dann diese vollständige Wahlfunktion mit Berücksichtigung parteibezogener Urteilsunsicherheiten formuliert und empirisch getestet werden.

Tab. 3 bestätigt die erwartete negative Wirkung der Fehlervarianz auf die Wahlabsichten. Diese Wirkung ist für die Links-rechts- und die Zuwanderungsskala signifikant, für die Sozialstaats- und die Klimaschutzskala nicht. Es sei daran erinnert, dass für die letzteren Skalen auch die Urteilshomogenität am geringsten war. Von den Koeffizienten für die Distanzen und den Pseudo- R^2 her beurteilt hat die Links-rechts-Skala die größte Prognosekraft, während alle drei sachpolitischen Skalen deutlich abfallen, am deutlichsten die Sozialstaatsfrage.

Tab. 3 Voraussage der Wahlabsicht mit der quadrierten Distanz und der informationsbezogenen Varianz, Analyse nach Skalen getrennt

| Koeffizient von: | 1. Links-rechts | 2. Sozialstaat | 3. Klimaschutz | 4. Zuwanderung |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Distanz | -0,940*** (0,049) | -0,250*** (0,042) | -0,278*** (0,030) | -0,266*** (0,025) |
| Varianz | -0,604*** (0,124) | -0,230 (0,438) | -0,129 (0,179) | -0,483** (0,185) |
| Pseudo-R ² | 0,115 | 0,020 | 0,051 | 0,042 |
| n | 1363 | 827 | 784 | 1108 |

Anmerkungen: Die Effekte sind für die Konstanten und die skalenbezogene Informiertheit berechnet, aber hier nicht aufgeführt. **p<0,01 ***p<0,001

Nach diesem ersten positiven Test unseres Ansatzes lohnt sich die Beantwortung der oben formulierten kontrafaktischen Frage nach der Auswirkung der Einstellung zur Zuwanderung auf die Wahlabsichten, wenn diesem Merkmal eine Alleinstellung zubilligt wird. Wegen der Unterschiede zwischen den beiden Unionsparteien in dieser Frage führen wir die Berechnung getrennt, einmal für Deutschland ohne Bayern und einmal nur für Bayern durch (Tab. 4). Das auffälligste Ergebnis sind die 35 bzw. 33 % für die AfD im Bund ohne Bayern und von 30 bzw. 27 % in Bayern. Käme es nur auf die Zuwanderungspolitik an, ergäbe sich eine starke Polarisierung des Zuspruchs von Wählenden: Die AfD wäre mit ihrer rechten Randposition die größte Partei, gefolgt von den Grünen in linker Randposition als zweitgrößter. Interessanter für unsere Fragestellung ist aber, wie sich die Berücksichtigung der Urteilsunsicherheiten auswirken würde. Die Erwartung ist, dass unsicherer beurteilte Parteien an benachbarte Parteien verlieren, die sicherer beurteilt werden. Die in Tab. 4 aufgeführten „Wählerwanderungen“ bestätigen diese Erwartung vollumfänglich.

Der größte Unterschied zwischen der Verteilung ohne Berücksichtigung der Unsicherheit (Distanz a) und mit Unsicherheit (Distanz b) betrifft die CDU, nicht aber die CSU. Ohne Unsicherheit werden für die CDU 21 % vorausgesagt, mit Unsicherheit nur noch 9 %. Hauptnutznießerin dieser Abwanderung ist aber nicht etwa die AfD, sondern die FDP, also die Partei, deren Position als fast identisch mit der der CDU beurteilt wird, allerdings mit geringerer Unsicherheit (vgl. Tab. 2). Zusätzlich verliert die CDU aber auch an die AfD (16 Befragte) mehr als sie von ihr hinzugewinnt (3 Befragte). Bei der CSU ist die Wanderungsbilanz umgekehrt (Verlust von 4 im Vergleich zu einem Gewinn von 9). Diese Ergebnisse sprechen zumindest nicht für die Behauptung, eine weiter rechts angesiedelte CDU-Position würde sich nicht in Stimmengewinnen bei diesem Thema auszahlen. Bei dieser kontrafaktischen Betrachtung liegt das bessere Abschneiden der CSU im Vergleich zur CDU nicht in der Urteilsunsicherheit, sondern in ihrer Position weiter rechts begründet.

Auf der linken Seite des politischen Spektrums gewinnt durch die Berücksichtigung der Unsicherheit in erster Linie die SPD. Die SPD ist die Partei mit den geringsten

Tab. 4 Deterministische Voraussage der Wahlabsicht ausschließlich mit der quadrierten Distanz in der Zuwanderungspolitik und ohne Varianz (a. ohne Varianz; b. mit Varianz)

| <i>1. Deutschland ohne Bayern</i> | | | | | | |
|-----------------------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|----------------|
| | Distanz b | | | | | |
| Distanz a | CDU | SPD | FDP | Grüne | AfD | n % |
| CDU | 79 | 5 | 157 | 0 | 16 | 257 20,88 % |
| SPD | 0 | 104 | 3 | 0 | 0 | 107 8,69 % |
| FDP | 5 | 50 | 11 | 0 | 0 | 66 5,36 % |
| Grüne | 0 | 1 | 4 | 291 | 0 | 296 24,05 % |
| Linke | 0 | 36 | 1 | 38 | 0 | 75 6,09 % |
| AfD | 3 | 0 | 37 | 0 | 390 | 430 34,93 % |
| n | 87 | 196 | 213 | 329 | 406 | 1231 |
| % | 9,07 % | 15,92 % | 17,30 % | 26,73 % | 32,98 % | 100 % |
| <i>2. Bayern</i> | | | | | | |
| | Distanz b | | | | | |
| Distanz a | CSU | SPD | FDP | Grüne | AfD | n % |
| CSU | 13 | 0 | 4 | 0 | 4 | 21 10,29 % |
| SPD | 0 | 19 | 0 | 0 | 0 | 19 9,31 % |
| FDP | 0 | 11 | 30 | 0 | 0 | 41 20,10 % |
| Grüne | 0 | 1 | 2 | 49 | 0 | 52 25,49 % |
| Linke | 0 | 5 | 0 | 4 | 0 | 9 4,41 % |
| AfD | 9 | 0 | 2 | 0 | 51 | 62 30,39 % |
| n | 22 | 36 | 38 | 53 | 55 | 204 |
| % | 10,78 % | 17,65 % | 18,63 % | 25,98 % | 26,96 % | 100 % |

Unsicherheitswerten (vgl. Tab. 2). Sie gewinnt von der FDP und der Linken. Die Linke, deren Position als sehr nahe an der der Grünen beurteilt wird, würde bei Berücksichtigung der Unsicherheit überhaupt keine Stimmen mehr bekommen. Von 75 Befragten wandert die eine Hälfte nach links zu den Grünen und die andere nach rechts zur SPD. Das ist insofern folgerichtig, als in der Gruppe der Personen mittlerer Informiertheit die Position der Linken bei der Zuwanderungsfrage mit dem größten Unsicherheitsfaktor wahrgenommen wird (vgl. Tab. 2).

Vor dem Übergang vom kontrafaktischen zu einem realistischen Modell der Wahlabsichten prüfen wir die Stärke des Einflusses auf die Wahlabsicht jeweils getrennt nach der Ideologieskala und jeder einzelnen sachpolitischen Skala. Dabei werden die Koeffizienten der konditionalen Logit-Analyse getrennt nach den drei Informiertheitsgruppen ausgewiesen. Zu erwarten ist trivialerweise, dass Befragte mit geringerer Urteilssicherheit, also kleinerer Fehlervarianz, auch die stärkeren Effektstärken haben werden. Gleichzeitig teilen wir den Durchschnittseffekt über die Informiertheitsgruppen hinweg mit. So wird sichtbar, wie stark der durchschnittliche Einfluss eines Themas auch von der Informiertheit abhängt. Da Letztere bei der Links-rechts-Skala am größten ist, sollte hier auch der Durchschnittseffekt am größten sein. Bei den Sachpolitiken ist jeweils die Klasse der Befragten mittlerer Informiertheit am stärksten vertreten, was den Durchschnittseffekt schwächt.

Die Erwartungen werden alle bestätigt (vgl. Abb. 2). Der Einfluss der ideologischen oder politischen Nähe zwischen Wählenden und Parteien auf die Wahlentscheidung

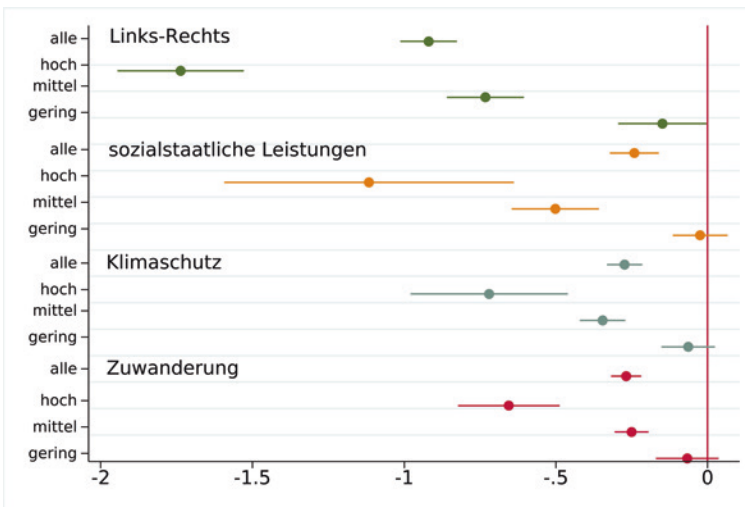


Abb. 2 Parameterschätzung des Effekts der Distanzen auf die Wahlabsicht, getrennt für die vier Dimensionen und nach der skalenbezogenen Informiertheit (konditionale Logitmodelle, siehe Tabelle A1 im Anhang)^a

Tab. 5 Parameterschätzung des Effekts der Distanzen einschließlich Unsicherheiten auf die Wahlabsicht unter Kontrolle der Parteienhängerschaft und der Parteivalenzen (Skalometermittelwerte) (konditionales Logitmodell)

| | Koeffizient | Standardfehler |
|----------------------|-------------|----------------|
| Links-rechts | -0,441*** | 0,048 |
| Sozialstaat | -0,105* | 0,052 |
| Klimaschutz | -0,108** | 0,033 |
| Zuwanderung | -0,139*** | 0,029 |
| Parteienhängerschaft | 2,554*** | 0,070 |
| Parteivalenz | 0,050 | 0,028 |

Log-likelihood: -1533,04; n = 1612; korrekte Klassifikation: 70,6 % der Befragten. *p<0,05
p<0,01 *p<0,001

hängt stark von der jeweiligen Kenntnis der Parteipositionen ab. Politisch wird diese Kenntnis durch Mobilisierung im Wahlkampf gestärkt, wenn das entsprechende Problem z. B. die Wahlkampfauseinandersetzung dominiert. Das Interesse der Wählenden allein reicht nicht aus, wenn die Parteien sich in dieser Frage nicht öffentlichkeitswirksam positionieren. So wurden Sozialstaatsfragen im Wahlkampf nicht besonders thematisiert, vor allem nicht in der Form, wie sie in der Frage der GLES formuliert worden waren. Umso mehr fällt auf, dass die wenigen gut Informierten sich trotzdem von allen drei Sachpolitiken am stärksten gerade von diesem Thema beeinflussen ließen. Das zeugt von dessen Mobilisierungspotenzial.

Die getrennte Analyse der vier Skalen beruht auf stark unterschiedlichen Fallzahlen (vgl. Tab. 1).² Eine Wahlfunktion sollte aber möglichst alle Befragten einbeziehen, die sich zu ihrer Wahlabsicht unter Angabe einer der im Bundestag vertretenen Parteien geäußert haben. Außerdem wollen wir räumliche Nutzenfunktionen unter Kontrolle alternativer Einflussgrößen testen. Dazu zählen wir einmal die Parteienhängerschaft und Parteivalenzen. Letztere erfassen wir mit den Mittelwerten der Partei-Skalometer.³ Mit diesem sparsamen Modell erreichen wir ein Pseudo-R² von 0,41 und 71 % richtig klassifizierter Befragter, die die vorausgesagte Partei auch bei ihrer Wahlabsicht angaben.

Wie Tab. 5 zeigt, hat die Parteienhängerschaft den erwarteten starken Einfluss auf die aktuelle Wahlabsicht. Daneben bleiben aber die themenbezogenen Distanzen alle signifikant, mit dem erwarteten negativen Vorzeichen. Dabei ist die ideologische Distanz am wichtigsten, gefolgt von den drei sachpolitischen Skalen, unter denen die Zuwanderung

²Wegen fehlender Antworten auf die Wahlabsichtsfrage stehen schließlich für Links-rechts noch 1 369, für die Sozialstaatsfrage 834, die Klimapolitik 786 und die Migrationspolitik 1 114 Befragte zur Verfügung. Vollständige Angaben zu allen Skalen und der Wahlabsicht machten nur 591 von 2 181 Befragten.

³Parteienhängerschaften und Parteivalenzen beziehen auch die 172 Befragten in die Analyse ein, die zwar ihre Wahlabsicht mitgeteilt haben, aber zu allen vier Skalen fehlende Werte aufweisen.

etwas mehr Einfluss hat als die beiden anderen Skalen. Dieser logarithmische Effekt von $-0,139$ kann so interpretiert werden, dass für den deutschen Durchschnittswähler/die deutsche Durchschnittswählerin 2017 die Zuwanderungspolitik wichtiger war als Klimaschutz und Sozialstaat.

Nimmt man die Zuwanderungspolitik aus dem Modell heraus, wird für 97 % der Befragten dieselbe Wahlabsicht vorausgesagt (nicht ausgewiesen). Für die verschiedenen klassifizierten 3 % der Befragten sind keine belastbaren Aussagen mehr möglich. Immerhin ist erwähnenswert, dass ohne das Migrationsthema die Zahl der vorausgesagten AfD-Wählenden leicht abnimmt und die Wanderung von Wählerinnen und Wählern nur zwischen AfD und CDU, nicht aber zwischen AfD und CSU stattfindet.

6 Schluss

Wir unterscheiden drei Quellen der Unsicherheit von Wählenden in ihrer Beurteilung von Parteipositionen: die Parteien, die Themen und die Wähler und Wählerinnen selbst. Die Parteien können klare Positionierungen vermeiden oder betonen, die Themen können Wahlkämpfe mehr oder weniger dominieren und die Wählenden sind unterschiedlich gut informiert. Wir schlagen ein innovatives Maß zur Schätzung parteibezogener Unsicherheit vor, das die unterschiedliche Befragtenunsicherheit über alle Parteien zum Ausgangspunkt nimmt. Diese Unsicherheit wird als quadrierte Distanz der Angaben eines/einer Befragten von den Durchschnittswerten der Parteien berechnet. Letztere werden als „wahre“ Werte interpretiert, nachdem sie genauso wie die Originalangaben der Befragten z-transformiert worden sind. Die Befragten werden dann nach der Größe ihrer individuellen Fehlervarianzen getrennt für die Skalen in drei Gruppen eingeteilt: in die über ein Thema gut Informierten, Personen mittlerer Informiertheit und gering Informierte. Die aggregierte Fehlervarianz für die Parteien in diesen Gruppen ist unser Schätzer der parteibezogenen Unsicherheiten bei einem Thema.

Empirisch zeigt sich, dass die Unsicherheit bei der ideologischen Links-rechts-Skala geringer ist als bei den drei Sachpolitiken Zuwanderung, Klimaschutz und Sozialstaat. Außerdem hängt die Unsicherheit von der Informiertheit ab. Sie wird bei jeder Partei umso geringer, je besser die Wählenden informiert sind.

Im letzten Schritt werden die parteibezogenen Unsicherheiten in die Wahlfunktion integriert, zuerst als getrennte eigene Variablen und dann zusammen mit der quadrierten Distanz. Die von den Distanzen getrennten Fehlervarianzen haben alle das theoretisch erwartete negative Vorzeichen bei der Voraussage der Wahlabsicht. Bei getrennten Analysen für die vier Skalen erweist sich die Links-rechts-Skala als wichtigerer Einfluss auf die Wahlabsicht als die drei Sachpolitiken. Generell gilt, dass die durchschnittliche Salienz eines Themas mit steigender Informiertheit zunimmt. Die Auswirkungen der Unsicherheit haben wir am Beispiel der Migrationspolitik als 2017 wichtigstes Einzelthema untersucht. Bei dieser Frage wird von der größten Gruppe, den Personen mit mittlerer Informiertheit, die Position der AfD mit größerer Sicherheit wahrgenommen

als die der beiden Unionsparteien. Letztere verlieren wie theoretisch erwartet an benachbarte Parteien mit geringeren Fehlervarianzen, wie die FDP oder die AfD. Dabei ist die CSU weniger von Abwanderungen bei der Migrationspolitik betroffen als die CDU. Das liegt weniger an der Unsicherheit als an der im Hinblick auf die Verteilung der Wähler und Wählerinnen günstigeren Position der CSU in etwa gleicher Distanz zu CDU bzw. FDP links von ihr und der AfD rechts von ihr. Diese Ergebnisse kommen zustande, wenn kontrafaktisch angenommen wird, dass die Wahlentscheidung nur von der Migrationspolitik abhängt. Ein vollständigeres Modell führt Parteienanhängerschaft und Parteivalenzen als Kontrollvariablen ein und wird einmal mit allen vier Skalen einschließlich der jeweiligen Unsicherheiten gleichzeitig geschätzt und einmal unter Weglassen der Migrationspolitik. Nur drei Prozent der Befragten würden sich dann anders entscheiden. Aber das Muster der Ab- und Zuwanderungen zulasten der CDU wird bestätigt.

Anhang

Tab. A1 zu Abbildung 2: Nach sachbezogener Informiertheit getrennte Distanzeffekte der vier Skalen auf die Wahlabsicht (konditionales Logitmodell)

| Koeffizienten | Skalen | | | |
|---|--------------|-------------|-------------|-------------|
| | Links-rechts | Sozialstaat | Klimaschutz | Zuwanderung |
| <i>Distanz nach Informiertheitsgruppen</i> | | | | |
| Gering | -0,27*** | -0,02 | -0,07 | -0,08 |
| Mittel | -0,72*** | -0,51*** | -0,35*** | -0,25*** |
| Hoch | -1,74*** | -1,28*** | -0,65*** | -0,70*** |
| <i>Parteieffekte der Informiertheit (Bezug CDU/CSU)</i> | | | | |
| SPD | -0,26* | 0,20 | 0,05 | -0,25 |
| FDP | 0,02 | 0,50** | 0,48 | 0,13 |
| Grüne | 0,20 | 0,55*** | 0,61* | 0,19 |
| Linke | -0,16 | 0,84*** | 0,57* | -0,03 |
| AfD | -0,22 | 0,11 | 0,35 | -0,22 |
| <i>Parteikonstanten</i> | | | | |
| SPD | -0,04 | -0,89*** | -0,72 | 0,02 |
| FDP | -1,32*** | -2,10*** | -2,19*** | -1,51*** |
| Grüne | -1,79*** | -2,09*** | -2,70*** | -1,52*** |
| Linke | -0,79 | -2,45*** | -2,39*** | -1,00* |
| AfD | -0,11 | -1,49*** | -1,72*** | -1,23* |
| Log-likelihood | -1801,8 | -1316,44 | -1223,14 | -1724,10 |
| n | 1369 | 834 | 786 | 1114 |

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

Literatur

- Aldrich, John H., und Richard D. McKelvey. 1977. A Method of Scaling with Application to the 1968 and 1972 Presidential Elections. *American Political Science Review* 71:111–130.
- Alvarez, Michael R. 1997. *Information and Elections*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Bartels, Larry M. 1986. Issue Voting under Uncertainty: An Empirical Test. *American Journal of Political Science* 30:708–728.
- Bräuninger, Thomas, Marc Debus, Jochen Müller und Christian Stecker. 2019. Die programmatischen Positionen der deutschen Parteien zur Bundestagswahl 2017: Ergebnisse einer Expertenbefragung. In: *Jahrbuch für Handlungs- und Entscheidungstheorie*, hrsg. Marc Debus, Markus Tepe und Jan Saueremann, 93–113. Wiesbaden: Springer VS.
- Campbell, J. E. 1983. Ambiguity in the Issue Positions of Presidential Candidates: a Causal Analysis. *American Journal of Political Science* 27:284–293.
- Dahlberg, Stefan. 2013. Does Content Matter. The Impact of Electoral Systems, Political Parties and Individual Characteristics on Voters' Perceptions of Party Positions. *Electoral Studies* 32:670–683.
- Eckles, David, Cindy Kam, Cherie Maestas und Brian Schaffner. 2014. Risk Attitudes and the Incumbency Advantage. *Political Behavior* 36:731–749.
- Enelow, James, und Melvin J. Hinich. 1981. A New Approach to Voter Uncertainty in the Downsian Spatial Model. *American Journal of Political Science* 25:483–493.
- Franklin, Charles H. 1991. Obfuscation? Campaigns and the Perception of U.S. Senate Incumbents. *The American Political Science Review (APSR)* 85:1193–1214.
- Gill, Jeff. 2005. An Entropy Measure of Uncertainty in Vote Choice. *Electoral Studies* 24:371–392.
- Hare, Christopher, David A. Armstrong II, Ryan Bakker, Royce Carroll und Keith T. Pool. 2015. Using Bayesian Aldrich-McKelvey scaling to study citizens' ideological preferences and perceptions. *American Journal of Political Science* 59:759–774.
- Lachat, Romain, und Aiko Wagner. 2018. How Party Characteristics Drive Voters' Evaluation Criteria. *Electoral Studies* 55:11–20.
- Mauerer, Ingrid, Paul Thurner und Marc Debus. 2015. Under which Conditions Do Parties Attract Voters' Reactions to Issues? Party-varying Issue Voting in German Elections 1987–2009. *West European Politics* 38:1251–1273.
- Palfrey, T. R., und K. T. Poole. 1987. The Relationship between Information, Ideology and Voting Behavior. *American Journal of Political Science* 31:511–530.
- Roßteutscher, Sigrid, Harald Schoen, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, Christof Wolf, Ina Bieber, Philipp Scherer und Lars-Christopher Stövsan. 2017. Vorwahl-Querschnitt (GLES 2017). GESIS Datenarchiv, Köln. ZA6800 Datenfile Version 1.0.0.
- Shepsle, Kenneth. 1972. The strategy of Ambiguity: Uncertainty and Electoral Competition. *The American Political Science Review (APSR)* 66:55–568.