

Working Paper

# Die Politikpräferenzen der Wähler und die Wahrnehmung von Parteipositionen als Bedingungen für den Parteienwettbewerb um Wählerstimmen

Franz Urban Pappi, Anna-Sophie Kurella,  
Thomas Bräuninger



*mannheimer zentrum  
für europäische sozialforschung*

UNIVERSITÄT  
MANNHEIM

Franz Urban Pappi  
Anna-Sophie Kurella  
Thomas Bräuninger

Die Politikpräferenzen  
der Wähler und die  
Wahrnehmung von  
Parteipositionen als  
Bedingungen für den  
Parteienwettbewerb um  
Wählerstimmen

Arbeitspapiere – Working Papers  
Nr. 162, 2016

Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung

**Pappi, Franz Urban:**

Die Politikpräferenzen der Wähler und die Wahrnehmung von Parteipositionen als Bedingungen für den Parteienwettbewerb um Wählerstimmen / Franz Urban Pappi; Anna-Sophie Kurella; Thomas Bräuninger. – Mannheim: 2016 (Arbeitspapiere - Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung; 162) ISSN 1437-8574

Not available in book shops.

Token fee: € 3,00

Purchase: Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES)

68131 Mannheim

[www.mzes.uni-mannheim.de](http://www.mzes.uni-mannheim.de)

**Editorial Note:**

**Franz Urban Pappi** arbeitet als Emeritus im Arbeitsbereich B des Mannheimer Zentrums für Europäische Sozialforschung, Universität Mannheim. Er ist Leiter des DFG-geförderten Projekts „Räumliche Modelle der Parteienkonkurrenz angewandt auf Bundestagswahlen“.

**Anna-Sophie Kurella** ist wissenschaftliche Mitarbeiterin am DFG-geförderten Projekt „Räumliche Modelle der Parteienkonkurrenz angewandt auf Bundestagswahlen“ am Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Universität Mannheim.

**Thomas Bräuninger** ist Professor für Political Economy an der Universität Mannheim und ist Leiter des DFG-geförderten Projekts „Räumliche Modelle der Parteienkonkurrenz angewandt auf Bundestagswahlen“ am Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Universität Mannheim.

## Abstract

Der Grad der Übereinstimmung zwischen den Politikangeboten der Parteien und der Politiknachfrage der Wählerinnen und Wähler bietet den Wählern Kriterien für die Wahlentscheidung und den Parteien Anhaltspunkte für ihren Wettbewerb um Wählerstimmen. Diese Übereinstimmung wird in der empirischen Wählerforschung mit ideologischen Skalen wie Links-Rechts oder mit Policy-Skalen zu wichtigen Themen der politischen Auseinandersetzung gemessen. Wenn Befragte über die Positionen der einzelnen Parteien auf den vorgegebenen Skalen urteilen und Angaben über ihren eigenen Standpunkt machen, besteht die Gefahr von Urteilsverzerrungen. Befragte neigen dazu, die Position von Parteien, die sie wertschätzen, näher an sich heranzurücken (Assimilationseffekt) und die Distanz zu den anderen Parteien zu überschätzen (Kontrasteffekt). Parteien benötigen für ihre Planung aber Positionsschätzungen, über die in der Wählerschaft große Urteilskonkordanz besteht. Die Mittelwerte sind als Positionsschätzer ungeeignet, da sie von gleichem Skalengebrauch der Befragten ohne Berücksichtigung des differential item functioning ausgehen. Wir wenden ein bayesianisches faktoranalytisches Messverfahren an, das aus den Befragtenangaben zu den Parteipositionen „wahre“ Positionen berechnet, die für die Befragten als „gleich wahrgenommen“ interpretiert werden. Wir demonstrieren das Verfahren mit den im Vorwahlquerschnitt der GLES abgefragten Skalen: Links-Rechts, sozialstaatliche Leistungen versus Steuern/Abgaben, Einwanderungspolitik und Klimaschutz. Die ursprünglichen Skalenangaben werden unter Annahme eines linearen Zusammenhangs in die „wahren“ Parteiwerte umgerechnet und die eigene Einstellung der Befragten wird mit den bei der Parteienwahrnehmung gewonnenen Koeffizienten an die gemeinsame Parteiskala angepasst. Die Häufigkeitsverteilungen der auf diese Weise erhaltenen Wähleridealpunkte fassen zusammen mit den entsprechenden Parteiwerten die zentralen Informationen zur Charakterisierung und Anwendung räumlicher Modelle des Parteienwettbewerbs zusammen (vgl. Abbildung 4).

## Abstract (English)

Agreement between policy supply by parties and policy demand by voters offers the electorate criteria for voting and provides parties with an informative basis for campaigning. Survey researchers measure such agreement on ideological scales like left-right or policy scales that address presumably important issues. When respondents deliver judgments about party positions on scales presented to them and when they report their own attitude on these scales, perceptual biases are frequent. Respondents often underestimate the distance to parties they like (assimilation effect) while they tend to overestimate the distance to parties they dislike (contrast effect). Parties, however, depend on unbiased positional information about which voters agree. Simply computing party means on these scales is unsatisfactory since differential item functioning is not taken into account. We apply a Bayesian implementation of the Aldrich-McKelvey factor analytic scaling procedure to derive “true” but latent party positions from respondents’ answers. These positions are “true” in the sense that respondents possess a common understanding of the rescaled positions. We demonstrate the procedure by analyzing the left-right scale and three policy scales concerning the trade-off between welfare payments and taxes, immigration policy and climate change policy which were asked in the pre-election survey of the 2013 German Longitudinal Election Study. Assuming a linear relation between original answers and rescaled party scores we get regression coefficients for party perceptions which allow us also a rescaling of respondents’ original self-placements. By this means we get frequency distributions of respondents’ own rescaled policy demands together with commonly perceived policy offers of parties as the central information for spatial models of party competition.

---

## Inhaltsverzeichnis

---

1. Einleitung	7
2. Ideologie- und Politik-Nähe als Nutzenmaß der Wahlentscheidung: Begriffsklärungen und Hypothesen	8
3. Das Messmodell von Aldrich/McKelvey und seine bayesianische Schätzung	12
4. Ideologie- und Politik-Skalen in der deutschen Wahlstudie 2013	14
5. Die Reskalierung der Originaldaten	20
6. Assimilations- und Kontrasteffekte bei Partei- wahrnehmungen	22
7. Für Parteistrategien geeignete Wählerfunktionen	25
8. Schlussfolgerungen	27
Literatur	28

## 1. Einleitung

Soweit Wähler nicht nur retrospektiv die vergangene Leistung einer Regierung bewerten, sondern mit der Wahl einer Partei auch prospektiv eine bestimmte Politik vertreten wissen wollen, benötigen sie eine realistische Vorstellung von den Politikangeboten der Parteien. Diese Vorstellung erwirbt man nicht in einem Akt einfacher sinnlicher Wahrnehmung, sondern als Ergebnis einer Urteilsbildung über Parteien im Hinblick auf einen bestimmten Bewertungsstandard (Granberg 2006, Schwarz und Bless 2007: 120). Ein gängiger Bewertungsstandard ist das ideologische Links-Rechts-Schema, das Wählern die politische Orientierung erleichtert, weil sie sowohl die eher linke oder rechte Position von Parteien kennen als auch bestimmte politische Inhalte als eher links oder rechts klassifizieren können (Fuchs und Klingemann 1990). Andere Bewertungsstandards beziehen sich auf bestimmte aktuelle Streitfragen, zu denen Wähler feste Einstellungen haben und zu denen Parteien gegensätzliche Standpunkte beziehen. Im vorliegenden Beitrag untersuchen wir den Zusammenhang zwischen den Politikpräferenzen der Wähler und deren Parteiwahrnehmung und behandeln hierbei beides, die Parteiwahrnehmung sowohl im Hinblick auf Links-Rechts als auch auf konkretere Politikangebote.

Um erfolgreich um Wählerstimmen konkurrieren zu können, müssen die Parteien andererseits wissen, wie die Wähler ihre ideologische Position und ihre Politikangebote einschätzen und was sie davon halten. Zur Parteiwahrnehmung durch die Wähler muss also die Kenntnis der Wählerverteilung durch die Parteien im Hinblick auf dieselben Bewertungsstandards kommen. Wie schätzen die Wähler ihre eigene Links-Rechts-Position ein und wie kann man ihre unterschiedlichen Politikpräferenzen auf derselben Skala darstellen, die auch für die Parteien gilt?

Nach etwa 60jähriger empirischer Forschung zum räumlichen Modell der Parteienkonkurrenz gibt es bei der Beantwortung dieser Frage immer noch Klärungsbedarf. So wird die Grundannahme fixer Wählerpräferenzen oder realistischer Parteiwahrnehmungen unter Berufung auf Kausalanalysen mit Paneldaten (Evans und Andersen 2004) oder auf Survey-Experimente (Sanders, Clarke u.a. 2008) angezweifelt. Dahinter steckt der alte Vorwurf, Umfragedaten zu Politikpräferenzen der Wähler und den entsprechenden Parteiwahrnehmungen litten unter Persuasions- und Projektionseffekten (Brody und Page 1972, Markus und Converse 1979). Bei ersteren nähern Wähler ihre Einstellung der Partei an, mit der sie sich identifizieren, weil sie selbst keine feste Überzeugung haben. Haben sie dagegen feste Überzeugungen, so machen sie ihre Weltsicht stimmig, indem sie ihre eigene Einstellung auf die ihrer Partei projizieren, was die Parteiwahrnehmung verzerrt. Im Unterschied zu dieser wählerzentrierten Literatur beginnen wir unsere Analyse von der Parteienseite und fragen, wie stark die Wähler bei der Wahrnehmung der Standpunkte der einzelnen Parteien übereinstimmen, so dass die Parteien die wahrgenommenen Standpunkte als Basis für ihre Wahlkampfplanungen benutzen können. Wahrnehmungsverzerrungen und Messfehler stehen dieser Übereinstimmung im Wege; deshalb ist nach Wegen zu suchen, sie zu korrigieren. Wenn sich die korrigierten Daten bei der Voraussage der Wahlabsicht bewähren, werten wir dies als Zeichen ihrer Voraussagevalidität. Diese muss dem Vergleich mit den unkorrigierten Daten standhalten, die wegen der Wahrnehmungsverzerrungen zum „overfitting“ neigen.

Wir beginnen unsere Analyse mit einer Diskussion der Ideologie- und Politik-Nähe zwischen Wähler und Partei als Determinante der Wahlentscheidung. In Abschnitt 3 schlagen wir ein Messmodell für Rating-Skalen der Partei- und Selbsteinstufung vor, welches von latenten Parteipositionen ausgeht, die von den Wählern, bis auf Zufallsabweichungen, gleich wahrgenommen werden. In Abschnitt 4 stellen wir die Ideologie- und Politikskalen der deutschen Wahlstudie 2013 (GLES) vor, gefolgt von einem Abschnitt über die Ergebnisse der Reskalierung bezüglich Parteipositionen und Wählerverteilung. Abschnitt 6 ist den laut Literatur wichtigsten Wahrnehmungsverzerrungen gewidmet, nämlich der Neigung, die Distanz zu nahen

Parteien zu unterschätzen (Assimilationseffekte) und die Distanz zu fernerer Parteien zu überschätzen (Kontrasteffekte). Abschnitt 7 behandelt die Konsequenzen der Reskalierung für die Voraussage der Wahlabsichten. In Abschnitt 8 ziehen wir allgemeine Schlussfolgerungen aus unserer Analyse.

## 2. Ideologie- und Politik-Nähe als Nutzenmaß der Wahlentscheidung: Begriffsklärungen und Hypothesen

Wenn ein Wähler die Standpunkte der Parteien zu politischen Problemen, die er in der nächsten Legislaturperiode gelöst haben will, mit seinen eigenen Standpunkten vergleicht, kann er abschätzen, mit der Wahl welcher Partei er seinen Nutzen maximiert. Erwartungen über die Regierungsbildung, die mit seiner Stimme minimal beeinflusst werden, seien hier außer Acht gelassen, genauso wie die Form der Nutzenfunktion oder die Verbindung der Einzelnutzen zu einem Gesamtnutzen.

Wir gehen im Folgenden von dem seit der amerikanischen Nachwahlstudie 1968 (ANES Time Series) üblichen Fragenformat aus. Dem Probanden wird eine Skala mit 7 (später auch 11) Kästchen vorgelegt, bei der nur die beiden Endpunkte mit einer bestimmten Politik beschrieben werden, 1968 z.B. mit den beiden Extremzielen für die Beendigung des Kriegs in Vietnam: (1) „vollständiger Rückzug“ und (7) „vollständiger militärischer Sieg“ (Page und Brody 1972). Die Kästchen zwischen den Endpunkten sollen als unterschiedlich starke Eskalations- oder De-Eskalations-Politiken verstanden werden und nicht als unterschiedliche Grade der Intensität, mit der man das eine oder andere Ziel verfolgen kann. Außerdem begründen Page und Brody mit Hinweisen auf frühere Umfragen, dass man mit den verschiedenen Eskalations- und De-Eskalations-Politiken eine eindimensionale Skala aufspannen könne und nicht zwei verschiedene Skalen benötige. Die Befragten wurden gebeten, sowohl ihr Urteil über die Position der Präsidentschaftskandidaten als auch ihre eigene Einstellung auf dieser Skala anzugeben.

Ende der 1960er Jahre versuchten weitere Vertreter des verhaltenswissenschaftlichen Ansatzes (Shapiro 1969) die Konzepte des „calculus of voting“ (Davis und Hinich 1966, Riker und Ordeshook 1968) empirisch umzusetzen, fanden aber gleichzeitig die Annahme übereinstimmender Parteiwahrnehmungen bei Davis und Hinich als zu weitgehend. Individuelle Verlustfunktionen der Parteienwahl könnten schließlich auch mit individuell abweichenden Parteiwahrnehmungen berechnet werden (Brody und Page 1972). Aus der Perspektive der Erklärung der individuellen Wahlentscheidung ist das sicher richtig. Anders ist das zu beurteilen, wenn man die Kenntnis der Wählerfunktionen zur Basis der Wahlkampfstrategien der Parteien bzw. ihrer Kandidaten machen will.

Wir gehen davon aus, dass erfolgversprechende Wahlkampfstrategien der Parteien auf eine realistische Einschätzung der wahrgenommenen Standpunkte der eigenen Partei, der wichtigen Konkurrenten und der dazugehörigen Wählerverteilung angewiesen sind. Brächten die Wähler als Antworten auf die Wahrnehmungsfragen nur Datenrauschen zustande, könnten die Parteien darauf nicht mit gezielten Positionsänderungen reagieren. Dies ist erst möglich, wenn im Elektorat weitgehende Übereinstimmung der Parteiwahrnehmungen besteht. Stellt eine Partei dann z.B. fest, dass sie bei einem bestimmten Problem weitab von den Wählerwünschen platziert wird, steht ihr neben einer Positionsänderung auch eine Ambiguitätsstrategie offen, die die Streuung der Wahrnehmungen entsprechend vergrößern müsste (Bräuninger und Giger 2016). Ob die wahrgenommenen Positionen der Parteien andererseits deren Politiksignale immer richtig wiedergeben, ist dagegen weniger entscheidend, solange im Elektorat Übereinstimmung besteht. Diese von den meisten Wählern gleich wahrgenommenen Standpunkte müssen nur von den Parteien richtig eingeschätzt werden. Wenn alle Wähler den Standpunkt einer Partei in derselben Weise verzerrt wahrnehmen, kann die betroffene Partei dies trotzdem zum Ausgangspunkt ihrer Wahlkampfplanung machen.

Wahrnehmungsverzerrungen stören erst dann, wenn verschiedene Gruppen von Wählern zu unterschiedlichen Verzerrungen neigen. Eine Verzerrungsursache ist Parteianhängerschaft. Sie kann dazu führen, dass man die Position seiner Partei nah am eigenen Standpunkt wahrnimmt. Ein derartiger Assimilationseffekt wurde oft nachgewiesen (Brody und Page 1972, Markus und Converse 1979, Adams, Merrill III u.a. 2005, Hare, Armstrong II u.a. 2015) und wird in der Regel, im Anschluss an die sozialpsychologische Literatur (Sherif und Hovland 1961), durch einen Kontrasteffekt ergänzt: Parteien, die man ablehnt, werden vom eigenen Standpunkt weggerückt. Inwieweit diese Effekte auf Projektion beruhen oder von Persuasion herrühren, kann mit Querschnittsuntersuchungen nicht entschieden werden. Unser Gültigkeitskriterium der Übereinstimmung der Parteiwahrnehmungen ist dagegen in Querschnittsdaten anwendbar.

Ein solches Kriterium fehlt dagegen für die Politikpräferenzen der Wähler. Die Wähler haben verschiedene Vorstellungen, mit welcher Politik man ein Problem am besten lösen kann. Und ohne Panelbefragungen können wir nicht entscheiden, inwieweit wir von der Äußerung einer einzelnen Politikpräferenz auf eine feste Meinung des Befragten schließen können. Ein alter Vorwurf gegen räumliche Modelle ist die vermutete Endogenität der Präferenzen, d.h. in erster Linie die mögliche Abhängigkeit von der als dauerhafter angesehenen Parteineigung (Sanders, Clarke u.a. 2008), was die Annahme fixer Präferenzen in Frage stellt. Analog zu Zweifeln an der Konsumentensouveränität wird dem Modell des Wettbewerbs um Wählerstimmen misstraut. Solange man daraus keine Fundamentalkritik macht, ist zuzugestehen, dass die Erfassung von Wählerpräferenzen mit Umfragedaten durchaus Schwächen aufweist. Dabei geht es nicht darum, dass die Wähler keine festen Politikpräferenzen hätten, sondern um Messfehler bei ihrer Erhebung (Pappi und Shikano 2007: 89-101). Bei den üblichen Tests des Policy-Wählens wird von der Distanz des eigenen Standpunkts zum wahrgenommenen Parteistandpunkt auf den bei der Wahl dieser Partei entstehenden Nutzenverlust geschlossen. Bei sechs Parteien entspricht das pro Streitfrage sechs Wahrnehmungsfragen und einer Einstellungsfrage. In allgemeinen Umfragen kann man zur Erfassung der Einstellung in der Regel nicht mehrere Items abfragen und auf bewährte Methoden der Skalenbildung setzen um den Messfehler zu verringern (Ansolabehere, Rodden u.a. 2008), weil man dann den Zeitaufwand für die Wahrnehmungsfragen vervielfachte. Wenn man also von der Strategie, mit einer Frage die Policypräferenz der Befragten zu messen, nicht abgehen möchte, sind an diese Frage hohe Anforderungen zu stellen, angefangen von der Beschreibung des Politikproblems in der Frageneinleitung bis hin zur Formulierung klarer Alternativen. Dabei sollten Umfrageforscher nicht aus dem Auge verlieren, dass es in Wahlstudien darum geht, aktuelle Streitfragen zu erfassen, die die Parteien tatsächlich kontrovers diskutieren und so eine gewisse Mobilisierung der Wählerschaft erreichen. Ein Zeithistoriker müsste aus den in einer Wahlstudie gestellten Issue-Fragen ohne weiteres erkennen, um welche Wahl es sich handelt. Diesen Test bestehen allerdings manche Wahlstudien nicht, weil man statt konkreter Streitfragen eher allgemeinere Prädispositionen abfragt, die angeblich den Einstellungen zu konkreten Politikfragen zugrunde liegen. Nach den Ergebnissen von Ansolabehere et al. (2008: 224) sind mit derartigen Items erfasste Einstellungen aber weniger stabil als die sich auf konkretere Probleme beziehenden Skalen. Die Vorliebe der Survey-Forschung für die Abfrage von Prädispositionen anstelle konkreter Issues hängt mit ihrer Verwendbarkeit in Langzeitstudien zusammen, weil man darauf achtet, dieselbe Frage auch noch in vier bis fünf Jahren stellen zu können (vgl. z.B. die „Issue“-Fragen in dem fünfjährigen Panel 1997-2001 der British Election Panel Study bei Evans und Andersen 2004). Und mit solchen Rating-Skalen wird dann die Frage beantwortet: „Do issues [sic!] decide?“

Bei der Bestimmung des ideologischen oder politikspezifischen Nutzens ist immer die Doppelaufgabe der Messung der Parteipositionen und der Wählereinstellungen zu lösen, so dass man beide auf derselben Dimension platzieren kann. Dabei ist es instruktiv, allgemein zwischen ideologischen Prädispositionen und Politikpräferenzen (Policypräferenzen) einerseits und der Parteiwahrnehmung als primärer oder sekundärer Information andererseits zu unterscheiden (vgl. Abbildung 1). Wie für europäische Parteisysteme üblich verwenden wir für die ideologische Dimension das Links-Rechts-Schema. Stellt nun die Parteiwahrneh-



mung die primäre Information für den Wähler dar, dann greift der Wähler auf diese als Heuristik zur politischen Orientierung zurück und seine ideologische Selbsteinstufung ist aus seiner Kenntnis der Parteipositionen abgeleitet. Dagegen handelt es sich um eine echte Wählerideologie, wenn die Parteiwahrnehmung sekundär ist: Primär ist hier sein Selbstverständnis, politisch links oder rechts zu stehen, woraus sich Konsequenzen im Sinn der ideologischen „constraints“ von Converse (1964) für seine Politikpräferenzen ergeben.

**Abbildung 1: Mögliche Beziehungen zwischen eigenen Einstellungen und Parteiwahrnehmungen**

<b>Eigene Einstellung</b>		
<b>Parteiwahrnehmung</b>	<i>Prädispositionen</i>	<i>Politikpräferenz</i>
<i>Primär</i>	Links-Rechts-Heuristik	Policy-Wählen / Persuasion
<i>Sekundär</i>	Linke oder rechte Wählerideologie	Policy-Wählen / Projektion

Letztere sind ebenfalls nach primärer und sekundärer Parteiwahrnehmung einzuteilen. Bei Politikpräferenzen mit primärer Parteiwahrnehmung könnte der Nutzenterm eventuell auf Persuasion beruhen, bei sekundärer Parteiwahrnehmung eventuell auf Projektion. Bei beiden Wahrnehmungsarten kann die Konsequenz aber auch echtes Policywählen sein und die Parteien sind wahrscheinlich gut beraten, nicht alle Wählerwahrnehmungen als idiosynkratische Scheinwelten abzutun.

Konkrete Surveyfragen lassen sich den Prädispositionen oder Präferenzen natürlich leichter zuordnen als der primären oder sekundären Parteiwahrnehmung. Allgemein vermuten wir, dass beim Links-Rechts-Schema die politische Urteilsheuristik überwiegt. Es dürfte sich um eine Art Verankerungsheuristik (Scholl und Bless [im Druck]) handeln, mit bestimmten Parteien als Anker für die anderen Parteien und einen selbst. Bei konkreten Streitfragen könnte dagegen die Parteiwahrnehmung sekundär sein, vor allem, wenn die Parteien klare Alternativen präsentieren und die Wähler darüber viel auch in ihrem Alltag sprechen. Unabhängig davon, inwieweit wir die analytische Einordnung der vier Fälle auch empirisch leisten können, sollte man aber aus bisherigen Forschungsergebnissen z.B. über das Links-Rechts-Schema nicht ohne weiteres Hypothesen über konkrete Issues ableiten.

Wahrgenommene Parteipositionen im Vergleich zur Selbsteinstufung der Wähler der einzelnen Parteien beantworten die Hauptfrage von Repräsentationsstudien: Repräsentieren die Parteien die Interessen ihrer Wähler? In Europa greift man dabei in der Regel auf die Links-Rechts-Skala zurück, in den USA ist die Liberalismus-Konservatismus-Skala geläufig. Eine Beobachtung beim Vergleich der Position der Parteien mit der ihrer Unterstützer wird häufig berichtet: Die Parteien werden als extremer wahrgenommen als es der Selbsteinstufung ihrer Wähler entspricht (für den europäischen Vergleich Warwick 2004, Warwick 2009, für Deutschland Niedermayer 2009, für die USA Hare, Armstrong II u.a. 2015). Dieser Befund wird auch bestätigt, wenn man die Einstellungen der Parteiwähler mit direkt erhobenen Einstellungen von Parteitagsdelegierten (Iversen 1994) oder von Abgeordneten dieser Partei (Holmberg 1989) konfrontiert. In den europäischen Mehrparteiensystemen betrifft dieser Trend die auf der jeweiligen Dimension extremen Parteien, im amerikanischen Zwei-Parteiensystem ist er an der größeren Polarisierung der Parteien im Vergleich zur Wählerschaft zu erkennen. Für die Parteien sind verschiedene Hypothesen über Anreize zur Abweichung von den „Ideologie“ ihrer Wähler entwickelt worden (Iversen 1994, Warwick 2009). Uns interessiert hier die Wählerebene und der Zusammenhang zwischen Wahrnehmungsverzerrungen und Parteinähe der Befragten.

Sollten die Wahrnehmungsverzerrungen einem bestimmten Muster folgen, besteht die Möglichkeit, sie aus den Rohdaten zu eliminieren und so zu einer zwischen den Individuen vergleichbaren Skala zu kommen. Hare et al. (2015) weisen für die amerikanische Liberalismus-Konservatismus-Skala zwei Verzerrungstrends nach:

1. den auch von anderen gefundenen Assimilations- und Kontrasteffekt (Granberg 2006, Adams, Merrill III u.a. 2005), nach dem nahe Parteien an den eigenen Standpunkt angezogen und ferne Parteien weggerückt werden, und
2. die Neigung der Wähler, sich bei ideologischen Skalen selbst als moderat einzustufen.

Diese Verzerrungstrends sind explizit im Hinblick auf ideologische Dimensionen beobachtet worden. Sie müssen nicht unbedingt auf konkrete politische Streitfragen zutreffen. So können Wähler durchaus bei bestimmten Fragen extremere Standpunkte als die in den Parlamenten zu einem bestimmten Zeitpunkt vertretenen Parteien einnehmen, was Wettbewerbsvorteile für populistische Parteien verspricht.

In der Befragungssituation hängt die Neigung, eine Partei oder sich selbst nahe an einem der beiden benannten Endpunkte der Skala einzustufen, natürlich auch mit der Formulierung der Alternativen zusammen. Wenn bei einer konkreten Streitfrage keine Partei hinter den Status quo zurückgehen will, wäre der „konservative“ Endpunkt mit diesem Status quo gleichzusetzen und der andere Endpunkt mit dem weitestgehenden Vorschlag in die „progressive“ Richtung. Ideologische Skalen kennen dagegen keinen Status quo, sondern verlaufen von einem abstrakten Extrem zum anderen, also z.B. von links im impliziten Sinn von linksextrem bis nach rechts im impliziten Sinn von rechtsextrem. Ist dann die Wählerverteilung zwischen links und rechts einigermaßen ausgeglichen mit dem häufigsten Wert genau in der Mitte, erklären Assimilations- und Kontrasteffekte, dass die Befragten im Durchschnitt die Parteien extremer einstufen als sich selbst. Der Durchschnitt aus der moderaten Einstufung linker Parteien durch linke Wähler und der extremer linken Einstufung dieser Parteien durch rechte Wähler wird dieses Ergebnis zeitigen.

Hare et al. (2015) erklären so die größere Polarisierung der amerikanischen Parteien im Vergleich zur Wählerschaft. Mit Hilfe des von Aldrich und McKelvey (1977) entwickelten Messmodells beseitigen sie durch Reskalierung die systematischen Wahrnehmungsverzerrungen. Das Modell postuliert die Abhängigkeit der berichteten Wahrnehmungen von den „wahren“, aber latenten Parteiwerten (Modellerläuterung im nächsten Abschnitt). Kennt man die Transformationskoeffizienten, die die latenten Werte in die berichteten Parteiwahrnehmungen transformieren, kann man umgekehrt die Selbsteinstufung der Wähler auf die Skala der „wahren“ Werte umrechnen. Für die amerikanische Ideologieskala zeigt sich dann ebenfalls eine größere Polarisierung der Wählerschaft als man sie mit den Rohwerten der Selbsteinstufung vermutet hätte, weil sich hier viele Befragte genau in die Mitte einordnen. Je nachdem, ob sie die Republikaner näher zur Mitte rücken oder die Demokraten und die jeweils andere Partei stärker an den Rand der ideologischen Skala, kann man darauf schließen, ob sie selbst eher konservativ oder liberal sind.

Auf diesem Messmodell beruht unser Untersuchungsplan. Wir stellen es im nächsten Abschnitt vor, bevor in Abschnitten 5 und 6 geprüft wird, ob die von Hare et al. (2015) genannten Voraussetzungen auch für deutsche Parteien erfüllt sind.

---

### 3. Das Messmodell von Aldrich/McKelvey und seine bayesianische Schätzung

Parteiwahrnehmungen werden in Umfragen im Block abgefragt: Nach einer Einleitung zum Verständnis der Ideologie- oder Politik-Skala sollen die Befragten die Parteien der Reihe nach auf der vorgegebenen

Skala platzieren. Ein Messmodell muss diese gleichzeitige Abfrage im Block berücksichtigen und eine gemeinsame Lösung für alle Parteien bieten. Wir greifen auf das ursprünglich von Aldrich und McKelvey (1977) entwickelte Messmodell zurück, das gerade in jüngster Zeit mehrfach erfolgreich angewendet wurde (Lo, Proksch u.a. 2013, Saiegh 2015, Hare, Armstrong II u.a. 2015).

Ein bekanntes Problem für die Analyse von Ideologie- und Politikskalen ist, dass die Antworten der Befragten nicht intersubjektiv vergleichbar sind (differential item functioning, vgl. z.B. King et al. 2004: 192). So bedeutet die Einstufung einer Partei bei 9 auf der von 1 bis 11 laufenden Links-Rechts-Skala durch einen Befragten, der die anderen Parteien bei 10 und 11 einstuft, nicht dasselbe, wie dieselbe Einstufung bei 9 durch einen anderen Befragten, der aber die anderen Parteien bei 3 bis 5 platziert. Worauf sollen sich also die Parteien verlassen, wenn sie sich ein Bild von der Wählerwahrnehmung ihrer ideologischen Position im Vergleich zu der der anderen Parteien machen wollen? Hier setzen wir bei unserem Validitätskriterium der übereinstimmenden Wahrnehmungen an. Die Parteien werden sich auf die Durchschnittswahrnehmungen verlassen, von denen sie annehmen, dass das Elektorat in diesem Urteil im Wesentlichen übereinstimmt. Das ist unsere Annahme für eine realistische Theorie des Parteienwettbewerbs.

Dieser latente oder "wahre" Wert einer Partei  $j$  ( $j=1, \dots, j, \dots, J$ ) sei mit  $y_j$  bezeichnet. Er ist zunächst unbekannt, nur die Antworten  $z_{ij}$  der Befragten  $i=(1, \dots, i, \dots, N)$  über die Parteien  $j$  sind bekannt. Aldrich und McKelvey fassen diese Antworten eines Befragten als eine „willkürliche lineare Transformation der Wahrnehmung des Raums“ (1977: 113, eigene Übersetzung) auf. Die Grundannahme des Messmodells ist also:

$$(1) z_{ij} = a_i + b_i \cdot y_j + u_{ij}$$

Die  $u_{ij}$  bezeichnen individuelle Zufallsschwankungen der Urteile über die einzelnen Parteien. Die Regressionsparameter  $a$  und  $b$  geben an, inwieweit ein Befragter seine Wahrnehmungsberichte gegenüber den latenten Parteiwerten verzerrt. Die Konstante  $a_i$  gibt an, welchen Skalenbereich er nutzt und sein  $b_i$  gibt Auskunft über die Streckung oder Schrumpfung der Intervalle. Wie diese Parameter Assimilations- und Kontrastverzerrungen widerspiegeln können, sei an einem Beispiel erläutert.

Gegeben seien die Angaben zweier Befragter  $l$  und  $r$  über die Parteien  $L$  und  $R$  auf einer zentrierten von -5 bis +5 reichenden Skala:

$$z_{lL} = -1 \text{ und } z_{lR} = +4 \text{ des Befragten } l,$$

$$z_{rL} = -4 \text{ und } z_{rR} = +1 \text{ des Befragten } r.$$

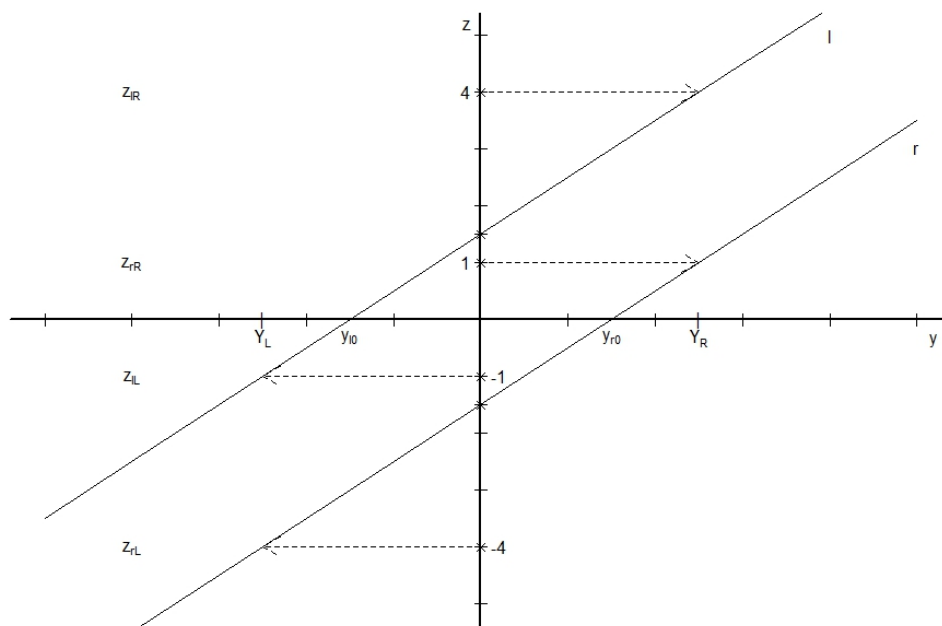
Befragter  $l$  rückt die linke Partei  $L$  nahe an den mittleren Skalenwert, während er  $R$  weit davon wegrückt. Befragter  $r$  geht genau umgekehrt vor. Welche „wahren“ Werte in diesem aus zwei Wählern bestehenden Elektorat sollen wir den Parteien zuordnen? Im vorliegenden Fall spricht nichts gegen die Mittelwerte, also  $y_L = -2,5$  und  $y_R = +2,5$ . Da sich  $l$  und  $r$  über den Abstand zwischen  $L$  und  $R$  einig sind, können wir  $b_l = b_r = 1$  setzen, so dass bei  $u_{ij} = 0$  nur die Achsabstände  $a$  verschieden sein müssen, um die Wahrnehmungen von  $l$  und  $r$  auf je eine Gerade für  $l$  bzw.  $r$  zu zwingen ( $a_l = 1,5$  und  $a_r = -1,5$ ).

Wie kann man jetzt die eigene Links-Rechts-Einstufung von  $l$  und  $r$  ( $z_{lo}$  und  $z_{ro}$ ) ebenfalls auf die  $y$ -Achsen mit den „wahren“ Parteiwerten transformieren? Auch diese Frage beantwortet Formel (1), nur mit dem Unterschied, dass wir jetzt  $a$  und  $b$  kennen:

$$(2) y_{io} = (z_{io} - a_i) / b_i$$

Die Selbsteinstufung wird also an die Skala mit den „wahren“ Parteiwerten angepasst, indem man die individuellen Verzerrungsparameter herausrechnet. Nehmen wir an, I und r hätten sich beide bei 0 eingestuft, gleich weit vom linken und rechten Extrem entfernt. Dann wird aus der Tatsache, dass I L assimiliert und R von sich weg rückt, geschlossen, dass es sich um einen linken Wähler handelt, also  $y_{I0} = -1,5$  und entsprechend  $y_{r0} = +1,5$ . Damit sind in unserem Beispiel die Abstände von I und r auf der y-Achse von den „wahren“ Werten von L und R dieselben wie diejenigen auf der z-Achse. Die Übereinstimmung zwischen I und r besteht darin, dass wir „wahre“ Werte identifiziert haben, die beiden gemeinsam sind und trotzdem den individuellen Wahrnehmungsmustern gerecht werden. Wir interpretieren die y-Achse als die um individuelle Wahrnehmungsverzerrungen korrigierte Links-Rechts-Dimension (vgl. Abbildung 2).

**Abbildung 2: Angaben der Befragten I und r über die Parteien L und R und ihre Voraussage mit den „wahren“ Parteiwerten  $Y_L$  und  $Y_R$ .**



Die „wahren“ Parteipositionen werden qua Annahme von allen Befragten mit bestimmten Zufallsschwankungen gleich wahrgenommen und deshalb können sie „als Anker für die Anpassung sowohl der Kandidatenpositionen als auch der Präferenzen der Wähler verwendet werden“ (King, Murray u.a. 2004: 192, eigene Übersetzung). Wie kann man diese latenten Werte identifizieren? Hare et al. (2015: 762) greifen auf ein bayesianisches Faktormodell zurück (Quinn 2004, Jackman 2009, Kapitel 9) und schätzen auch die Zufallsstreuung um die latenten Werte. Wir werden als Maß der Übereinstimmung der Befragten über die Parteiwerte den Anteil der Befragten verwenden, deren  $b_i$  das richtige Vorzeichen hat. Wenn die rechte Partei nach unserem Vorverständnis, das von der Mehrheit der Befragten geteilt wird, von einigen links, also im niedrigen Wertebereich, platziert wird und die linke Partei rechts, gelingt eine Anpassung an die y-Achse nur mit einem negativem  $b$ . Solche Befragte mit nicht übereinstimmender Polung der Achse werden wir aus der weiteren Analyse ausschließen. Wird der Anteil dieser Befragten zu groß, kann die ganze Skala nicht verwendet werden, weil das zentrale Kriterium der Übereinstimmung verfehlt wird. Positiv gewendet heißt Übereinstimmung bei positivem  $b$ , dass sich die Befragten zumindest über die Reihenfolge der Parteien auf der Skala im Sinne einer schwachen Ordnung weitgehend einig sind. Deshalb wäre auch ein Abgehen von dem linearen Zusammenhang zwischen den  $z_{ij}$  und  $y_{ij}$  im Falle einer größeren Zahl von Parteien denkbar.

## 4. Ideologie- und Politik-Skalen in der deutschen Wahlstudie 2013<sup>1</sup>

Die Primärforscher der deutschen Wahlstudie 2013 (Rattinger, Roßteutscher u.a. 2013) haben in den Vorwahlquerschnitt eine Links-Rechts-Frage und drei Issue-Fragen aufgenommen. Bei Links-Rechts erhoben sie Wahrnehmungen zu (in dieser Reihenfolge): „CDU, CSU, SPD, FDP, Die Linke, Grüne, Piraten, AfD (Alternative für Deutschland)“, bei den weiteren Fragen wurden nur die sechs Bundestagsparteien abgefragt. Die Weiß-nicht-Antworten geben Auskunft über die Eignung einer Partei als allgemein bekanntes nationales Beurteilungsobjekt.

Wir gehen im Folgenden von der Wählerverteilung für die jeweiligen Selbsteinstufungen aus und geben dazu die Mittelwerte der wahrgenommenen Parteipositionen an. Diese Ergebnisse beschreiben die Angaben der Befragten, die wir lediglich von 1 bis 11 auf -5 bis +5 so umcodiert haben, dass inhaltlich ein negativer Wert eine linke und ein positiver Wert eine rechte Position angibt. Da uns interessiert, inwieweit eine Partei ein nationales Einstellungsobjekt darstellt, das die Wähler kennen und über das sie sich ein Urteil zutrauen, gehen wir im Text auf Besonderheiten bei den fehlenden Angaben ein. Allgemein gilt, dass die Befragten bei den Sachthemen eher Angaben zur Selbsteinstufung machen als bei der Links-Rechts-Skala.

Die Links-Rechts-Verteilung der Befragten (Abbildung 3a) entspricht den Erwartungen über den häufigsten Wert (0). Überraschend ist die schiefe Verteilung zulasten rechter Selbst-Einstufungen. Viele Befragte vermeiden es offensichtlich, sich selbst rechts einzustufen, eine Tendenz, die sich bei den Sachthemen nicht wiederholt.

Die Piratenpartei war im Bundestagswahlkampf 2013 bekannter als die erst kurz vorher gegründete Alternative für Deutschland (AfD), knapp 30 Prozent der Befragten konnten beide Parteien aber ideologisch nicht einordnen. Dazu kommt bei der AfD noch einmal ein knappes Fünftel, die die Partei gar nicht kannten. Rechnet man dann noch die hohe Unsicherheit bei der ideologischen Einstufung der Befragten hinzu, die sich ein Urteil zutrauen, qualifizierten sich beide Parteien 2013 nicht als nationale Einstellungsobjekte für das gesamte Elektorat.

Diese Bedingung wurde dagegen von allen Parteien, die bereits im Bundestag vertreten waren, erfüllt und zwar einschließlich der CSU. Im Durchschnitt wussten 6 bis 7 Prozent der Befragten CDU, CSU, SPD und Linke ideologisch nicht einzuordnen, bei FDP und Grünen knapp 8 Prozent. Die Durchschnittswahrnehmung der etablierten Parteien entspricht den Erwartungen eines politisch informierten Zeitgenossen, mit der Linken am linksextremen Ende, gefolgt mit großem Abstand von Grünen und SPD als gemäßigt linken Parteien und FDP, CDU und CSU, in dieser Reihenfolge, als gemäßigt rechten Parteien.

Als sozio-ökonomisches Sachthema wählten die Primärforscher kein Wahlkampf-Issue, sondern eine schwierige trade-off-Frage mit den Aussagen „weniger Steuern und Abgaben, auch wenn das weniger sozialstaatliche Leistungen bedeutet“ am rechten Pol und „mehr sozialstaatliche Leistungen, auch wenn das mehr Steuern und Abgaben bedeutet“ am linken Pol. Unseres Wissens geht eine derartige Frage auf die Expertenbefragung von Laver und Hunt (1992: 124) zurück. 9 (SPD) bis 14 Prozent (Grüne und Linke) der Befragten antworteten bei der Parteieinstufung mit „weiß nicht“. Die durchschnittlich wahrgenommenen Parteipositionen entsprechen der Links-Rechts-Skala, nur wird jetzt die Linke näher an Grüne und SPD herangerückt (Abbildung 3b).

---

1 Wir analysieren den Vorwahlquerschnitt der GLES 2013.

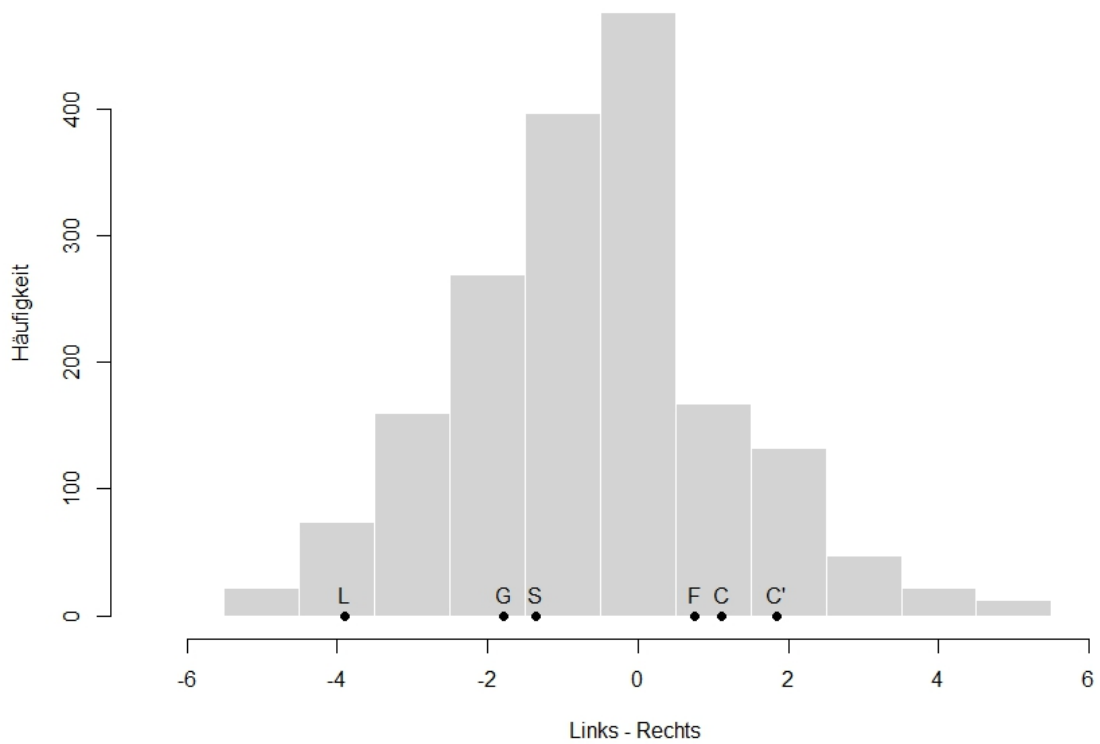
Es folgt eine Sachfrage zu Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer (Abbildung 3c). Hier übernehmen die Grünen die Position links außen, wonach Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer erleichtert werden sollen, und auf der rechten Seite wird die CSU mit deutlichem Abstand zu CDU und FDP als die Partei wahrgenommen, die von den etablierten Parteien am ehesten für eine Einschränkung der Zuzugsmöglichkeiten ist. Die „weiß nicht“ Antworten liegen bei CDU, CSU und SPD bei knapp 10 Prozent, die Grünen kommen auf 13, die Linke auf 16 und die FDP auf 17 Prozent. Von den Befragten stufen sich 95 Prozent selbst auf dieser Skala ein; das ist der höchste Prozentsatz im Vergleich zu 89 Prozent bei Links-Rechts und 92 Prozent bei der sozio-ökonomischen Skala.

Die Meinungsbildung bei der Klimaschutzfrage ist ebenfalls stark ausgeprägt. 93 Prozent der Befragten können sich auf der Skala verorten, die durch die Alternativen „Bekämpfung des Klimawandels, auch wenn es dem Wirtschaftswachstum schadet“ sowie „Vorrang des Wirtschaftswachstums, auch wenn es die Bekämpfung des Klimawandels erschwert“ aufgespannt wird (Abbildung 3d). Ähnlich wie bei der sozio-ökonomischen Frage wird auch hier kein aktuelles Wahlkampf-Issue aufgegriffen. Die größten Wahrnehmungslücken tun sich bei der Linken mit 19 Prozent „weiß nicht“ auf, gefolgt von der FDP mit 13 und etwa 9 Prozent bei CDU, CSU und SPD. Nur 6 Prozent der Befragten geben an, sie wüssten nicht, wie sie die Grünen platzieren sollen. Die Grünen nehmen die linke Polposition ein, während CDU, CSU und FDP mit moderater Bevorzugung des Wirtschaftswachstums relativ nahe zusammen liegen. Ähnlich wie bei Links-Rechts neigen die Wähler mehr zu linken als zu rechten Positionen. Bei der Zuwanderungsfrage ist es genau umgekehrt, während sich sozio-ökonomisch Linke und Rechte eher die Waage halten bei klarstem Herausragen der Mittelposition. Generell stufen sich bei allen vier Skalen die relativ meisten genau in der Mitte ein.

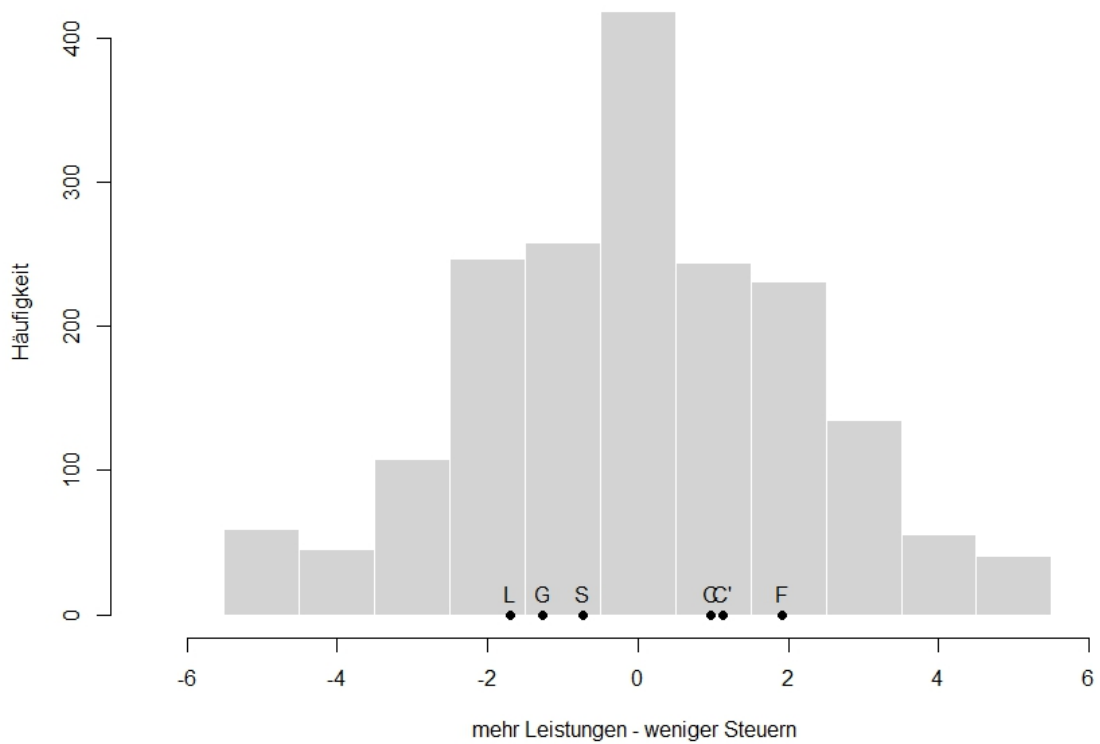
Im Prinzip enthalten die in Abbildung 3 dargestellten Wählerverteilungen zusammen mit den Parteiwerten alle Angaben, die man für das räumliche Modell der Wahlentscheidung benötigt. Man muss nur noch die Distanzen zwischen eigener Einstellung und den Parteimittelwerten berechnen. Wir werden im Folgenden zeigen, welche Vorteile eine Reskalierung der Daten nach dem Messmodell von Aldrich und McKelvey (1977) bringt.

**Abbildung 3: Die Selbst-Einstufung der Befragten auf vier Skalen mit benannten Endpunkten im Vergleich zu den im Durchschnitt wahrgenommenen Parteipositionen**

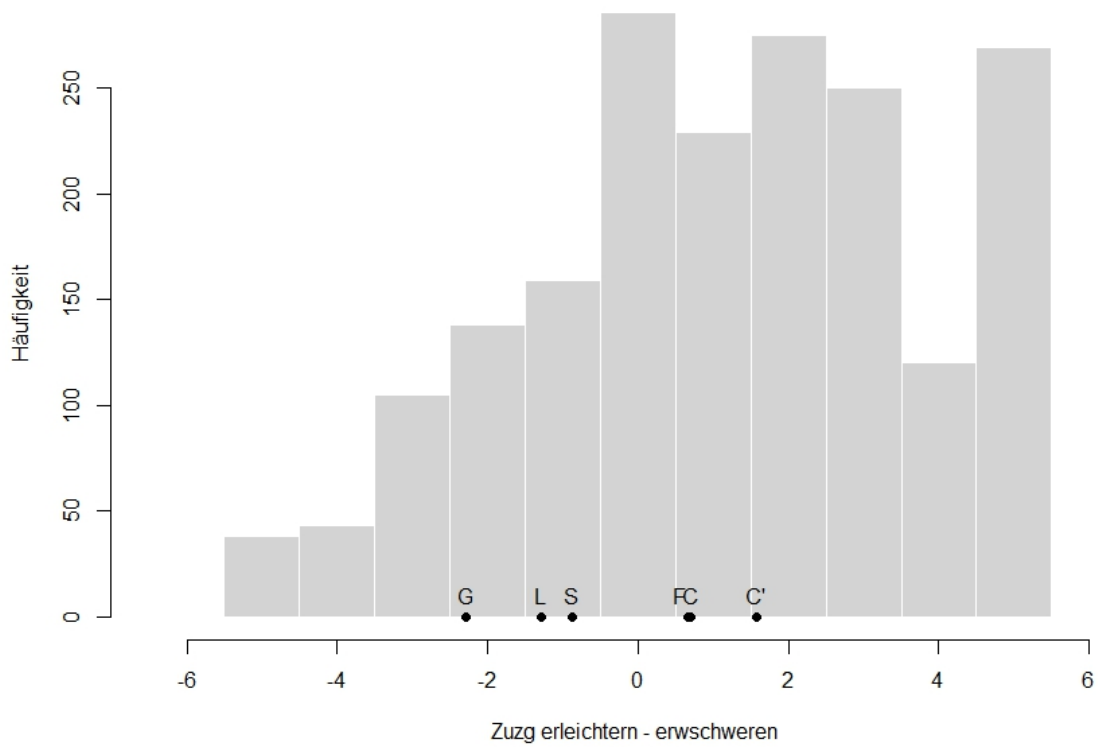
**a) Die Links Rechts Skala (N=1779)**



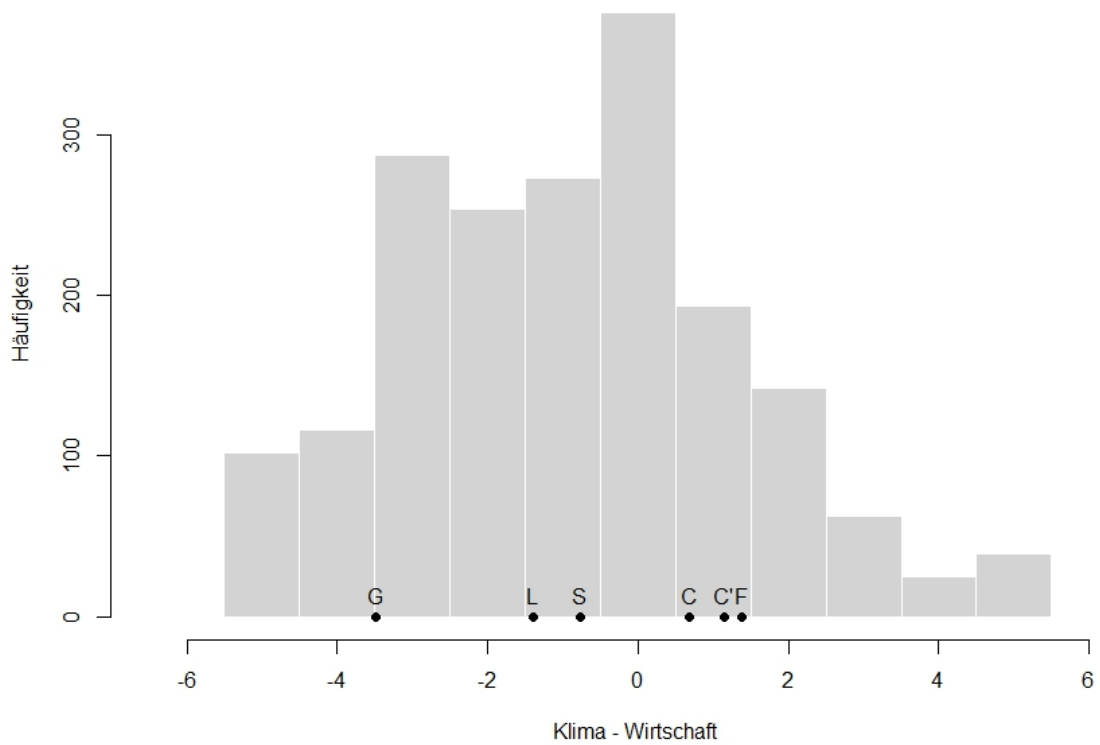
**b) Trade-off zwischen sozialstaatlichen Leistungen und Steuern/Abgaben (N=1843)**



**c) Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer (N=1912)**



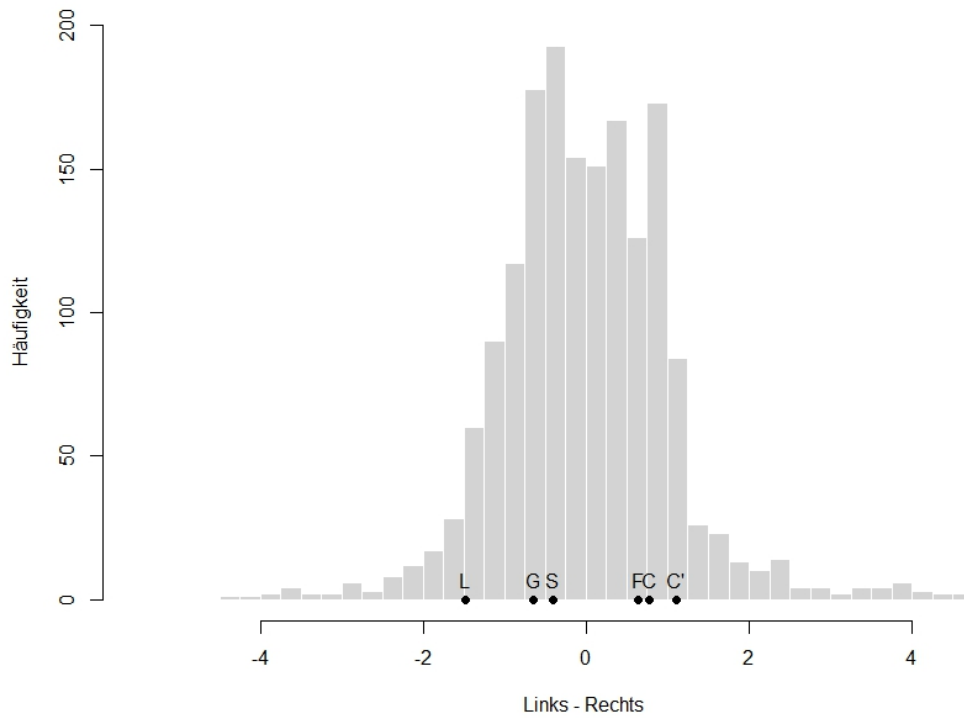
**d) Trade-off zwischen Bekämpfung des Klimawandels und Wirtschaftswachstum (N=1873)**



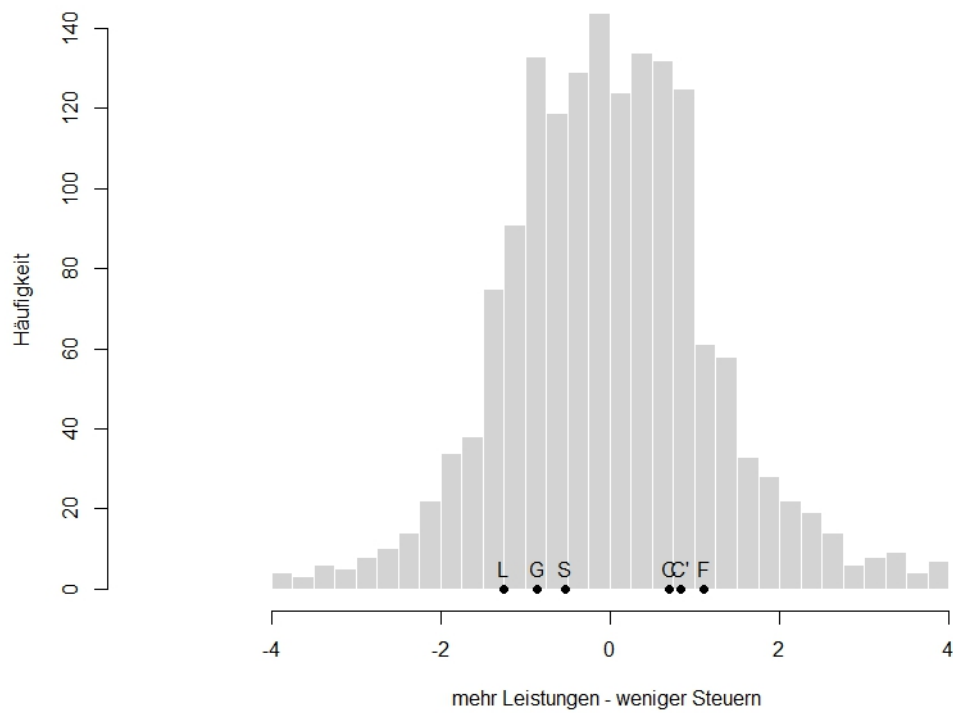


**Abbildung 4: Reskalierte Selbst-Einstufungen im Vergleich zu den Erwartungswerten der Parteipositionen**

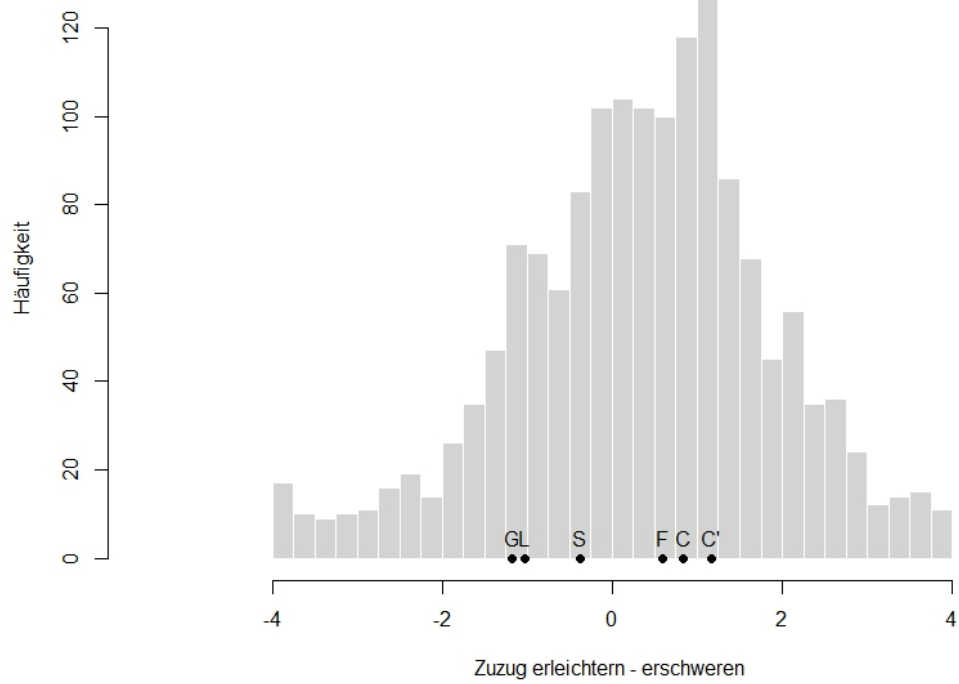
**a) Die Links-Rechts Skala (N=1705)**



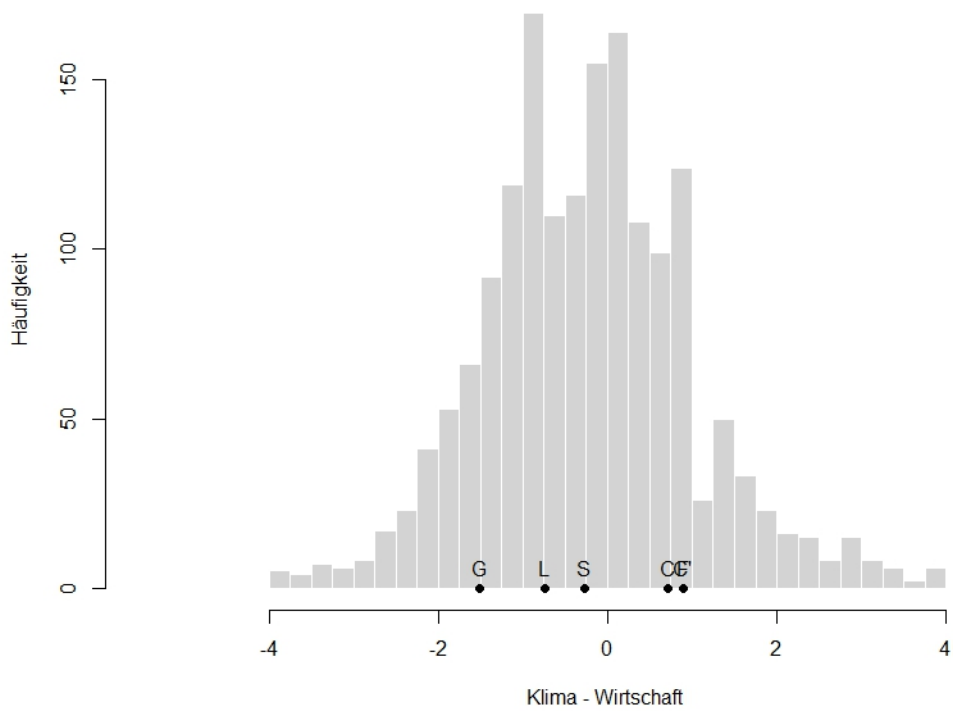
**b) Trade-off zwischen sozialstaatlichen Leistungen und Steuern/Abgaben (N=1665)**



**c) Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer (N=1701)**



**d) Trade-off zwischen Bekämpfung des Klimawandels und Wirtschaftswachstum (N=1740)**



## 5. Die Reskalierung der Originaldaten

Unser zentrales Kriterium für die Brauchbarkeit einer Wahrnehmungsskala ist die Übereinstimmung der Befragten über die Positionen der einzelnen Parteien, kurz gesagt: die Urteilskonkordanz. Sie bezieht sich auf die latente Skala mit den „wahren“ Parteiwerten und wird durch die richtige Polung der Skala indiziert. Wenn hohe Werte die Positionen rechter Parteien und niedrige Werte die Positionen linker Parteien angeben, muss der individuelle Regressionsparameter  $b$  eines Befragten, der zusammen mit der Konstante die Angaben dieses Befragten mit den „wahren“ Werten der Parteien voraussagt, positiv sein.

Betrachten wir die „wahren“ Parteipositionen, d.h. die Erwartungswerte der bayesianischen Schätzung, dann zeigen sich in der ordinalen Anordnung von links nach rechts bei den vier Skalen keine Abweichungen von den Mittelwerten der Originalskalen (vgl. Tabelle 1 mit Abbildung 3). Die Erwartungswerte summieren sich jetzt, als Bedingung für ihre Identifizierbarkeit, auf null, drei linken Parteien mit negativen Vorzeichen stehen drei rechte mit positiven Vorzeichen gegenüber. Aufschlussreich ist die Streuung der Erwartungswerte. Am genauesten wird bei allen vier Skalen die Position der CSU geschätzt, gefolgt von der CDU. Dagegen ist bei allen drei Sachfragen die Schätzung der FDP-Position relativ ungenau, eine noch höhere Streuung weisen die Positionsschätzungen für die Linke bei der Immigrationsfrage auf und für die Grünen ausgerechnet beim Klimaschutz. Wahrscheinlich sind die Befragten bezüglich der Grünen unsicher, wie weit diese Partei ihren Gegensatz zu allen anderen Parteien bei ihrem „Markenkern-Issue“ treiben würde, während die hohe Sicherheit bezüglich der CSU wohl Einigkeit darüber ausdrückt, dass die CSU rechts von der CDU stehe, mal weniger wie bei der Sozialstaatsfrage und mal mehr wie bei der Einwanderungspolitik.

Was das zentrale Kriterium der Urteilskonkordanz der Befragten angeht, gewinnt die Links-Rechts-Skala um Längen vor den drei Sachfragen. 98 Prozent der Befragten mit skalierbaren Wahrnehmungswerten, d.h. mit Angaben zu mindestens vier Parteien, stimmen in der Skalenpolung überein. Diese im internationalen Vergleich hohe Übereinstimmung (vgl. Hare et al. 2015) hängt sicher auch damit zusammen, dass sich die linkeste Partei auch selbst als Die Linke bezeichnet. Am schlechtesten schneidet die sozioökonomische Links-Rechts-Frage ab, bei der nur 77 Prozent die Skala richtig polen. Dies dürfte zum größten Teil der schwierigen Frageformulierung geschuldet sein.

Der Unterschied zwischen den Original- und den reskalierten Daten zeigt sich am deutlichsten bei der Wählerverteilung. Dadurch dass die Parteiwahrnehmung als Anker für die eigene Einstellung verwendet wird, wird die Neigung der Befragten, sich in der Mitte einzustufen, durch je nach ihrem Wahrnehmungsmuster stärkere Links- oder Rechts-Verschiebung konterkariert. Dies hat die auch von Hare et al. (2015) für die amerikanische Wählerschaft diagnostizierte größere Polarisierung im Vergleich zu den Originaldaten zur Folge. Für die Links-Rechts-Skala bedeutet dies einen Ausgleich der Linkslastigkeit der ursprünglichen Selbst-Einstufungen. Der Mittelwert liegt jetzt mit  $-0,01$  fast genau in der Mitte zwischen linken und rechten Parteien. Bei der sozioökonomischen Links-Rechts-Skala liegt der Mittelwert der reskalierten Einstellungen genau bei null. Anders ist die Situation bei der Zuwanderungsfrage mit einem Mittelwert von  $0,42$  und beim Klimaschutz mit  $-0,21$ .

**Tabelle 1:** Die reskalierten Parteienwahrnehmungen: Erwartungswerte und Standardabweichung mit Angaben zur Berechnungsbasis**1. Links-Rechts-Skala**

	Linke	Grüne	SPD	FDP	CDU	CSU
Erwartungswerte	-1,48	-0,64	-0,40	0,63	0,78	1,11
Standardabweichung	0,70	0,71	0,62	0,77	0,36	0,25

Berechnung für 1773 Befragte mit gültigen Angaben zu mehr als drei Parteien, davon 98% mit  $b > 0$

**2. Trade-off zwischen sozialstaatlichen Leistungen und Steuern/Abgaben**

	Linke	Grüne	SPD	CDU	CSU	FDP
Erwartungswerte	-1,25	-0,86	-0,52	0,70	0,83	1,11
Standardabweichung	0,70	0,86	0,97	0,40	0,37	1,38

Berechnung für 1736 Befragte mit gültigen Angaben zu mehr als drei Parteien, davon 77% mit  $b > 0$

**3. Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer**

	Grüne	Linke	SPD	FDP	CDU	CSU
Erwartungswerte	-1,19	-1,02	-0,38	0,59	0,83	1,17
Standardabweichung	0,68	1,33	0,83	1,11	0,64	0,37

Berechnung für 1738 Befragte mit gültigen Angaben zu mehr als drei Parteien, davon 82% mit  $b > 0$

**4. Trade-off zwischen Bekämpfung des Klimawandels und Wirtschaftswachstum**

	Grüne	Linke	SPD	CDU	CSU	FDP
Erwartungswerte	-1,50	-0,73	-0,27	0,71	0,89	0,90
Standardabweichung	1,22	0,74	0,72	0,45	0,30	1,16

Berechnung für 1783 Befragte mit gültigen Angaben zu mehr als drei Parteien, davon 88% mit  $b > 0$

**Tabelle 2:** Die Urteilstkonkordanz<sup>2</sup> der Befragten bezüglich der Wahrnehmung der Positionen der sechs Parteien bei den vier Skalen: Originalwerte (I), reskalierte Werte (II) sowie reskalierte und korrigierte Werte<sup>3</sup> (III)

	I	II	III
Links-Rechts-Skala	0,67	0,74	0,76
Sozialstaatliche Leistungen	0,31	0,51	0,62
Immigration	0,29	0,46	0,54
Klimaschutz	0,47	0,54	0,68

Abschließend seien die Vorteile der Reskalierung mit einem traditionellen Maß der Urteilstkonkordanz illustriert: der Intraklassenkorrelation. Ausgehend von einem Verständnis der Befragten als „Experten“ wird geprüft, inwieweit die Gesamtvarianz der Urteile über alle sechs Parteien auf die Varianz zwischen den sechs Parteien und nicht auf die Fehlervarianz innerhalb der Urteile über die einzelnen Parteien zurückgeführt werden kann (Shrout und Fleiss 1979, McGraw und Wong 1996, Wirtz und Caspar 2002). Wir vergleichen die Intraklassenkorrelationen des gestapelten Datensatzes der Originalurteile mit den reskalierten Urteilen und schließlich mit den zusätzlich um Urteile von Befragten mit falscher Skalenpolung bereinigten Urteilen (vgl. Tabelle 2).

Die Korrelationen bestätigen die Vorteile der Reskalierung und der zusätzlichen Korrektur eindrucksvoll. Die Urteilstkonkordanz wird bei allen vier Skalen stufenweise verbessert. Gleichzeitig sind sich die Befragten auf jeder Stufe am meisten über die Parteipositionen auf der Links-Rechts-Skala einig. Der größte Unterschied von Stufe I auf III ist bei der Sozialstaatspolitik zu verzeichnen. Ist man schließlich bei den Befragten angelangt, die die Frage offensichtlich genauso verstehen, wie sie gemeint ist, ist die Urteilstkonkordanz fast so gut wie beim Klimaschutz. Dass die Immigrationsfrage trotz der Tatsache, dass hier die meisten Befragten eine eigene Meinung äußern, auf jeder Stufe am schlechtesten abschneidet, hängt höchstwahrscheinlich damit zusammen, dass die etablierten Parteien diese Sachfrage im Wahlkampf 2013 wenig thematisierten.

Es bleibt jetzt zu klären, inwieweit die Reskalierung die Wahrnehmungsverzerrungen in Form von Assimilations- und Kontrast-Effekten beseitigt. Dazu verwenden wir denselben gestapelten Datensatz, den wir zu Berechnung der Intraklassenkorrelationen verwendet haben.

## 6. Assimilations- und Kontrasteffekte bei Parteiwahrnehmungen

Der Assimilationseffekt besagt, dass Befragte ihnen nahestehende Parteien näher an ihrem eigenen Standpunkt wahrnehmen als es der Wirklichkeit entspricht und dass sie dafür ihre Distanz zu ihnen fernstehenden Parteien überschätzen. Das naheliegende Kriterium für nahe und ferne Parteien ist zunächst die Skala, für die sowohl Parteiwahrnehmungen als auch die eigene Einstellung der Befragten erhoben

<sup>2</sup> Gemessen mit der Intraklassenkorrelation

<sup>3</sup> Korrektur: nur Befragte mit richtiger Skalenpolung ( $b > 0$ )

wurden. Wir wissen bereits, dass die Befragten sich selbst im Durchschnitt moderater einstufen als die Parteien. Wir können also erwarten, dass rechte Befragte bei der jeweiligen Skala die hohen positiven Werte rechter Parteien verkleinern und die negativen Werte linker Parteien vergrößern werden. Das Umgekehrte gilt für linke Befragte. Da aber die Einstellung linker Befragter mit einem negativen Wert und die rechter Befragter mit einem positiven Wert indiziert wird, berücksichtigt ein negativer Effektparameter bei der Voraussage der Parteiwahrnehmungen alle vier Möglichkeiten gleichzeitig: er bedeutet inhaltlich für rechte Befragte einen Assimilationseffekt für rechte Parteien und einen Kontrasteffekt für linke Parteien und - wegen der Multiplikation mit einer negativen Selbsteinstufung - für linke Befragte das genau Umgekehrte.

Als weiteres Distanzkriterium zwischen Befragtem und den sechs Parteien ziehen wir die Parteiskalometer heran, bei denen die Befragten angeben, was sie von den Parteien halten, von „überhaupt nichts“, hier codiert mit 1, bis „sehr viel“, hier codiert mit 11. Die Skalometer unterteilen wir in die für rechte Parteien (CDU, CSU und FDP) und die für linke (SPD, Grüne, Linke). Hier erwarten wir einen negativen Effekt für rechte und einen positiven für linke Parteien.

In ein einfaches lineares Regressionsmodell nehmen wir darüber hinaus fixe Konstanten für jede der sechs Parteien auf. Diese Konstanten sind Platzhalter für Eigenschaften der Parteistimuli, bei denen wir davon ausgehen, dass sie den Befragten aus der öffentlichen Diskussion weitgehend bekannt sind. Ansonsten könnte die Urteilskonkordanz, die wir mit der Interklassenkorrelation erfasst haben, nicht so hoch sein (vgl. Tabelle 2). Wir berechnen jeweils ein Basismodell, das nur die Konstanten enthält, so dass wir dessen Erklärungskraft mit der zusätzlichen Erklärungskraft der Parameter für die Wahrnehmungsverzerrungen vergleichen können.

Die berechneten Effekte für Selbsteinstufung und Skalometer entsprechen den Erwartungen (vgl. Tabelle 3). Die Selbsteinstufung wirkt sich negativ auf die Parteiwahrnehmungen aus, genauso wie die Skalometer für rechte Parteien. Je mehr man von FDP, CDU oder CSU hält, desto näher rückt man die entsprechende Partei an die moderate Mitte der jeweiligen Skala heran und entsprechend die linken Parteien davon weg. Der positive Effekt für linke Parteien bedeutet inhaltlich dasselbe im Hinblick auf Assimilation und Kontrast, nur mit dem Unterschied, dass dieser Effekt dreimal kleiner ist als der für rechte Parteien und einmal insignifikant. Wir vermuten, dass Befragte, die mehr von linken Parteien halten, weniger Anlass sehen, ihre eigenen Parteien in die Mitte zu rücken. Bei den Befragten, die viel von rechten Parteien halten, ist die Drift zur Mitte beim Klimaschutz am ausgeprägtesten. Man könnte fast vermuten, hier lasse die politische Korrektheit grüßen.

Aufschlussreich ist auch ein Vergleich der Log Likelihood für das Konstanten- und das volle Modell. Berechnet man daraus McFaddens  $R^2$ , ergeben sich sehr kleine Werte zwischen 0,01 und 0,02. Daraus kann man schließen, dass die öffentlich wahrnehmbaren Partei-Eigenschaften bei weitem mehr zur Erklärung der Parteiwahrnehmungsmuster beitragen als die psychologischen Verzerrungen. Immerhin können wir aber konstatieren, dass das Messmodell von Aldrich und McKelvey (1977) die Wahrnehmungsverzerrungen eliminiert. Die Regressionen mit den reskalierten Werten auf beiden Seiten der Regressionsgleichungen erbringen keine signifikanten Einflüsse mehr. Das gleiche Ergebnis nicht signifikanten Effekte zeitigt die Regression von berichteten Parteiwahrnehmungen auf die ursprünglich abgefragte Selbsteinstufung. Offensichtlich sind dieselben Verzerrungen in den abhängigen und dieser unabhängigen Variablen enthalten. Die Verzerrungen lassen sich nur entdecken, wenn wir die Rohwerte der Parteiwahrnehmungen mit der reskalierten Selbsteinstufung voraussagen.

Es bleibt noch zu zeigen, dass die auf Basis dieser Reskalierung berechenbaren Distanzen der Befragten zu den Parteien die besseren Erklärungen der Wahlabsicht erlauben. Das ist Aufgabe des nächsten Abschnitts.

**Tabelle 3:** Die berichteten Wahrnehmungen vorausgesagt mit dem Parteienstimulus, der jeweiligen reskalierten Einstellung und den Parteiskalometern für rechte und linke Parteien. Eine lineare Zweiebenenregression mit den Befragten als Ebene 1<sup>4</sup>

Partei	Links-Rechts		Sozialstaat		Immigration		Klimaschutz	
	Koeff.	Std. F.	Koeff.	Std. F.	Koeff.	Std. F.	Koeff.	Std. F.
CDU	1,63	0,06	2,10	0,09	1,86	0,09	1,99	0,08
CSU	2,33	0,06	2,33	0,08	2,79	0,08	2,39	0,07
SPD	-1,59	0,06	-1,26	0,09	-1,06	0,09	-0,82	0,08
FDP	1,15	0,05	2,95	0,07	1,34	0,08	2,26	0,06
Grüne	-1,99	0,06	-1,99	0,08	-2,79	0,09	-3,73	0,07
Linke	-4,08	0,05	-2,84	0,07	-1,78	0,08	-1,69	0,07
Einstellung	-0,32	0,02	-0,31	0,02	-0,25	0,01	-0,28	0,02
Skalometer:								
...Rechte Parteien	-0,07	0,01	-0,08	0,01	-0,06	0,01	-0,15	0,01
...Linke Parteien	0,03	0,01	0,02	0,01	0,03	0,01	-0,01 n.s.	0,01
Log Likelihood	-16902,9		-14551,8		-16389,8		-16830,3	
Log Likelihood Null-modell (nur Parteien, zum Vgl.)	-17153,8		-14734,8		-16557,3		-17109,8	
Beobachtungen	9852		7499		8052		8816	
Zahl Befragte	1666		1283		1390		1522	

<sup>4</sup> Die Varianzen der Zufallseffekte werden nicht gezeigt. Die fixen Effekte sind alle signifikant mit  $p < 0,001$ , mit Ausnahme des Skalometer-Effekts für linke Parteien beim Klimaschutz. Alle Regressionen wurden für Befragte mit richtiger Skalenpolung gerechnet.

## 7. Für Parteistrategien geeignete Wählerfunktionen

Wählerfunktionen sagen die Wahlentscheidung voraus und, wenn sie für Parteistrategien beim Stimmwettbewerb taugen sollen, müssen sie Wählermotive enthalten, die die Parteien mit Politikangeboten beeinflussen können. Dies sind Distanzen zwischen Wählern und Parteien bei aktuellen politischen Streitthemen. Hier können die Parteien versuchen, durch Positionswechsel mehr Wähler zu gewinnen. Dazu müssen sie von realistischen Vorstellungen über die Präferenzverteilung in der Wählerschaft im Vergleich zu ihren wahrgenommenen Positionen ausgehen und sie müssen zusätzlich wissen, wie stark sich die Wählerdistanzen bei einem Sachthema auf die Wahlabsichten auswirken. Im Unterschied zu den Sachthemen kann eine Partei ihre Position auf der ideologischen Skala, so wie sie vom Elektorat wahrgenommen wird, nicht kurzfristig verändern. Hierzu bedarf es nachhaltigerer Entscheidungen z.B. bei der Wahl des Koalitionspartners (vgl. z.B. für die FDP Pappi 2013). Deshalb kann man die Links-Rechts-Positionen von Wählern und Parteien als vorgegebene Schranke beim kurzfristigen Positionswechsel bei Sachthemen auffassen (Kurella und Pappi 2015).

Wir schätzen die Wählerfunktion mit einer konditionalen Logit-Analyse für vier unterschiedlich berechnete Wählerdistanzen, nämlich

1. für die ursprünglichen Befragtenangaben samt individuellen Parteiwahrnehmungen,
2. für die ursprünglichen Befragtenangaben mit Parteimittelwerten,
3. für die reskalierten Werte mit den Erwartungswerten für die Parteien und
4. für die reskalierten und korrigierten Werte mit den Erwartungswerten für die Parteien.

Da es uns auf realistische Einschätzungen der Wählerfunktionen durch die Parteien ankommt, wird man das beste Ergebnis für Methode 4 erwarten. Hier stimmen die Wähler über Positionen der einzelnen Parteien, von Zufallsschwankungen abgesehen, überein und es werden nur die Wähler berücksichtigt, die die jeweilige Skala richtig verstehen. Die größte Herausforderung für die empirische Erklärungskraft dieser Skala ist Methode 1, bei der der einzelne Befragte ganz in seiner individuellen Erfahrungswelt verbleibt. Jeder hat seine eigene Wahrnehmung der Parteien und kann seine eigene Einstellung damit in Einklang bringen. So wird der Assimilationseffekt bewirken, dass nahe Parteien, die für eine Wahlentscheidung in Frage kommen, noch näher am eigenen Standpunkt gesehen werden, was die Distanz zu dieser Partei verkürzt. Derartige systematische Unterschätzungen der Distanzen zu nahen Parteien treiben die Erklärungskraft künstlich nach oben und führen zu einem verzerrten Regressionskoeffizienten.

Wie ein Blick auf die letzte Zeile von Tabelle 4 zeigt, kann Methode 1 die Wahlabsichten für die fünf Parteien – CSU in Bayern, CDU außerhalb Bayerns – tatsächlich sehr gut voraussagen. Der Nachteil sind durch Kontrast- und Assimilationseffekte verzerrte Schätzer für den Einfluss von Policydistanzen sowie, aus Sicht von Parteienstrategen, ideosynkratische, nicht vergleichbare Parteipositionen. Bemerkenswerterweise ist die Erklärungskraft der nach Methode 4 berechneten Distanzen genauso hoch. Im Vergleich zu Methode 1 hat man hier den Vorteil hoher Urteilskonkordanz der Befragten und unverzerrte Schätzer. Allerdings wird dieser Vorteil mit einem Nachteil erkaufte. Die Zahl der Befragten, die bei dieser Methode für die Analyse übrig bleiben, sinkt von 1100 auf 683. Dies ist größtenteils der Trade-off-Frage zu den sozialstaatlichen Leistungen geschuldet, bei der nur 77 Prozent der Befragten, die sich nicht von vorne herein auf eine „weiß nicht“ Antwort zurückzogen, die Skala im Sinn der wahrgenommenen Parteiordnung richtig verstanden. Das Messmodell kann Schwächen der Datenerhebung nicht ungeschehen machen. Immerhin kann man für die Befragten mit vollständigen richtigen Antworten konstatieren, dass die sozioökonomische Sozialstaatsfrage die Wahlabsichten genauso stark beeinflusst wie die Frage des Klimaschutzes.



**Tabelle 4:** Die Voraussage der Wahlabsicht mit unterschiedlich skalierten Parteidistanzen. Konditionale Logit-Modelle

	Befragtenangaben				Reskalierung mit Erwartungswerten			
	1. Individuell		2. Mittelwert		3. Unkorrigiert		4. Korrigiert	
Distanzen	Koef.	Std. F.	Koef.	Std. F.	Koef.	Std. F.	Koef.	Std. F.
Links-Rechts	-0,61	0,04	-0,64	0,04	-1,24	0,07	-1,48	0,11
Sozialstaat	-0,18	0,03	-0,25	0,04	-0,54	0,07	-0,53	0,10
Immigration	-0,13	0,03	-0,12	0,05	-0,18	0,06	-0,19	0,09
Klimaschutz	-0,26	0,03	-0,24	0,04	-0,53	0,07	-0,53	0,09
Konstanten								
CDU/CSU	Basis		Basis		Basis		Basis	
SPD	-0,61	0,09	-0,73	0,10	-0,66	0,10	-0,73	0,14
FDP	-1,87	0,14	-1,90	0,14	-1,88	0,14	-1,96	0,17
Grüne	-1,27	0,13	-1,37	0,14	-1,32	0,13	-1,26	0,18
Linke	-0,92	0,14	-0,99	0,14	-1,00	0,14	-1,12	0,20
Log likelihood								
Volles Modell	-1026,20		-1149,82		-1090,91		-658,30	
Nur Konstanten	-1476,05		-1476,05		-1453,03		-942,73	
Zahl Beobachtungen	5179		5179		5117		3410	
Zahl der Befragten	1100		1100		1074		682	
McFaddens R <sup>2</sup>	0,30		0,22		0,25		0,30	

Man kann gegen unseren Vergleich der Erklärungskraft von Modell 1 und 4 einwenden, dass Modell 1 besser abschneiden würde, wenn man auch hier Befragte mit mangelhaftem politischem Wissen wegließe. Das ist tatsächlich der Fall. Berücksichtigt man nur Befragte, die richtigerweise die Zweitstimme als „ausschlaggebend für die Sitzverteilung im Bundestag“ angeben, vermindert sich die Fallzahl ähnlich wie bei Modell 4 auf 680 und das R<sup>2</sup> steigt von 0,30 auf 0,36, ist also höher als bei den reskalierten und korrigier-

ten Wahrnehmungswerten. Trotzdem bleibt bei den Ausgangswerten die Urteilskonkordanz der Befragten und damit das für die Parteien entscheidende Kriterium niedriger. Die Intraklassenkorrelationen sind, in der Reihenfolge von Tabelle 2: 0,70; 0,46; 0,28; 0,53.

Von allen Methoden zur Berechnung der Distanzen schneidet Methode 2 am schlechtesten ab, bei der die Parteipositionen einfach durch die Durchschnitte der Wahrnehmungen ersetzt werden. Gleichzeitig ist dies die gängigste Methode zur Bestimmung einheitlicher Parteipositionen, wenn man sich auf die individuellen Parteiwahrnehmungen nicht länger verlassen will. Da die Selbsteinstufungen der Befragten aber unverändert bleiben, überrascht die geringere Erklärungskraft dieser Methode im Vergleich zu den anderen nicht.

Unter der Voraussetzung, dass man durch geeignete Fragenformulierung die Gefahr von Fehlwahrnehmung minimieren kann, ist Methode 3 keine schlechte Alternative zu 4. Sie verbindet Urteilskonkordanz über die Parteipositionen mit Fallzahlen, die mit den Analysen für die Originaldaten konkurrieren können.

## 8. Schlussfolgerungen

Dass Angaben in Interviews kontextabhängig und fehlerbehaftet sind, ist keine neue Erkenntnis. Manche Wahrnehmungsverzerrungen treten aber sehr systematisch auf und können deshalb mit geeigneten Messmodellen eliminiert werden. Wir haben auf eine bayesianische Schätzung des ursprünglich von Aldrich und McKelvey (1977) vorgeschlagenen Skalierungsmodells (Hare et al. 2015) zurückgegriffen, um die aus der einschlägigen Forschung bekannten Assimilations- und Kontrasteffekte bei der Wahrnehmung von Parteipositionen zu eliminieren. Dass uns dies gelungen ist, kann man nachweisen mit Regressionen der reskalierten Wahrnehmungswerte mit den entsprechenden reskalierten Einstellungen. Diese wirken sich nicht mehr auf die abhängigen Variablen der Parteiwahrnehmung aus. Wenn man aber die Originalwahrnehmungen mit den reskalierten Einstellungen voraussagt (unsere Tabelle 3), zeigen sich die erwarteten Assimilations- und Kontrasteffekte. Je mehr man darüber hinaus von einer rechten Partei hält, desto mehr rückt man FDP, CDU oder CSU in die moderate Skalenmitte und die linken Parteien SPD, Grüne und Linke an den linken Rand. Für linke Befragte lässt sich dasselbe beobachten, nur weniger stark. Beim Klimaschutz wird dieser Effekt bei linken Befragten sogar insignifikant. Die Grünen werden auf dieser Skala mit einem Wert von -1.50 sehr extrem positioniert und man könnte vermuten, dass sich bei ihrer starken Konzentration auf dieses Thema, das einer „issue ownership“ entspricht, der Assimilationseffekt nicht zugunsten der Perzeption einer moderateren Parteiposition auswirkt. Wir vermuten, dass sich das in der Öffentlichkeit vorherrschende Meinungsklima auf die Rechts- oder Linksdrift der Wahrnehmungsverzerrungen auswirkt. Der Tatsache, dass linke Parteianhänger ihre Parteien beim Klimaschutz nicht in die Mitte rücken, entspricht ein verstärkter Assimilationseffekt in die Mitte bei Anhängern rechter Parteien. Bei all diesen nachgewiesenen Verzerrungseffekten darf ein wichtiges Ergebnis unserer Untersuchung nicht in den Hintergrund treten: Der Haupteinfluss auf die Parteiwahrnehmung geht von der Partei selbst aus, d.h. ihrem Bild in der Öffentlichkeit.

Assimilations- und Kontrasteffekte sind ein originäres Forschungsfeld der Sozialpsychologie. Die Politikwissenschaft ist dagegen an der Kommunikation zwischen Wählern und Parteien interessiert und fragt nicht in erster Linie nach Verzerrungen, sondern nach dem Einfluss des Stimulusobjekts Partei auf die Wahrnehmung. Je einheitlicher die Wähler eine Partei wahrnehmen, desto besser sind die Kommunikationsmöglichkeiten. Wir konnten zeigen, dass die Urteilskonkordanz der Befragten sowohl bei Links-Rechts als auch bei der Sozialstaatsfrage, der Einwanderungspolitik und dem Klimaschutz für die ursprünglichen Positionsbeurteilungen der Parteien am geringsten ist und für die reskalierten und um falsche Skalenpolungen bereinigte Urteile am größten. Dieser Erfolg ist der Eliminierung der in der Person des Wählers verankerten Wahrnehmungsverzerrungen zu verdanken.

---

## Literatur

- Adams, James F., Merrill III, Samuel und Grofman, Bernard (2005): *A Unified Theory of Party Competition: A Cross-National Analysis Integrating Spatial and Behavioral Factors*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Aldrich, John H. und McKelvey, Richard D. (1977): A method of scaling with application to the 1968 and 1972 presidential elections. *American Political Science Review*, 71, S. 111-130.
- Ansolabehere, Stephen und Iyengar, Shanto (1995): *Going Negative. How Attack Ads Shrink and Polarize the Electorate*, New York, The Free Press.
- Ansolabehere, Stephen, Rodden, Jonathan und Snyder J., James M (2008): The strength of issues: Using multiple measures to gauge preference stability, ideological constraint, and issue voting. *American Political Science Review*, 102, S. 215-232.
- Bräuninger, Thomas und Giger, Nathalie (2016): Strategic ambiguity of party positions in multiparty competition. *Political Science Research and Methods*.
- Brody, Richard A. und Page, Benjamin I. (1972): Comment: The Assessment of Policy Voting. *American Political Science Review*, 66, S. 450-458.
- Converse, Philip E. (1964): The nature of belief systems in mass publics, In: David E. Apter (Hrsg.): *Ideology and Discontent*. London: Free Press of Glencoe.
- Davis, Otto A. und Hinich, Melvin (1966): A mathematical model of policy formation in a democratic society, In: Joseph Bernd (Hrsg.): *Mathematical Applications in Political Science*. Dallas: Southern Methodist University Press.
- Evans, Geoffrey und Andersen, Robert (2004): Do issues decide? Partisan conditioning and perceptions of party issue positions across the electoral cycle. *British Elections & Parties Review*, 14, S. 18-39.
- Fuchs, Dieter und Klingemann, Hans-Dieter (1990): The left-right schema. Theoretical framework, In: Kent M. Jennings, Jan Van Deth und et al. (Hrsg.): *Continuities in Political Action*. Berlin: Walter de Gruyter.
- Granberg, Donald (2006): Political Perception, In: Shanto Iyengar (Hrsg.): *Explorations in Political Psychology*. Durham, N.C.: Duke University Press.
- Hare, Christopher, Armstrong II, David A., Bakker, Ryan, Carroll, Royce und Pool, Keith T. (2015): Using Bayesian Aldrich-McKelvey scaling to study citizens' ideological preferences and perceptions. *American Journal of Political Science*, 59, S. 759-774.
- Holmberg, Sören (1989): Political representation in Sweden. *Scandinavian Political Studies*, 12, S. 1-36.
- Iversen, Torben (1994): The logics of electoral politics: Spatial, directional, and mobilizational effects. *Comparative Political Studies*, 27, S. 155-89.
- Jackman, Simon (2009): *Bayesian Analysis for the Social Sciences*, New York, Wiley.
- King, Gary, Murray, Christopher J. L., Salomon, Joshua A. und Tandon, Ajay (2004): Enhancing the validity and cross-cultural comparability of survey research. *American Political Science Review*, 98, S. 191-207.

- Kurella, Anna-Sophie und Pappi, Franz Urban (2015): Combining ideological and policy distances with valence for a model of party competition in Germany 2009 *Journal of Theoretical Politics*, 27, S. 86-107.
- Laver, Michael und Hunt, Ben W. (1992): *Policy and Party Competition*, New York und London, Routledge.
- Lo, James, Proksch, Sven-Oliver und Gschwend, Thomas (2013): A common left-right scale for voters and parties in Europe. *Political Analysis*, 22, S. 205-223.
- Markus, Gregory B. und Converse, Philip E. (1979): A dynamic simultaneous equation model of electoral choice. *American Political Science Review*, 73, S. 1055-1070.
- McGraw, Kenneth O. und Wong, S.P. (1996): Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychological Methods*, 1, S. 30-46.
- Niedermayer, Oskar (2009): Gesellschaftliche und parteipolitische Konfliktlinien, In: Steffen Kühnel, Oskar Niedermayer und Bettina Westle (Hrsg.): *Wähler in Deutschland*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Page, Benjamin I. und Brody, Richard A. (1972): Policy Voting and the Electoral Process: The Vietnam War Issue. *American Political Science Review*, 66, S. 979-995.
- Pappi, Franz Urban (2013): Wahrgenommenes Parteiensystem und Stimmenwettbewerb in Deutschland seit 1980, In: Bernhard Weißels, Harald Schoen und Oscar W. Gabriel (Hrsg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2009*. Wiesbaden: Springer VS.
- Pappi, Franz Urban und Shikano, Susumu (2007): *Wahlen und Wählerforschung*, Baden-Baden, Nomos.
- Quinn, Kevin (2004): Bayesian factor analysis for mixed ordinal and continuous responses. *Political Analysis*, 12, S. 338-353.
- Rattinger, Hans; Roßteutscher, Sigrid; Schmitt-Beck, Rüdiger; Weißels, Bernhard; Wolf, Christof (2013): Vorwahl-Querschnitt (GLES 2013). GESIS Datenarchiv, Köln: ZA5700 Datenfile Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.11820.
- Riker, William H. und Ordeshook, Peter C. (1968): A theory of the calculus of voting. *American Political Science Review*, 62, S. 25-42.
- Saiegh, Sebastián M. (2015): Using joint scaling methods to study ideology and representation: Evidence from Latin America. *Political Analysis*, 23, S. 363-384.
- Sanders, David, Clarke, Harold D., Stewart, Marianne C. und Whiteley, Paul (2008): The endogeneity of preferences in spatial models: Evidence from the 2005 British Election Study. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 18, S. 413-431.
- Scholl, Sabine G. und Bless, Herbert (Im Druck): Urteilsheuristiken, In: D. Frey und H.W. Bierhoff (Hrsg.): *Enzyklopädie der Psychologie: Band Sozialpsychologie*. Göttingen: Hogrefe.
- Schwarz, Norbert und Bless, Herbert (1992): Constructing reality and its alternatives: Assimilation and contrast effects in social judgement, In: L. L. Martin und A. Tesser (Hrsg.): *The Construction of Social Judgements*. Hillsdell, N.J.: Lawrence Earlbaum Associates.
- Schwarz, Norbert und Bless, Herbert (2007): Mental construal processes: The inclusion/exclusion model, In: Diederik A. Stapel und Jerry Suls (Hrsg.): *Assimilation and Contrast in Social Psychology*. New York und Hove: Psychology Press.
- Shapiro, Michael J. (1969): Rational political man: A synthesis of economic and social-psychological perspectives *American Political Science Review*, 63, S. 1106-1119.

- Sherif, Muzafa und Hovland, Carl I. (1961): Social judgment: Assimilation and contrast effects in communication and attitude change. , Oxford, Yale University Press.
- Shrout, Patrick E. und Fleiss, Joseph L. (1979): Intraclass correlations: Uses in assessing rater reliability. Psychological Bulletin, 86, S. 420-428.
- Warwick, Paul V. (2004): Proximity, directionality, and the riddle of relative party extremeness. Journal of Theoretical Politics, 16, S. 263-287.
- Warwick, Paul V. (2009): Relative extremism and relative moderation. Strategic party positioning in democratic systems. Political Research Quarterly, 62, S. 276-288.
- Wirtz, Markus A und Caspar, Franz (2002): Beurteilerübereinstimmung und Beurteilerreliabilität : Methoden zur Bestimmung und Verbesserung der Zuverlässigkeit von Einschätzungen mittels Kategoriensystemen und Ratingskalen, Göttingen, Hogrefe.