

methoden daten analysen

ZEITSCHRIFT FÜR EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG

# mda

2012, Jahrgang 6, Heft 2



## Innovative Methoden der Wahl- und Einstellungsforschung

*Kai Arzheimer, Thorsten Faas, Ulrich Rosar und Sigrid Roßteutscher (Hrsg.)*

*Thomas Plischke* Reaktionszeiten als Indikatoren für politische Einstellungen

*Kamil Marcinkiewicz und Markus Tepe* Eine quantitative Textanalyse von Abgeordnetenbiographien

*Patrick Bernhagen und Richard Rose* Simulieren oder fragen? Die politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung

*Thorsten Faas und Johannes N. Blumenberg* Die Vermessung der Dynamik: Eine rollierende Panelstudie

*Ina Bieber und Evelyn Bytzek* Zur Qualität von Analysen des Wählerverhaltens mit Online-Umfragen

*Sascha Huber* Spitzenkandidaten und Urteilsbildung in präsidentiellen und parlamentarischen Systemen

Herausgegeben von *Christof Wolf  
Marek Fuchs  
Bärbel Knäuper  
Petra Stein*

# Methoden – Daten – Analysen. Zeitschrift für Empirische Sozialforschung

---

Die Zeitschrift wird herausgegeben von GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften.

Herausgeber: Christof **Wolf** (Mannheim, geschäftsführend), Marek **Fuchs** (Darmstadt), Bärbel **Knäuper** (Montreal), Petra **Stein** (Duisburg-Essen)

Wissenschaftlicher

Beirat: Hans-Jürgen **Andreß** (Köln), Andreas **Diekmann** (Zürich), Udo **Kelle** (Hamburg),  
Dagmar **Krebs** (Gießen), Frauke **Kreuter** (College Park, Maryland), Edith **de Leeuw**  
(Utrecht), Norbert **Schwarz** (Ann Arbor)

Redaktion: Sabine **Häder**  
GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften  
Postfach 12 21 55  
68072 Mannheim  
Tel.: 0621 – 12 46 -268  
E-Mail: [mda@gesis.org](mailto:mda@gesis.org)  
Internet: [www.gesis.org/MDA/](http://www.gesis.org/MDA/)

Die MDA deckt alle Fragestellungen aus dem Bereich der Empirischen Sozialforschung ab, insbesondere aus dem Bereich der Umfragemethodik. Im Vordergrund stehen Artikel, die die methodischen und/oder statistischen Kenntnisse der Profession erweitern, sowie Beiträge, die sich mit der Anwendung der Methoden der Empirischen Sozialforschung in der Forschungspraxis beschäftigen, oder solche, in denen ein statistisches Verfahren exemplarisch angewandt wird. Obwohl der Schwerpunkt auf Umfragemethoden liegt, sind Beiträge zu anderen methodischen Bereichen willkommen.

Alle Beiträge, die zur Veröffentlichung in der MDA eingereicht werden, werden von mindestens zwei unabhängigen Gutachtern blind begutachtet.

Der Nachdruck von Beiträgen ist nach Absprache möglich. Die MDA erscheint zweimal im Jahr und steht als Printversion und online zur Verfügung. Die Registrierung für den Bezug der MDA erfolgt über die Web-Seiten von GESIS:

<http://www.gesis.org/publikationen/zeitschriften/mda/bestellung/>

Druck: Verlag Pfälzische Post GmbH, Neustadt  
Gedruckt auf chlorfrei gebleichtem Papier.

ISSN 1864-6956

6. Jahrgang 2012 © GESIS, Mannheim, Dezember 2012

## Inhalt

---

67 Editorial

69 Vorwort

---

### FORSCHUNGSBERICHTE

---

73 Reaktionszeiten als Indikatoren für politische Einstellungen: Der Implizite Assoziationstest (IAT)  
*Thomas Plischke*

99 Positionen, Fraktionen und Mandate: Eine Anwendung der quantitativen Textanalyse auf die Kurzbiographien der Abgeordneten des 17. Deutschen Bundestages  
*Kamil Marcinkiewicz und Markus Tepe*

133 Simulieren oder fragen? Strategien zur Ermittlung der politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung am Beispiel der Europawahlen 2009  
*Patrick Bernhagen und Richard Rose*

157 Die Vermessung der Dynamik: Eine rollierende Panelstudie im Vorfeld der baden-württembergischen Landtagswahl 2011  
*Thorsten Faas und Johannes N. Blumenberg*

185 Zur Qualität von Analysen des Wählerverhaltens mit Online-Umfragen: Eine Untersuchung am Beispiel der Bundestagswahl 2009  
*Ina Bieber und Evelyn Bytzek*

213 Experimente im Vergleich: Spitzenkandidaten und politische Urteilsbildung in präsidentiellen und parlamentarischen Systemen  
*Sascha Huber*

---

### ANKÜNDIGUNGEN

---

245 ALLBUS Nachwuchspreis 2013

247 3<sup>rd</sup> European User Conference for EU-LFS and EU-SILC

---

253 Autorinnen, Rezensentinnen, Gutachterinnen 2012

255 Hinweise für unsere Autorinnen und Autoren



## Editorial

Liebe Leserin, lieber Leser,

in den ersten sieben Jahren ihrer Existenz wurden bei der MDA insgesamt 117 Beiträge zur Veröffentlichung eingereicht, von denen knapp 42 % zur Publikation angenommen wurden. Nachdem die Zahl der Einreichungen im Jahr 2011 stark zurückgegangen war, erreichten uns im vergangenen Jahr wieder etwas mehr Beiträge. Diesen Trend steigender Einreichungszahlen langfristig zu sichern, ist eine der zentralen Herausforderungen an die Zeitschrift.

	Einge- gangen	Ange- nommen	Ab- gelehnt	Noch offen	Quote Annahme
2007	28	9	19	-	32%
2008	14	8	6	-	57%
2009	25	11	14	-	44%
2010	22	9	13	-	41%
2011	12	4	8	-	33%
2012	16	8	3	5	50%
Ges.	117	49	63	5	42%

Mit diesem Heft, welches den 7. Jahrgang der MDA beschließt, betreten wir Neuland. Erstmals präsentieren wir ein Heft mit thematisch fokussierten Beiträgen, welches von einem externen Herausgeberteam gestaltet wurde. Die Mitglieder dieses Teams – Kai Arzheimer, Thorsten Faas, Ulrich Rosar und Sigrid Roßteutscher – haben die Beiträge zunächst ausgewählt und begutachtet, bevor sie dann durch das normale Begutachtungsverfahren der MDA gelaufen sind. Die Vorstellung der einzelnen Artikel kann ich mir hier sparen, findet sie sich doch in dem den Beiträgen vorangestellten Vorwort. Hervorheben möchte ich jedoch, dass es den Herausgebern dieses Themenhefts gelungen ist, Beiträge zusammenzustellen, die einen spannenden und anregenden Überblick über die aktuelle Methodenentwicklung in der Wahl- und politischen Einstellungsforschung geben.

Der Abschluss dieses Jahrgangs markiert aber auch in anderer Hinsicht eine Zäsur für die Zeitschrift. Paul Lüttlinger, von Anbeginn Redakteur der MDA, und Christa von

Briel, ebenso lange Redaktionsassistentin, sind beide im letzten halben Jahr in den Ruhestand gegangen. Sie haben mich als geschäftsführenden Herausgeber in den letzten Jahren hervorragend unterstützt. Ohne ihre Mitwirkung wäre die Zeitschrift nie erschienen. Für ihr langjähriges Engagement und ihre verlässliche Unterstützung möchte ich beiden an dieser Stelle herzlich danken und wünsche ihnen, dass sie den Ruhestand genießen.

Als neue Redakteurin konnten wir Sabine Häder gewinnen. Vielen von Ihnen wird Sabine Häder sicherlich als Statistikerin bei GESIS, insbesondere als Expertin für Stichproben, bereits bekannt sein. Den Satz der MDA besorgt nun Bettina Zacharias, ebenfalls bereits langjährig bei GESIS beschäftigt. Beide begrüße ich ganz herzlich im Team und wünsche ihnen viel Erfolg. Ich würde mich auch sehr auf eine Zusammenarbeit mit den beiden freuen, wenn ich das Amt als geschäftsführender Herausgeber der MDA nicht ablegen würde.

Für die Weiterentwicklung der Zeitschrift ist es aus meiner Sicht günstig, wenn sie immer wieder von neuen Herausgebern mit frischen Ideen geleitet wird. Daher habe ich mich entschlossen meine Rolle als geschäftsführender Herausgeber aufzugeben. Ich freue mich besonders, dass es gelungen ist, Henning Best für dieses Amt zu gewinnen. Nach vielen intensiven Gesprächen, die ich mit ihm über die Zukunft der Zeitschrift geführt habe, bin ich sicher, dass die MDA bei ihm in den besten Händen liegt. Schließlich möchte ich Marek Fuchs, Bärbel Knäuper und Petra Stein für die immer gute Zusammenarbeit im Herausgeberkreis danken.

Ihnen allen wünsche viel Erfolg bei der Weiterentwicklung der Zeitschrift. Ich hoffe, dass es gelingt, die Position der MDA als führende Zeitschrift für empirische Sozialforschung im deutschsprachigen Raum zu festigen und ihre internationale Sichtbarkeit zu erhöhen.

## Vorwort

---

Liebe Leserin, lieber Leser,

über viele Jahre war die methodologische Diskussion in der Politikwissenschaft von einer gewissen Stagnation geprägt. Politikwissenschaftler beschränkten sich häufig darauf, Konzepte und Ansätze aus Nachbardisziplinen zu importieren, an eigene Fragestellungen anzupassen und gegebenenfalls zu verfeinern. Dies zeigt sich beispielsweise in der Internationalen Politischen Ökonomie, die in den letzten beiden Jahrzehnten sehr stark durch die Rezeption ökonomischer Theorien und ökonometrischer Methoden beeinflusst wurde, aber auch in der politikwissenschaftlichen Wahl- und Einstellungsforschung, deren Wurzeln in der soziologischen und sozialpsychologischen Forschung der 1950er und 1960er Jahre liegen.

Charakteristisch für diese Zeit war die Durchsetzung des vollstandardisierten face-to-face Interviews auf Basis großer, national repräsentativer Zufallsstichproben. Diese stellen bis heute das wichtigste (und häufig das einzige) Instrument der Wahl- und Einstellungsforschung dar. Diese Engführung ist schon deshalb problematisch, weil die theoretische und methodologische Entwicklung in den Ausgangsdisziplinen nicht stehengeblieben ist. Bereits 1992 kritisierte deshalb Christopher Achen, einer der prominentesten politikwissenschaftlichen Methodologen, die vorherrschende Fixation auf „Social Psychology, Demographic Variables and Linear Regression“ als „Iron Triangle“, das es aufzubrechen gelte.

Es dauerte allerdings noch einige Jahre, bis Innovationen wie Umfrageexperimente, internetbasierte Datenerhebungstechniken oder neuartige Forschungsdesigns den Mainstream der US-amerikanischen Forschung erreicht hatten und dann – teils mit einer weiteren Verzögerung – auch in Deutschland rezipiert wurden. Das Themenheft stellt einige aus unserer Sicht besonders gelungene Beispiele für diese neueren Entwicklungen vor.

Ein seit langem bekanntes Problem in der Einstellungsforschung besteht darin, dass Befragte sich ihrer Einstellungen entweder nicht vollständig bewusst sind oder auf verbale Stimuli zu heiklen Fragen nicht wahrheitsgemäß antworten. Hier setzen drei der von uns ausgewählten Beiträge an. Deren erster beschäftigt sich mit dem in der Sozialpsychologie entwickelten Impliziten Assoziationstest, dessen Möglichkeiten *Thomas Plischke* in seinem Beitrag „Reaktionszeiten als Indikatoren für politische Einstellungen: Der Implizite Assoziationstest (IAT)“ vorstellt. Die übliche Messung von politischen Einstellungen durch verbalisierte Selbstausskünfte setzt voraus, dass sich Befragte ihren Einstellungen bewusst sind und die Bereitschaft aufweisen, diese zu berichten. Was ist jedoch zu tun, wenn mindestens eine dieser beiden Bedingungen nicht erfüllt ist? Die psychologische Forschung hat in den vergangenen Jahren eine Reihe von Messtechniken entwickelt, bei denen die Erfassung von Einstellungen auf Reaktionszeitdaten basiert. Plischke erläutert Logik und Funktionsweise des derzeit populärsten Instruments dieser Art, dem „Impliziten Assoziationstest“. Es wird zudem diskutiert, wie sich sogenannte „implizite“ zu kon-

ventionellen („expliziten“) Einstellungsmesswerten verhalten. Die Validität des IAT wird anschließend anhand einer Studie über unentschlossene Wähler demonstriert. Der Aufsatz schließt mit einer Bewertung des Nutzens von impliziten Messwerten in der politischen Einstellungsforschung.

Eine weitere Alternative zu direkten verbalen Stimuli, die möglicherweise verzerrte Antworten liefern würden, präsentieren *Kamil Marcinkiewicz* und *Markus Tepe* in ihrem Beitrag „Positionen, Fraktionen und Mandate: Eine Anwendung der quantitativen Textanalyse auf die Kurzbiographien der Abgeordneten des 17. Deutschen Bundestages“. Verfahren der quantitativen Textanalyse wurden bisher erfolgreich genutzt, um politische Positionen aus Parteiprogrammen und parlamentarischen Reden zu extrahieren. Dieser Beitrag thematisiert die Übertragbarkeit der quantitativen Textanalyse auf neue Textkategorien am Beispiel der selbstverfassten Kurzbiographien der Abgeordneten des Deutschen Bundestages. Unter der Annahme, dass sich partei- und mandatspezifische Rekrutierungsmuster im Vokabular der Kurzbiographien niederschlagen, werden die Kurzbiographien mit *wordfish*/*Austin* skaliert. Auf diese Weise können erstmalig relative Positionen für alle Abgeordneten des Deutschen Bundestags erzeugt werden. Im Zuge der empirischen Analyse zeigen *Marcinkiewicz* und *Tepe*, dass die quantitative Textanalyse hohe Anforderungen an die Strukturiertheit des Textkorpus stellt. Wenn es aber gelingt, äußere und formgebende Faktoren wie Kontext, Zielsetzung und Textlänge konstant zu halten, können die relativen Abstände der skalierten Dokumente zur Identifikation einer inhaltlichen Dimension genutzt werden.

Den Nutzen, den massive Computersimulationen für die Wahlforschung haben können, demonstrieren *Patrick Bernhagen* und *Richard Rose* in ihrem Beitrag „Simulieren oder fragen? Strategien zur Ermittlung der politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung am Beispiel der Europawahlen 2009“. Die Autoren greifen hier die in den letzten Jahren vor allem von Vertretern des Bayesianischen Ansatzes vertretene Hypothese auf, dass sich viele substanzwissenschaftliche Fragen als *missing data* Probleme betrachten lassen. Dies gilt auch für die Folgen niedriger Wahlbeteiligung. Deren politische Konsequenzen sind ein immer wiederkehrendes Thema politischer und politikwissenschaftlicher Debatten. Insbesondere wird diskutiert, ob bestimmte Parteien durch eine niedrige Beteiligung benachteiligt und andere bevorteilt werden. Um dies zu prüfen, werden in der Literatur unterschiedliche Herangehensweisen vorgeschlagen. Zum einen werden Nichtwähler nach der Wahl zu ihren hypothetischen Wahlentscheidungen befragt. Zum anderen werden diese nicht getroffenen Entscheidungen bzw. deren Konsequenzen auf Grundlage statistischer Modelle abgeschätzt. In ihrem Beitrag simulieren *Bernhagen* und *Rose* die Wahlentscheidungen der selbsterklärten Nichtwähler in der Europawahlstudie 2009 durch *multiple Imputation*. Im Ergebnis zeigt sich, dass dutzende Parteien zum Teil erhebliche Gewinne und Verluste zu erwarten hätten, wenn die Wahlbeteiligung bei den Europawahlen die der jeweils vorausgegangenen nationalen Hauptwahl erreicht hätte. Auf Grundlage der Simulation durch *multiple Imputation* werden stärkere Beteiligungseffekte geschätzt, als dies auf Grundlage der kontrafaktischen

Selbstauskunft zu erwarten wäre. Die Differenzen sind dabei unabhängig sowohl von der Größe der Beteiligungseffekte als auch von der Anzahl der Parteien.

*Thorsten Faas* und *Johannes N. Blumenberg* hingegen stellen in „Die Vermessung der Dynamik: Eine rollierende Panelstudie im Vorfeld der baden-württembergischen Landtagswahl 2011“ ein Erhebungsdesign vor, das viele neue Analysemöglichkeiten bietet. Sie verbinden das in neuerer Zeit in der Kampagnenforschung sehr erfolgreich eingesetzte Rolling Cross-Section Design mit einer Panelkomponente. Eine solche rollierende Panelstudie vereint die Vorzüge des Rolling Cross-Section (RCS) Designs mit denen eines Panels. Wie das RCS-Design erlaubt es eine rollierende Panelstudie, tagesgenaue Veränderungen in den Einstellungen und Verhaltensmustern der Bevölkerung zu entdecken. Zugleich bleibt die paneltypische Möglichkeit, Prädiktoren von Veränderungen auf der individuellen Ebene zu analysieren, erhalten. Im vorliegenden Beitrag werden zunächst die jeweiligen Vor- und Nachteile der beiden klassischen Forschungsdesigns – RCS und Panel – skizziert, um daraus die Möglichkeit einer Kombination beider Ansätze abzuleiten. Anschließend wird die „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ als konkreter Versuch, eine solche Studie zu realisieren, beschrieben: Dies schließt sowohl eine Diskussion der Qualität der Daten als auch von spezifischen Analysepotenzialen ein.

Die Validität der aus Kostengründen, aber auch wegen der Möglichkeit, visuelle Stimuli zu verwenden und Umfrageexperimente zu integrieren, immer wichtigeren Online-Umfragen loten *Ina Bieber* und *Evelyn Bytzek* in ihrem Beitrag „Zur Qualität von Analysen des Wählerverhaltens mit Online-Umfragen: Eine Untersuchung am Beispiel der Bundestagswahl 2009“ aus. Zahlreiche Studien zeigen, dass sich Teilnehmer/innen an Online-Umfragen nicht nur hinsichtlich des soziodemographischen Hintergrunds, sondern auch in ihren politischen Einstellungen von Teilnehmer/innen an persönlich-mündlichen oder telefonischen Umfragen deutlich unterscheiden. Für die Analyse des Wählerverhaltens können diese Unterschiede jedoch vergleichsweise unproblematisch sein, sofern sich die Zusammenhänge zwischen den Untersuchungsmerkmalen im Rahmen der verschiedenen Befragungsmodi ähnlich gestalten und somit die Wahlentscheidung durch dieselben Faktoren erklärt werden kann. Der Beitrag von Bieber und Bytzek widmet sich der Betrachtung dieser Zusammenhänge, indem Modelle des Wahlverhaltens miteinander verglichen werden, die mit Daten verschiedener Umfragemodi geschätzt wurden. Hierfür werden Daten der German Longitudinal Election Study (GLES) herangezogen, da im Rahmen dieses Projekts im Vorfeld der Bundestagswahl 2009 eine persönlich-mündliche, eine telefonische und mehrere Online-Umfragen nahezu zeitgleich durchgeführt wurden, was ideale Bedingungen für einen Vergleich der verschiedenen Umfragemodi bietet. Diese Untersuchung trägt somit dazu bei, die Eignung von Online-Umfragen für Analysen der empirischen Wahlforschung besser einschätzen zu können.

Ein letzter Beitrag von *Sascha Huber* „Experimente im Vergleich: Spitzenkandidaten und politische Urteilsbildung in präsidentiellen und parlamentarischen Systemen“ zeigt schließlich, welche vielfältigen Möglichkeiten sich der Politikwissenschaft

durch den Einsatz experimenteller Methoden bieten. Bislang wurden Experimente meist im kleineren Maßstab durchgeführt, was u. a. die Frage der externen Validität aufwirft. Hubers Beitrag demonstriert hingegen, dass im Rahmen eines Experimentaldesigns auch Makro-Faktoren variiert werden können. Damit öffnen sich der Vergleichenden Politikwissenschaft völlig neue Perspektiven. Experimente versprechen insbesondere dann einen großen Gewinn, wenn Kausalmechanismen untersucht werden sollen, die sich mit Umfragedaten nur schwer nachweisen lassen. Ein typisches Beispiel ist die Debatte über eine vermeintliche Personalisierung oder Präsidentialisierung der Politik. Ein Hauptproblem bei der Debatte ist das Endogenitätsproblem: In welchem Ausmaß sind Bewertungen von Kandidaten lediglich Ausdruck von allgemeinen politischen Überlegungen und in welchem Ausmaß haben sie einen eigenständigen Effekt, der sich tatsächlich aus den Wahrnehmungen der (unpolitischen) Persönlichkeitseigenschaften der Kandidaten speist? Mit Umfragedaten lässt sich diese Frage kaum beantworten, da Wechselwirkungen zwischen verschiedenen Bewertungen nie auszuschließen sind. In Hubers Beitrag wird eine Serie von vier Experimenten vorgestellt, die in Deutschland, Frankreich, Schweden und den USA durchgeführt wurden. Die identische Durchführung der Experimente in Ländern mit präsidentiellen und parlamentarischen Systemen erlaubt – neben der gegenseitigen Validierung der Ergebnisse – zusätzlich einen Vergleich der Urteilsbildung in den verschiedenen Ländern. Eine Innovation des Papiers besteht also nicht nur in dem experimentellen Design, sondern auch in dem Versuch, die Urteilsbildung in verschiedenen politischen Kontexten mit Hilfe von Experimenten zu vergleichen.

In der Gesamtschau geben die von uns ausgewählten Beiträge einen guten Überblick über aktuelle methodologische Entwicklungen in der politikwissenschaftlichen Wahl- und Einstellungsforschung. Zugleich sollten sie wegen der Breite der angesprochenen Themen und der grundsätzlichen Übertragbarkeit auf andere Fragestellungen und Inhalte von allgemeinem Interesse für ein sozialwissenschaftliches Publikum sein.

Dezember 2012

Kai Arzheimer, Mainz  
Thorsten Faas, Mainz  
Ulrich Rosar, Düsseldorf  
Sigrid Roßteutscher, Frankfurt/M.

## Reaktionszeiten als Indikatoren für politische Einstellungen:

*Der Implizite Assoziationstest (IAT)*

## Reaction Latencies as Indicators for Political Attitudes:

*The Implicit Association Test*

*Thomas Plischke*

### *Zusammenfassung*

Die Messung von politischen Einstellungen durch verbalisierte Selbstauskünfte setzt voraus, dass sich Befragte ihren Einstellungen bewusst sind und die Bereitschaft aufweisen, diese zu berichten. Was ist jedoch zu tun, wenn mindestens eine dieser beiden Bedingungen nicht erfüllt ist? Die psychologische Forschung hat in den vergangenen Jahren eine Reihe von Messtechniken entwickelt, bei denen die Erfassung von Einstellungen nicht mehr auf bewusster Introspektion beruht, sondern auf Reaktionszeitdaten. In diesem Aufsatz werden Logik und Funktionsweise des derzeit populärsten Instruments dieser Art, dem „Impliziten Assoziationstest“ (IAT), erläutert. Es wird zudem diskutiert, wie sich sogenannte „implizite“ zu konventionellen („expliziten“) Einstellungsmesswerten verhalten. Die Validität des IAT wird anschließend anhand einer Studie über unentschlossene Wähler demonstriert. Es wird gezeigt, dass Reaktionszeitdaten individuelles Wahlverhalten von noch unentschlossenen Wählern erstaunlich gut vorhersagen können. Der Aufsatz schließt mit einer Bewertung des Nutzens von impliziten Messwerten in der politischen Einstellungsforschung.

### *Abstract*

Measurement of political attitudes through verbalized introspection presupposes that respondents are aware of their attitudes and motivated to report them. But what is to be done if at least one of these conditions is not met? In recent years, psychological research has developed a set of measurement techniques which do not rely on conscious introspection, but on reaction latencies. In this paper, the logic and functioning of the currently most popular instrument of this sort, the “Implicit Association Test” (IAT), will be elucidated. Furthermore, it will be discussed how so-called “implicit” and conventional (“explicit”) measures relate to each other. The validity of the IAT will be examined using data from a study about undecided voters. It will be shown that reaction latencies can predict individual voting behavior for undecided voters surprisingly well. The paper concludes by assessing the benefit of implicit measures in political attitude research.

## 1 Einleitung<sup>1</sup>

Als eine Folge der „kognitiven Revolution“ mehren sich in der politischen Einstellungsforschung Arbeiten, in denen untersucht wird, wie Individuen politische Informationen wahrnehmen, im Gedächtnis abspeichern und abrufen. Ein grundlegendes Problem vieler dieser Forschungsarbeiten besteht darin, dass die zu diesem Zweck verwendeten Umfragedaten einer kognitionspsychologisch fundierten Herangehensweise nicht gerecht werden (können). Werden verbale, bewusst formulierte Selbsteinstufungen als Indikatoren für die Beschreibung mentaler Konstrukte verwendet, so wird vernachlässigt, dass diese Antworten jenen Informationsverarbeitungsprozessen unterliegen, die man eigentlich untersuchen möchte. Obwohl eigentlich von Interesse ist, was *zwischen* Stimulus und Response passiert, ist man für dessen Untersuchung auf Daten angewiesen, die selbst einen „Response“ darstellen.

Um bei der Einstellungsmessung nicht mehr ausschließlich auf Selbsteinstufungen angewiesen zu sein, hat die psychologische Forschung in den vergangenen Jahren zahlreiche neue Instrumente entwickelt. Diese sogenannten „impliziten“ Messverfahren erfreuen sich in der Forschung derzeit enormer Popularität und haben im Bereich der politischen Psychologie und Wahlforschung bereits interessante Befunde zu Tage gefördert (vgl. z. B. Karpinski/Steinman/Hilton 2005; Lodge/Taber 2005; Arcuri et al. 2008; Bluemke/Friese 2008; Galdi/Arcuri/Gawronski 2008; Pasek et al. 2009; Payne et al. 2010; Rocco/Zogmaister 2010; Nosek/Graham/Hawkins 2010; Friese et al. 2012; Hawkins/Nosek 2012; Plischke/Rattinger/Wagner im Erscheinen). Vor allem durch den zunehmenden Anteil von Online-Studien lassen sich solche Messverfahren mittlerweile technisch relativ leicht in große Bevölkerungsumfragen implementieren.

Das derzeit wohl am häufigsten angewandte Messverfahren dieser Art ist der sogenannte „Implizite Assoziationstest“ (IAT, vgl. Greenwald/McGhee/Schwartz 1998). Bei diesem Verfahren bewältigen die Probanden Aufgaben, bei denen sie mittels einer Tastatur so schnell wie möglich auf am Computerbildschirm präsentierte Stimuli reagieren sollen. Aus den in diesem Zusammenhang aufgezeichneten

1 Dieser Aufsatz entstand im Rahmen des von der Fritz Thyssen Stiftung finanzierten Forschungsprojekts: „Die Bundestagswahl 2005 – Ein verspielter Wahlsieg?“. Der Verfasser dankt zwei anonymen Gutachtern, Alexander Glantz, Maria Müller, Frederike Oschinsky und Nils Steiner für sehr hilfreiche Kommentare zu früheren Versionen dieses Aufsatzes. Dank gebührt zudem Robert Greszki und Zoltán Juhász vom „Bamberger Centrum für empirische Studien“ (BACES) und Lars Kaczmirek für eine kompetente und tatkräftige Mithilfe bei der Integration der IAT-Software „Inquisit“ in konventionelle Umfrage-Software. An der Konzeption und Durchführung der Studie waren neben dem Autor auch Matthias Bluemke, Malte Friese und Hans Rattinger beteiligt.

Reaktionszeiten werden anschließend Rückschlüsse auf die Einstellungen der Probanden gezogen.

In diesem Aufsatz wird der IAT und die ihm zugrunde liegende theoretische und operationale Logik vorgestellt sowie der Frage nachgegangen, in welchen sozialwissenschaftlichen Forschungskontexten seine Anwendung sinnvoll erscheint. Nach der Beschreibung der Theorie in Abschnitt 2 erfolgt in Abschnitt 3 die Darstellung des Ablaufs eines IAT, wie er im Rahmen einer Studie zu unentschlossenen Wählern zur Anwendung kam. Ausgewählte Ergebnisse werden in Abschnitt 4 vorgestellt, bevor abschließend eine Gesamtbewertung der Methode erfolgt.

## 2 Zum Verhältnis von IAT-Messwerten und Umfragedaten

Jedem wissenschaftlichen Messinstrument sollte eine Theorie zugrunde liegen, die darüber informiert, in welchem Verhältnis die gemessenen Daten zu dem zu messenden Konstrukt stehen. Mit Bezug auf den IAT ist keine allseits akzeptierte Theorie formuliert worden. Selbst seine Entwickler, Anthony Greenwald und Mitarbeiter (1998), stellen der Präsentation ihrer Methode nur ein allgemeines Gedankenexperiment voran, um den Leser von der Plausibilität des Verfahrens zu überzeugen. Die Abwesenheit einer Theorie hat in der Folge dazu geführt, dass in der Literatur Unklarheit darüber besteht, was der IAT eigentlich misst und in welchem Verhältnis die Messwerte zu bewusst formulierten Selbsteinstufungen stehen. Der Autor dieses Aufsatzes nimmt hier eine Position ein, die sich an Definitionen und Modellen der Informationsverarbeitung von Jon Krosnick und Russell H. Fazio orientiert. Es sei allerdings darauf hingewiesen, dass konkurrierende Theorien der Interpretation von IAT-Werten existieren (vgl. hierzu im Folgenden auch Fußnote 2).

Als eine „Einstellung“ wird im Folgenden eine im Langzeitgedächtnis gespeicherte Assoziation zwischen einem Objekt und einer Gesamtevaluation verstanden, die in ihrer Stärke variieren kann (vgl. Fazio 2007: 608). Bei der Messung von Einstellungen ist es sinnvoll, grob zwischen zwei verschiedenen Klassen von Verfahren zu unterscheiden (de Houwer 2006): Bei der *direkten* Messung wird vorausgesetzt, dass Einstellungen einer bewussten Introspektion zugänglich sind, so dass der Einstellungsträger seine Evaluation aus dem Langzeitgedächtnis einfach abrufen und berichten kann. Dies entspricht dem klassischen Vorgehen in der Umfrageforschung. Als *indirekte* Messverfahren werden hingegen alle Prozeduren bezeichnet, die ohne eine bewusste Introspektion auskommen. In diese Kategorie fallen Verhaltensbeobachtungen, physiologische Messwerte oder, wie im Fall des

IAT, Reaktionszeitdaten. Messwerte, die aus der direkten Messung resultieren, werden als *explizite* Maße bezeichnet. *Implizite* Maße können notwendigerweise nur aus indirekten Messverfahren resultieren, müssen aber darüber hinaus auch noch weitere Eigenschaften aufweisen, die für ein bestimmtes Maß nicht alle gleichzeitig erfüllt sein müssen. De Houwer (2006: 12) fasst drei unterschiedliche Definitionen in der Literatur folgendermaßen zusammen:

„implicit measures provide an index of a certain attitude or cognition even though participants (1) are not aware of the fact that the attitude or cognition is being measured [...], (2) do not have conscious access to the attitude or cognition [...], or (3) have no control over the measurement outcome“.

Inwiefern diese Kriterien auf implizite Maße tatsächlich zutreffen, ist für jedes einzelne Maß empirisch zu überprüfen (de Houwer 2006: 14-19). Der IAT ist ein Messverfahren, bei dem die erste Bedingung häufig nicht erfüllt ist. Einige Respondenten dürften während der Durchführung des IAT merken, dass Einstellungen untersucht werden. Bezüglich des zweiten Punktes ist es zudem zwar nicht auszuschließen, dass der IAT auch Einstellungen messen kann, die dem Einstellungsträger nicht bewusst sind. Es ist jedoch ein häufiger Fehlschluss, zu glauben, dass implizite Messwerte notwendigerweise unbewusste Einstellungen erfassen. Hinsichtlich des dritten Punktes spricht einiges dafür, dass Probanden die Messergebnisse eines IAT nur schwer intentional verfälschen können, auch wenn es prinzipiell möglich ist (vgl. Steffens 2004; vgl. zu den definierenden Eigenschaften von impliziten Maßen allgemein Fazio/Olsen 2003; de Houwer 2006).<sup>2</sup>

Um darzulegen, wie sich explizite und implizite Maße zueinander verhalten, ist es nützlich, zunächst ein Modell des Antwortprozesses anzuführen, welches das Entstehen von expliziten Urteilen verdeutlicht. Krosnick, Judd und Wittenbrink (2005: 24-27) beschreiben diesen Prozess in drei Stufen: (a) die „automatisch“ ablaufende Aktivierungsphase, (b) die Abwägungsphase und (c) die Antwortphase.

*Aktivierung.* Unter „Aktivierung“ versteht man den Prozess, in dessen Verlauf sich Individuen ihren Einstellungen und ihrem Wissen gegenüber eines Einstellungsobjektes bewusst werden. Er wird durch einen Kontakt (Sehen, Hören oder Nachdenken) mit dem Einstellungsobjekt ausgelöst und läuft „automatisch“ (Bargh

2 Die in diesem Aufsatz vertretene Position, dass „implizite“ und „explizite“ Messwerte Manifestationen derselben attitudinalen Repräsentation darstellen, die sich lediglich in der Art der Messung unterscheiden, ist nicht unumstritten. Eine rivalisierende Sichtweise betrachtet implizite und explizite Messwerte als Manifestationen von distinkten, wenn auch assoziierten Einstellungen (vgl. z. B. Devine 1989; Dovidio et al. 1997; Greenwald/Banaji 1995; Wilson et al. 2000). Da dieser Artikel eine anwendungsbezogene Einführung in die Messtechnik sein soll, kann diese Diskussion hier nicht wiedergegeben werden. Für eine Gegenüberstellung beider Positionen vgl. Nosek (2005: 565-566) und Fazio und Olsen (2003: 302-305). Für eine Synthese beider Positionen vgl. Gschwendner, Hofmann und Schmitt (2006).

1997) ab, d. h. ohne bewusste Kontrolle durch das Individuum. Es reicht aus, in der Zeitung flüchtig das Wort „Merkel“ wahrzunehmen, so dass sofort, innerhalb von etwa 100 - 200 Millisekunden (Barsalou 1992; Fazio et al. 1986), die mit Merkel assoziierte Gesamtbewertung in Form eines positiven oder negativen Affekts ins Bewusstsein transportiert wird. Das zu diesem Objekt im Langzeitgedächtnis abgespeicherte Wissen (z. B. „Merkel ist ehrlich“) erreicht das Bewusstsein erst *nach* dem Affekt. Das bedeutet, dass ein Individuum bereits kurz nach der Wahrnehmung eines Objekts dazu in der Lage ist, ein spontanes Urteil zu berichten, noch bevor ihm spezifisches Wissen zu diesem Objekt einfällt, welches sein Urteil stützen könnte.

*Abwägung.* Sobald die Einstellung in Form eines positiven oder negativen Affekts ins Bewusstsein gelangt, ist das Individuum dazu in der Lage, diesen Affekt in einem Interview spontan zum Ausdruck zu bringen. Alternativ hat es jedoch auch die Möglichkeit, den Affekt durch eine bewusste Abwägung von Wissen über das Einstellungsobjekt argumentativ zu fundieren. Daraus resultiert die Möglichkeit, das spontane Urteil durch bewusste Erwägungen zu modifizieren oder gar vollständig zu überschreiben. Ein solcher Prozess der Abwägung ist kognitiv anspruchsvoll, da das Arbeitsgedächtnis, jener Ort, an dem bewusstes Nachdenken stattfindet, in seiner Speicherkapazität stark begrenzt ist. Ist man also bestrebt, sein Urteil über ein Objekt auf der Grundlage der Abwägung möglichst vieler Informationen zu treffen, ist ein enormes Ausmaß an „Kopfrechnen“ erforderlich, um die Einzelinformationen zu einem Gesamturteil zu summieren.

*Antwort.* Im letzten Schritt müssen Affekte und Informationen über das Einstellungsobjekt in ein verbales Urteil übersetzt werden. An dieser Stelle können zahlreiche Probleme auftreten, die einer adäquaten Erfassung des Gesamturteils entgegenstehen. Nicht immer lassen sich gedanklich existierende Gesamturteile über ein Objekt passend verbalisieren, wodurch in Umfragen Messfehler resultieren. Des Weiteren bestehen interpersonale Unterschiede in der Bedeutung von Begriffen, so dass einem identisch formulierten verbalen Urteil zweier Personen zwei ganz unterschiedliche Gesamtevaluationen zugrunde liegen können.

Aus der Darstellung dieser drei Stufen wird deutlich, dass explizite Einstellungsmesswerte die zu messende Einstellung zwar in der Regel teilweise widerspiegeln, dass jedoch auf dem Weg der Urteilsbildung Prozesse intervenieren können, welche die Repräsentation der Einstellung in einem Messwert vermindern. Erstens können Einstellungen durch bewusst angestellte Erwägungen modifiziert oder gar vollständig überschrieben werden. Zweitens entstehen bei der Übersetzung von Affekten in Verbalisierungen Bedeutungsverluste (Messfehler).

Worin besteht nun der Unterschied zwischen expliziten Messwerten und solchen impliziten Messwerten, die der IAT hervorbringt? Das Ziel bei der Anwendung des IAT besteht darin, Einstellungen direkt nach der Aktivierungsphase zu messen und somit ungefilterte Einstellungsmesswerte zu erhalten, die noch nicht durch eine bewusste Reflexion modifiziert wurden. Im Rahmen des IAT wird der Proband mit Stimuli konfrontiert, auf die er möglichst spontan reagieren soll. Da ihm keine Zeit für eine bewusste Reflexion eingeräumt wird, ist zu erwarten, dass seine Reaktionen stark durch den automatisch aktivierten Affekt beeinflusst sind. Somit würde man damit rechnen, dass messfehlerbereinigte implizite und explizite Messwerte gegenüber demselben Einstellungsobjekt umso stärker miteinander korrelieren, je spontaner ein explizites Urteil zum Ausdruck gebracht wird. Wenn hingegen der Einstellungsträger über sehr viel Motivation und Gelegenheit verfügt, die automatisch aus dem Gedächtnis aktivierte Evaluation durch bewusste Abwägung zu modifizieren, sollten sich explizite und implizite Messwerte stärker voneinander unterscheiden (vgl. Fazio/Olsen 2003).

In bestimmten Umfragesituationen kann die Motivation der Befragten derart ausgeprägt sein, dass das Ziel der Urteilsformulierungen in der Verschleierung der tatsächlichen Einstellung besteht. Diese Motivation kann bewusst oder unbewusst vorhanden sein. Die bewusste Motivation, über seine eigene Einstellung hinwegzutäuschen, ist in der Einstellungsforschung als der Effekt der „sozialen Erwünschtheit“ bekannt. Vor allem in Einstellungsbereichen, in denen bestimmte Evaluationen als verwerflich gelten (etwa die Nähe zu extremen Ideologien oder Parteien), besteht die Tendenz von Respondenten, über die tatsächlich bestehende Einstellung hinwegzutäuschen. In solchen sensiblen Einstellungsbereichen sind geringe Zusammenhänge zwischen impliziten und expliziten Messwerten zu erwarten. In der Tat findet man genau dieses Muster in der sozialpsychologischen Forschung, wo der IAT zur Messung von Vorurteilen und Stereotypen eingesetzt wird und implizite Messwerte das Verhalten teilweise besser erklären können als explizite Messwerte (vgl. Greenwald/McGhee/Schwartz 1998; Rudman/Kilianski 2000; für allgemeine Überblicke vgl. z. B. Lane et al. 2007, Nosek 2005). Hingegen sind sich implizite und explizite Messwerte wesentlich ähnlicher in Bereichen, in denen Einstellungen nicht sozial stigmatisiert sind, etwa bei Einstellungen gegenüber Präsidentschaftskandidaten (vgl. Nosek/Banaji/Greenwald 2002) oder „Mainstream“-Parteien (Friese/Bluemke/Wänke 2007; Bluemke/Friese 2008).

Wenn eine unbewusste Motivation besteht, seine eigene Einstellung zu verschleiern, kann man mit Krosnick, Judd und Wittenbrink (2005: 51) von „Selbsttäuschung“ sprechen. Nicht nur wollen Menschen von ihren Mitmenschen möglichst vorteilhaft wahrgenommen werden, sondern sie versuchen auch, ein bestimmtes

Selbstbild aufrechtzuerhalten, welches nicht immer der Realität entspricht. Auch in solchen Situationen wäre zu erwarten, dass ihre expliziten Urteile in einem deutlichen Widerspruch zu impliziten Messwerten stehen.

Ein Beispiel dafür, welche Rolle „Selbsttäuschung“ in der politischen Einstellungsforschung spielen kann, ist das Phänomen der selektiven Wahrnehmung und Verarbeitung von Informationen. Wer die Tagespolitik interessiert verfolgt, ist in der Regel davon überzeugt, dass er die politische Realität in einem gewissen Sinne „objektiv“ wahrnimmt und interpretiert. Obwohl gut dokumentiert ist, dass unsere Wahrnehmung zahlreichen Verzerrungen unterliegt (vgl. klassisch Lazarsfeld/Berelson/Gaudet 1944; Lord/Lepper 1979), ist man dennoch immer danach bestrebt, gegenüber sich selbst die „Illusion der Objektivität“ (Pyszczynski/Greenberg 1987) aufrechtzuerhalten, indem man seine Handlungen vor sich selbst begründet und rechtfertigt. Dementsprechend wird in der Forschung angenommen (vgl. etwa Keith/Nelson/Wolfinger 1992; Petrocik 2009), dass einige Individuen in Umfragen sich selbst als parteipolitisch „unabhängig“ wahrnehmen, obwohl sie tatsächlich parteiisch denken und fühlen. In einer kürzlich erschienen Studie von Hawkins und Nosek (2012) haben Probanden, die sich selbst hartnäckig als parteipolitisch „unabhängig“ bezeichneten, an einer IAT-Studie teilgenommen, in der implizite Einstellungsmesswerte gegenüber Demokraten und Republikanern erhoben wurden. Anhand der impliziten Messwerte ließ sich vorhersagen, wie die scheinbar „unabhängigen“ Probanden fiktive politische Programme beurteilten: „Implizite“ Republikaner bewerteten das Programm positiver, wenn ihnen gesagt wurde, dass es von den Republikanern statt von den Demokraten vorgeschlagen wurde. Umgekehrtes galt für „implizite“ Demokraten. Anhand des IAT konnte somit gezeigt werden, dass zumindest ein Teil der scheinbar unabhängigen Wähler durch eine „Partei-Brille“ wahrnimmt und urteilt.

Neben motivationalen Faktoren ist die Einstellungsstärke ein wichtiger Moderator für die Konsistenz von impliziten und expliziten Messwerten. Nosek (2005) konnte in seiner Meta-Analyse demonstrieren, dass implizite und explizite Messwerte umso stärker miteinander korrelieren, je stärker die Einstellungen zu einem Objekt ausgeprägt sind. Je stärker (und somit auch zugänglicher) eine Einstellung ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Affekt beim Erkennen des Einstellungsobjekts automatisch ins Arbeitsgedächtnis transportiert wird, wo dieser dann entweder in einen expliziten oder in einen impliziten Messwert transformiert werden kann. Wenn im Gegenteil eine Nicht-Einstellung (Converse 1970) zu einem Objekt besteht, dann fehlt den impliziten und expliziten Messwerten die gemeinsame affektive Basis. Der IAT sollte in diesem Fall höchstens *noise* produzieren. In einer Umfrage hat die Person aber die Möglichkeit, trotz einer fehlenden

Einstellung ein Urteil zu konstruieren, indem sie in unmittelbarer Reaktion auf die Interviewerfrage bestehende Informationen gegeneinander abwägt und antwortet. Dies würde dazu führen, dass implizite und explizite Messwerte divergieren. Im Bereich der politischen Einstellungsforschung wurden im Vergleich zu anderen Einstellungsbereichen bislang hohe Korrelationen zwischen impliziten und expliziten Messwerten festgestellt (bis zu  $r=0,7$ ; vgl. Nosek 2005: 572), was vor allem dadurch erklärt wird, dass im politischen Bereich vergleichsweise starke Einstellungen herrschen.

Als Zwischenergebnis lässt sich festhalten, dass IAT-Werte und Umfragemesswerte in der Regel miteinander korrelieren, dass aber das Ausmaß der Korrelation u. a. von der Einstellungsstärke und der Motivation und Gelegenheit zur bewussten Reflexion der Einstellung abhängt.<sup>3</sup> Ob der Einsatz von indirekten Messinstrumenten in den Sozialwissenschaften gerechtfertigt ist, muss daher im Einzelfall immer vor dem Hintergrund entschieden werden, ob theoretisch zu erwarten ist, dass der IAT Aspekte der Einstellung erfasst, die durch eine direkte Einstellungsmessung nicht erfasst werden können. Im Folgenden soll ein weiteres Anwendungsbeispiel vorgestellt werden, anhand dessen der potenzielle Mehrwert und die Funktionsweise des IAT verdeutlicht werden soll.

### 3 Ein Anwendungsbeispiel

#### 3.1 Kontext der Studie

In einem früheren Aufsatz (Plischke/Rattinger 2009) äußerten wir die Vermutung, dass das Phänomen der Selbsttäuschung eine Ursache für den sogenannten „Popularitätszyklus“ ist. Unter dem Begriff „Popularitätszyklus“ versteht man das regelmäßig zu beobachtende Muster, dass die Regierungsparteien zu Beginn der Legislaturperiode massiv an Zuspruch verlieren, gegen Ende der Legislaturperiode, spätestens aber im Zuge der Wahlkampf mobilisierung, wieder ungefähr das Niveau der Unterstützung aus der vorangegangenen Wahl erreichen. In unserem Aufsatz fanden wir Evidenz für die These (ursprünglich formuliert von Erhardt 1998), dass unentschlossene Wähler der „Motor“ von Popularitätszyklen sind. Enttäuschte Regierungswähler wenden sich demnach von ihren Parteien ab, wechseln aber nicht

3 Es bestehen daneben noch eine Reihe von anderen Moderatoren für die Konsistenz von impliziten und expliziten Messwerten, auf die hier aufgrund des begrenzten Platzes nicht eingegangen werden konnte (vgl. aber Nosek 2005; Hofmann et al. 2005; Gschwendner et al. 2006).

in das Lager der Oppositionsparteien, da sie diese Parteien aufgrund ihrer langfristigen Parteibindungen als das noch größere Übel betrachten. Stattdessen antworten sie in Interviews auf die Frage nach der Wahlintention mit „weiß nicht“ oder verweigern eine Angabe. Sie fallen somit aus der Berechnung der Partei-Anteilswerte heraus. Mit zunehmender zeitlicher Nähe zur folgenden Bundestagswahl erhalten die unentschlossenen Regierungsanhänger über die Wahlkampfkommunikation wieder Argumente, die sie in ihrer langfristigen Parteibindung bestärken. Sie kehren wieder zu ihren Parteien zurück und sorgen somit für den ersehnten Aufschwung. Zeitliche Schwankungen in den Wahlabsichtsanteilen der Parteien sind demnach nur teilweise ein Resultat von Präferenzwechseln; ein wesentlicher Teil der Dynamik kommt dadurch zustande, dass die Prozentuierungsbasis von Wahlabsichtsanteilen im Verlauf der Legislaturperiode systematisch variiert.

Interessanterweise deuteten explizite Urteile von unentschlossenen Wählern jedoch nicht darauf hin, dass sie über langfristige Bindungen an die Regierungsparteien verfügen. Wenn man auf der Grundlage ihrer zu Protokoll gegebenen Einstellungen das Wahlverhalten dieser Gruppe simuliert, so würde man überwiegend eine Wahl zugunsten einer der Oppositionsparteien prognostizieren (unveröffentlichte Analysen). Dieser Befund könnte natürlich bedeuten, dass die Theorie falsch ist. Es ist möglich, dass unentschlossene Wähler tatsächlich keine Bindungen gegenüber den Regierungsparteien aufweisen. Alternativ könnte es jedoch auch sein, dass die Leugnung der Gefühle gegenüber einer aktuell unpopulären Partei so weit geht, dass das gesamte Antwortverhalten an die gegenwärtige Unzufriedenheit angepasst wird. Unter diesen Umständen wären selbst multiple explizite Einstellungsindikatoren nicht dazu in der Lage, die im Langzeitgedächtnis bestehende Einstellung zu erfassen. Es wäre dann zu erwarten, dass die unentschlossenen Wähler ihre expliziten Urteile mit zunehmender Nähe zum Wahltag wieder mit ihren „unterdrückten“ Einstellungen in Einklang bringen. Träfe dies zu, dann sollten vor der Wahl erhobene implizite Einstellungsmesswerte von Unentschlossenen das spätere Wahlverhalten *zusätzlich* zu expliziten Einstellungsmesswerten erklären können.

Dies war die Überlegung, die uns dazu verleitete, im Vorfeld der Bundestagswahl 2009 einen IAT mit unentschlossenen Wählern durchzuführen. Der Kontext des Bundestagswahlkampfes 2009 unterschied sich in vielerlei Hinsicht von der Bundestagswahl 2005, vor deren Hintergrund wir den Popularitätszyklus erstmals untersucht hatten (Plischke/Rattinger 2009). Zwischen 2005 und 2009 regierte eine „Große Koalition“, was möglicherweise dazu beitrug, dass in dieser Legislaturperiode kein Popularitätszyklus auftrat. Der Wahlkampf 2009 war viel weniger umkämpft und hitzig als 2005; die Dynamik in der öffentlichen Meinung fiel auch

deutlich geringer aus. Die Ergebnisse dieser Studie lassen somit nur begrenzt Rückschlüsse auf die Situation im Jahr 2005 zu.

Eine Parallele zu 2005 bestand jedoch darin, dass die SPD vor der Wahl in einem massiven Umfrageloch steckte. Wir vermuteten daher, dass viele der noch unentschlossenen Wähler eine latente Präferenz zugunsten der SPD oder zumindest für eine Partei aus dem linken Lager aufwiesen, die sie uns aber aufgrund von kognitiver Dissonanz im Interview verschwiegen. Wir benötigten somit ein implizites Maß, das uns die relative Nähe eines unentschlossenen Wählers zum linken oder zum rechten Lager anzeigt. Operational umgesetzt wurde dies in einem „Koalitions-IAT“, mit dem eine relative Präferenz zwischen den beiden Koalitionsoptionen „rot-grün“ und „schwarz-gelb“ gemessen wurde.

Die hier vorliegenden Daten können keine Rückschlüsse auf das Zutreffen unserer Erklärung des Popularitätszyklus geben. Sie sollten aber zumindest zeigen können, ob unentschlossene Wähler tatsächlich Präferenzen aufweisen, die sich nicht durch Selbsteinstufungen messen lassen. Für eine ausführliche Analyse der Ergebnisse sei auf die Aufsätze von Friese et al. (2012) und Plischke, Rattinger und Wagner (im Erscheinen) verwiesen.

### 3.2 Studiendesign

Die unentschlossenen Wähler, die an der Untersuchung teilnahmen, wurden aus insgesamt sechs Online-Vorwahlbefragungen rekrutiert, die im Rahmen der *German Longitudinal Election Study* (GLES) im Vorfeld der Bundestagswahl 2009 (30. April bis 26. September) mit jeweils etwa 1.000 Befragten durchgeführt wurden (Rattinger et al. 2009). Antworteten die Respondenten bei der Frage nach ihrer voraussichtlichen Zweitstimme mit „weiß nicht“, wurden diese Personen einige Tage später noch einmal zu einer weiteren Online-Studie eingeladen, bei der sie, neben der Beantwortung einiger Fragen, auch den Koalitions-IAT absolvierten.<sup>4</sup> Zudem wurden auch einige, zufällig ausgewählte entschlossene Wähler als Vergleichsgruppe eingeladen sowie weitere Befragte über Anzeigen im Internet rekrutiert (überwiegend entschlossene Wähler). Sofern die Probanden den IAT vollständig absolviert hatten, wurden sie kurz nach der Bundestagswahl erneut zu einer Befragung eingeladen, in der sie Fragen zu ihrem Wahlverhalten beantworteten.

4 Diese IAT-Studie ist kein Bestandteil der GLES, sondern wurde durch die Fritz Thyssen Stiftung finanziert. In den nachfolgenden Analysen werden jedoch auch GLES-Daten verwendet, da die Antworten aus den vorangehenden GLES-Interviews zu den Daten der IAT-Studie hinzugespielt wurden. Für die Programmierung und Durchführung des IAT wurde die Software „Inquisit Web Edition 3“ verwendet.

Nach einer sorgfältigen Datenbereinigung (vgl. hierzu Abschnitt 3.4) standen daten von insgesamt 311 unentschlossenen Wählern und 425 entschlossenen Wählern zur Verfügung, welche sowohl den IAT absolviert als auch an der Nachwahlbefragung teilgenommen hatten.

### 3.3 Aufbau und Logik des IAT

Ziel des IAT war es, implizite Einstellungsmesswerte gegenüber den beiden Koalitionsoptionen „SPD/Grüne“ und „Union/FDP“ zu messen. Zu diesem Zweck erschienen den Probanden am Computerbildschirm in unregelmäßiger Reihenfolge Bilder und Wörter (*Stimuli*), die sie anhand der Tastatur in zwei sogenannte „Zielkategorien“ sortieren sollten.<sup>5</sup>

Tabelle 1 Übersicht über den Aufbau des Koalitions-IAT

Block	Linke Tastenbelegung	Rechte Tastenbelegung	Stimuli	Zweck
1	SPD/Grüne	vs. Union/FDP	20	Training
2	gut	vs. schlecht	20	Training
3	gut + SPD/Grüne	vs. schlecht + Union/FDP	40	Einstellungsmessung
4	schlecht	vs. gut	20	Umgewöhnung
5	schlecht + SPD/Grüne	vs. gut + Union/FDP	40	Einstellungsmessung

*Verwendete Stimuli für SPD/Grüne: Logo der SPD, Logo von Bündnis 90/Die Grünen, Bild von Frank-Walter Steinmeier, Bild von Renate Künast, Wort: rot-grün; verwendete Stimuli für Union/FDP: Logo der CDU, Logo der FDP, Bild von Angela Merkel, Bild von Guido Westerwelle, Wort: schwarz-gelb; verwendete Wort-Stimuli für gut: Liebe, Glück, Freude, Spaß, Gewinn; verwendete Wort-Stimuli für schlecht: Qual, Furcht, Gestank, Hass, Mord.*

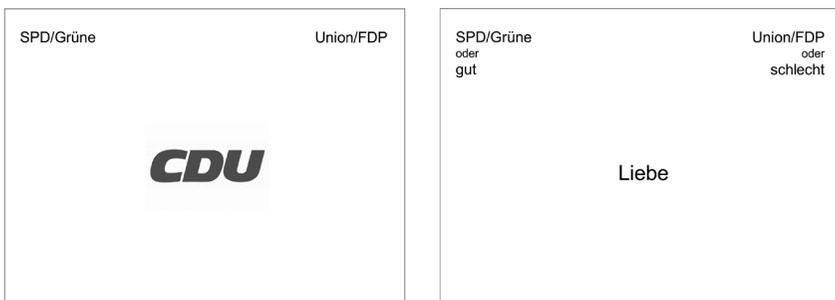
Der Koalitions-IAT bestand insgesamt aus fünf Aufgaben, in der IAT-Diktion „Blöcke“ genannt (vgl. Tabelle 1).<sup>6</sup> Jeder Block umfasste eine bestimmte Anzahl von *trials*, womit die verschiedenen Bildschirmansichten bezeichnet sind, auf die die Probanden reagieren müssen. Die ersten beiden Blöcke waren Trainingsaufgaben, die dem Zweck dienten, die Probanden mit dem Verfahren vertraut zu machen. Die in diesen Blöcken gemessenen Reaktionszeiten wurden nicht zur Einstellungsmessung verwendet. Vor Beginn des ersten Blocks wurde den Befragten mitgeteilt, dass sie Stimuli zu sehen bekommen, die entweder einen Bezug zu der Kategorie

5 Auf der Website <https://implicit.harvard.edu/implicit/germany/> können zahlreiche Beispieltests absolviert werden.

6 Bei der Konstruktion eines IAT sind zahlreiche Designentscheidungen zu treffen. Der von Greenwald, McGhee und Schwartz (1998) vorgestellte IAT besteht beispielsweise aus sieben Blöcken; es wurden zudem auch deutlich mehr Stimuli präsentiert als bei diesem IAT. In einem Pretest für diese Studie ergab sich jedoch, dass die von uns verwendete kürzere Version des IAT ebenfalls sehr reliable Messwerte lieferte.

„SPD/Grüne“ aufweisen oder zur Kategorie „Union/FDP“ gehören (z. B. Logos der Parteien, Fotos der Spitzenkandidaten, vgl. linke Abbildung 1). Sobald der Stimulus erscheint und die Zugehörigkeit zu einer der beiden Kategorien erkannt wird, sollte auf der Tastatur entweder die e-Taste (für „SPD/Grüne“) oder die i-Taste (für „Union/FDP“) gedrückt werden. Dabei sollten die Probanden zwei Anweisungen genauestens befolgen: Sie sollten, erstens, *so schnell wie möglich* auf den Stimulus reagieren und dabei, zweitens, *korrekte* Zuordnungen machen. Wenn die falsche Taste gedrückt wurde, erschien auf dem Bildschirm ein rotes Kreuz, das erst dann wieder verschwand, wenn die Eingabe korrigiert wurde. Auf diese Weise wurden insgesamt 20 Stimuli präsentiert.

Abbildung 1 Nachstellung von Bildschirmansichten im ersten und dritten IAT-Block



*Erklärung linke Abbildung: SPD/Grüne und Union/FDP stellen die beiden Zielkategorien dar. Der Stimulus, in diesem Fall das CDU-Logo, gehört in die Kategorie Union/FDP. Die Probanden mussten nun die (rechte) i-Taste drücken, um den Stimulus korrekt zu klassifizieren. Direkt im Anschluss wurde ein neuer Stimulus eingeblendet. Erklärung rechte Abbildung: „SPD/Grüne“ oder „gut“ und „Union/FDP“ oder „schlecht“ stellen die beiden Zielkategorien dar. Der Stimulus, in diesem Fall das Wort „Liebe“, gehört in die Kategorie „gut“. Die Personen müssen nun die (linke) e-Taste drücken, um den Stimulus korrekt zu klassifizieren. Direkt im Anschluss wurde ein neuer Stimulus eingeblendet. Abweichend von dieser Nachstellung wurden farbige Stimuli vor einem schwarzen Bildschirmhintergrund präsentiert.*

Im Anschluss daran folgte ein zweiter Block, der in seinem Ablauf demselben Schema folgte, nur dass diesmal keine politischen Stimuli präsentiert wurden, sondern ausschließlich positiv oder negativ konnotierte Wörter (z. B. „Liebe“, „Glück“ vs. „Albtraum“, „Hass“). Die Zielkategorien, nach denen die Stimuli sortiert wurden, hießen nun „gut“ und „schlecht“. Der Ablauf des Blocks war ansonsten identisch mit dem von Block 1.

Im dritten Block begann die eigentliche Einstellungsmessung. Nun wurden sowohl Valenz- als auch Parteien-Stimuli präsentiert. Die e-Taste sollte nun gedrückt werden, wenn der Stimulus entweder eine positive Konnotation aufwies oder zur Kategorie „SPD/Grüne“ gehörte. Alle anderen Stimuli, die in die Kategorien „Union/FDP“ oder „schlecht“ fallen, sollten durch die i-Taste kategorisiert werden

(vgl. rechte Abbildung 1). Weiterhin galt die Aufforderung, so schnell wie möglich, jedoch möglichst ohne Fehler zu reagieren. Die Reaktionszeiten für jedes *trial* wurden durch die Software in Millisekunden erfasst.

Bei dieser Aufgabe kommt nun der Prozess der Aktivierung ins Spiel. Es sei daran erinnert, dass die Wahrnehmung jedes Stimulus theoretisch dazu führen sollte, dass der mit ihm assoziierte Affekt automatisch innerhalb von etwa 200 Millisekunden in das Arbeitsgedächtnis geladen und somit für das Individuum sofort verfügbar wird. Ein Proband, der eine Koalition von SPD und Grünen gegenüber einer Koalition von Union und FDP präferiert, kann sich seine Affekte gegenüber den Koalitionsoptionen bedienen, um die Sortieraufgabe schneller zu bewältigen. Er kann immer die e-Taste drücken, wenn der Stimulus einen relativ positiven Affekt in ihm auslöst („Steinmeier“ oder „Liebe“) und die i-Taste, wenn der Stimulus einen relativ negativen Affekt hervorruft („FDP-Logo“ oder „Qual“). Sofern die Probanden tatsächlich motiviert sind, diese Aufgabe akkurat und so schnell wie möglich zu bewältigen, ziehen sie ihren automatisch aktivierten Affekt als Hilfsmittel heran, um die Instruktionen möglichst gut umzusetzen. Hingegen können Probanden, die eine schwarz-gelbe Koalition präferieren, den Affekt nicht zur Bewältigung der Sortieraufgabe einsetzen, denn affektiv gleich bewertete Stimuli teilen in diesem Fall nicht die gleiche Taste auf der Tastatur. Es ist daher zu erwarten, dass Probanden mit einer Präferenz für „Schwarz-Gelb“ im Mittel langsamer reagieren.

Genau der gegenteilige Effekt sollte hingegen eintreten, wenn die beiden Kategorien „schlecht“ und „SPD/Grüne“ die Tastaturbelegung teilen sowie „gut“ und „Union/FDP“ (Block 5). Nun können die Anhänger von „Schwarz-Gelb“ auf ihre Affekte zurückgreifen und sollten daher schneller reagieren als die Anhänger von Rot-Grün. Allerdings tritt an dieser Stelle ein Problem auf: Die Probanden sind bei der Bewältigung der Aufgabe in Block 5 noch an die ursprüngliche Tastaturbelegung in Block 3 gewöhnt. Das führt dazu, dass sie in Block 5 häufiger falsche Antworten geben und im Durchschnitt mehr Zeit benötigen. Dadurch entstehen Reaktionszeitdifferenzen zwischen Block 3 und Block 5, die sich *nicht* auf ihre Einstellungen gegenüber den beiden Koalitionsoptionen zurückführen lassen. Um die Probanden auf die neue Tastaturbelegung vorzubereiten, wird deshalb in Block 4 eine weitere Trainingsaufgabe zwischengeschaltet, in der die neue Tastaturbelegung der Zielkategorien „gut“ und „schlecht“ geprobt wird, um Umgewöhnungsprobleme und damit verbundene Messfehler so minimal wie möglich zu halten.

Mit Abschluss von Block 5 endet die Datenaufzeichnung. Die Einstellungsmesswerte für jeden Probanden berechnen sich, indem man die Differenz zwischen der mittleren Reaktionszeit auf jeden Stimulus im fünften Block und dem entsprechenden Wert des dritten Blocks bildet. Die Probanden mit einer Präferenz

für „Schwarz-Gelb“ sollten im fünften Block schneller reagiert haben als im dritten Block, entsprechend umgekehrt sollten die Anhänger von „Rot-Grün“ Block 3 schneller absolviert haben. Somit sollten hohe negative Differenzen eine relative Präferenz zugunsten von „Schwarz-Gelb“ indizieren, hohe positive Differenzen hingegen eine relative Präferenz zugunsten von „Rot-Grün“. Da die Probanden eine individuell unterschiedliche Basisreaktionsgeschwindigkeit aufweisen, wird die Reaktionszeitdifferenz zusätzlich durch die intraindividuelle Standardabweichung aller Reaktionszeiten geteilt, um einen standardisierten IAT-Messwert zu erhalten. Die resultierende Skala weist einen Wertebereich von -1,46 bis 1,47 auf (Mittelwert = 0,22; Standardabweichung = 0,64).

Diese Messwerte, das sei an dieser Stelle noch einmal betont, wurden somit ausschließlich auf Basis von Reaktionszeiten gebildet, die im Mittel etwa 1,1 Sekunden pro Stimulus betragen. Die Probanden hatten somit keine Zeit, Wissen zu den beiden Koalitionsoptionen aus dem Gedächtnis abzurufen und zu einer Einstellung zu konstruieren. Neben unweigerlich auftretenden Messfehlern können somit theoretisch nur automatisch aktivierte Einstellungen für das Auftreten von Reaktionszeitunterschieden verantwortlich gewesen sein. Einigen Probanden wird vermutlich nicht bewusst gewesen sein, dass die Prozedur das Ziel hatte, Einstellungen zu messen (auch wenn viele von ihnen den Zweck dieser Aufgaben im Verlauf des IAT realisierten oder zumindest erahnten). Der IAT umgeht somit ein Problem, das häufig im Kontext der Einstellungsmessung durch Selbsteinstufung diskutiert wird.<sup>7</sup>

### 3.4 Datenqualität

Bevor die Einstellungsmesswerte berechnet werden, muss eine gründliche Bereinigung der Reaktionszeiten vorgenommen werden. Spezieller Umgang ist dabei für außergewöhnlich schnelle oder langsame Reaktionszeiten erforderlich. In der Literatur bestehen zu diesem Zweck spezielle Richtlinien, die hier angewandt wurden (vgl. D1-Algorithmus bei Greenwald/Nosek/Banaji 2003). Aus der Berechnung der Reaktionszeiten wurden alle *trials* gelöscht, bei denen die Reaktionszeit mehr als 10.000 Millisekunden betrug (0,05% aller *trials*). Gelöscht wurden zudem alle

7 Für die meisten Respondenten stellte der IAT eine willkommene Abwechslung zum eintönigen Frage-Antwort-Spiel dar, und dies umso mehr, als wir die Probanden in einem Pretest direkt mit einem vorläufigen individuellen Ergebnis konfrontierten. Wir fragten danach die Probanden nach ihrer Meinung zu dieser Studie. Die nachfolgende Meinung steht stellvertretend für etwa 95% positive Reaktionen: „Diese Form von Studierhebung finde ich super. Nicht zu sehr zeitaufwändig [der Pretest inklusive explizite Einstellungsmessung dauerte insgesamt nur etwa 10 Minuten, Anm. TP] allerdings doch sehr aussagekräftig, wie ich feststellen durfte. Für solch eine Studierhebung stelle ich mich gerne wieder zur Verfügung.“

Befragten, die den IAT nicht vollständig abgeschlossen hatten (2,1% der Fälle) oder die bei mindestens 10 Prozent der *trials* eine Reaktionszeit von weniger als 300 Millisekunden aufwiesen (2,2% der Fälle). Da der IAT im Rahmen einer Online-Studie durchgeführt wurde und die Probanden daher die beschriebenen Aufgaben in ihrer gewohnten Umgebung absolvierten, wurden zudem Probanden ausgeschlossen, die nach eigenen Angaben durch Störquellen (z. B. Telefonklingeln, Fernsehen) abgelenkt wurden (6,75% der verbleibenden Fälle).

Um die interne Konsistenz der IAT-Messwerte zu beurteilen, wurde die Split-Half-Reliabilität berechnet. Hierzu wurden für jeden Probanden zwei IAT-Messwerte gebildet: Für den ersten Messwert wurden nur die Reaktionszeiten aus geraden *trials* berücksichtigt, beim zweiten Messwert die Reaktionszeiten aus ungeraden *trials*. Die Korrelation dieser beiden Messwerte beträgt  $r=0,80$ ; die Spear-Brown-korrigierte Split-Half-Reliabilität liegt bei  $r=0,89$ , was eine sehr gute Reliabilität anzeigt. Da einige Probanden auch ein zweites Mal einen IAT absolviert haben, kann hier auch die Test-Retest-Reliabilität berichtet werden: Mit  $r=0,79$  ist die Stabilität der IAT-Messwerte sehr hoch.

## 4 Ausgewählte Ergebnisse

Im Folgenden sollen zwei Fragen beantwortet werden: Erstens, wie verhalten sich implizite und explizite Messwerte zueinander? Zweitens, können die gemessenen impliziten Koalitionspräferenzen das Wahlverhalten von entschlossenen und unentschlossenen Wählern vorhersagen?

Die Frage nach dem Verhältnis von impliziten und expliziten Maßen zielt auf den Mehrwert der IAT-Forschung ab. Zwei extreme Befunde wären hier denkbar, bei denen man den Nutzen des IAT in Zweifel ziehen müsste: Sollte kein signifikanter Zusammenhang zwischen impliziten und expliziten Messergebnissen bestehen, wären Bedenken gegenüber der Validität des Koalitions-IAT angebracht, da beide Methoden dieselbe Einstellung messen sollen. Würde die Korrelation zwischen impliziten und expliziten Messwerten hingegen in der Nähe von  $r=1$  liegen, dann wäre der zeitaufwändige IAT offensichtlich irrelevant, da man dann die interessierende Einstellungen erheblich kostengünstiger durch Umfragen erheben könnte.

Für die Messung einer expliziten Koalitionspräferenz wurden die Probanden gebeten, ihre relative Präferenz in Bezug auf die Koalitionsoptionen „Rot-Grün“ oder „Schwarz-Gelb“ auszudrücken.<sup>8</sup> Die Antworten erfolgten auf einer

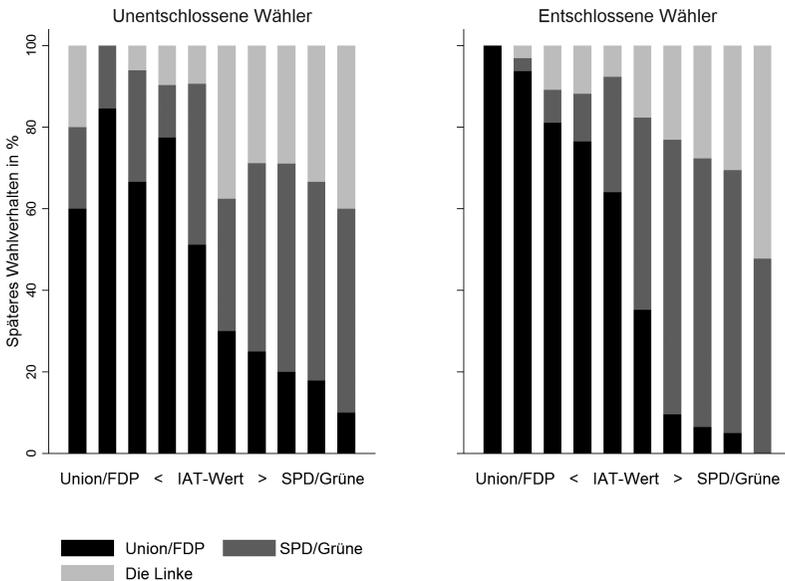
8 Die Probanden wurden zuvor nicht über ihr IAT-Ergebnis aufgeklärt.

elfstufigen Skala, in welcher der Wert 1 eine sehr starke Präferenz zugunsten „Schwarz-Gelb“ und der Wert 11 eine sehr starke Präferenz für „Rot-Grün“ indiziert (Mittelwert=5,58; Standardabweichung=3,50). Die Test-Retest-Reliabilität für dieses explizite Maß liegt bei  $r=0,83$  und ist somit leicht höher als die Test-Retest-Reliabilität des IAT ( $r=0,79$ ). Zwischen der expliziten Koalitionspräferenz und den IAT-Messwerten besteht eine substantielle Korrelation ( $r=0,68$ ,  $p<0,000$ ,  $n=736$ ), wobei große Unterschiede in der Stärke der Korrelation zwischen unentschlossenen ( $r=0,54$ ,  $p<0,000$ ,  $n=311$ ) und entschlossenen Probanden ( $r=0,75$ ,  $p<0,000$ ,  $n=425$ ) bestehen. Dieser Unterschied reflektiert vermutlich die stärkeren Einstellungen bei entschlossenen im Vergleich zu unentschlossenen Wählern (vgl. Friese et al. 2012). Diese Messwerte unterschätzen die wahre Stärke des Zusammenhangs, da in beiden Einstellungsskalen Messfehler enthalten sind. Es ist somit fraglich – zumindest im Hinblick auf den sehr starken Zusammenhang bei entschlossenen Wählern – ob sich eine Anwendung des IAT lohnt, wenn beide Instrumente sehr ähnliche Messwerte hervorbringen. Allerdings lässt sich dieser Befund auch positiv werten: Wenn die Messwerte der beiden sehr unterschiedlichen Instrumente so stark miteinander korrelieren, spricht dies für die konvergente Validität der beiden Verfahren.

Als Zweites schließt sich die Frage an, wie gut die in der Vorwahlzeit erhobenen impliziten Koalitionspräferenzen das spätere Wahlverhalten vorhersagen. Zu erwarten wäre, dass Probanden mit einer sehr starken impliziten Präferenz für „Schwarz-Gelb“ deutlich häufiger Union oder FDP gewählt haben. Entsprechendes gilt aber nicht unbedingt für die Probanden mit einer Präferenz zugunsten „Rot-Grün“, da diese möglicherweise auch für „Die Linke“ votierten.

Die in Abbildung 2 dargestellten Balkendiagramme geben den erwarteten Zusammenhang sehr deutlich wieder. Vernachlässigt man bei den unentschlossenen Wählern jene mit der stärksten impliziten Präferenz für „Schwarz-Gelb“, deren vergleichsweise geringe Wahlquote für einer dieser beiden Parteien lediglich auf fünf Probanden beruht, resultiert mit zunehmender Präferenz für „Rot-Grün“ eine fast monotone Abnahme des Union/FDP-Wähleranteils. Reaktionszeitdaten können somit das Wahlverhalten von unentschlossenen Wählern erstaunlich gut vorhersagen. Noch klarer und eindeutig monoton stellt sich der Zusammenhang bei den entschlossenen Wählern dar: Union und FDP erhalten in den beiden impliziten Extremgruppen 100 bzw. 0 Prozent der Stimmen. Je stärker eine rot-grüne Koalition relativ gegenüber einer schwarz-gelben Koalition präferiert wird, desto höher fällt zudem der Stimmenanteil der Linken aus.

Abbildung 2 Implizite Koalitionspräferenz (Vorwahl) und Wahlverhalten (Nachwahl) von unentschlossenen und entschlossenen Wählern



Anmerkung: Die IAT-Messwerte auf der x-Achse wurden zuvor in zehn gleich große Intervalle unterteilt. Die Fallzahlen sind  $n=311$  für unentschlossene Wähler und  $n=435$  für entschlossene Wähler.

Aber können IAT-Werte auch *zusätzlich* zu expliziten Maßen das Wahlverhalten erklären? Mit anderen Worten: Beinhalten die IAT-Werte verhaltensrelevante Informationen, die sich durch explizite Einstellungsmessungen nicht erfassen lassen? Für die entschlossenen Wähler ist dies vergleichsweise unwahrscheinlich, da eine sehr starke Korrelation zwischen der impliziten und expliziten Koalitionspräferenz besteht. Da zudem davon ausgegangen wird, dass die explizite Koalitionspräferenz in der Kausalkette „näher“ an dem zu erklärenden Verhalten liegt, sollte der Effekt der impliziten Koalitionspräferenz vollständig über die explizite Koalitionspräferenz vermittelt werden. Anders liegt der Fall hingegen bei unentschlossenen Wählern: Für diese Gruppe besteht die Hypothese, dass sie Einstellungen aufweisen, die sich nicht oder nur teilweise in ihren Urteilen manifestieren. Trifft diese Hypothese zu, sollte die implizite Koalitionspräferenz, auch unter statistischer Kontrolle von bewusst formulierten Urteilen, inkrementell zur Erklärung des Wahlverhaltens beitragen.

Zur Überprüfung dieser beiden Überlegungen wurden logistische Regressionsmodelle berechnet, in denen die abhängige Variable den Wert 0 aufweist,

wenn die Union oder die FDP gewählt wurde und 1, wenn SPD, die Grünen oder die Linke die Stimme erhielten. Zusätzlich zu der expliziten Koalitionspräferenz wurden zudem weitere explizite Maße herangezogen, von denen man weiß, dass sie wichtige Prädiktoren des individuellen Wahlverhaltens sind: die Parteiidentifikation, die Links-Rechts-Selbsteinstufung, ein Maß der relativen Kanzlerpräferenz (Merkel vs. Steinmeier) und die Problemlösungskompetenz. Alle Variablen wurden so codiert, dass sie der relativen Logik des IAT entsprechen: Niedrigere Werte indizieren einen Vorteil für das bürgerliche Lager, hohe Werte hingegen einen Vorteil für Parteien aus dem linken Lager.<sup>9</sup> Um die Interpretation der Effekte vergleichbar zu gestalten, wurden alle unabhängigen Variablen (einschließlich die Werte des Koalitions-IAT) auf einen Wertebereich von 0 bis 1 transformiert. Die Berechnungen erfolgten erneut für entschlossene und unentschlossene Wähler getrennt.

Die Ergebnisse für entschlossene Wähler sind in Tabelle 2 dargestellt. Zunächst wurden bivariate Zusammenhänge berechnet, um die Effektstärke des IAT im Vergleich zu anderen unabhängigen Variablen zu beurteilen; die Stärke des Zusammenhangs wurde durch McFadden  $R^2$  gemessen. Der stärkste bivariate Prädiktor in diesem Modell ist die explizite Koalitionspräferenz, gefolgt von der Parteiidentifikation. Der Koalitions-IAT weist mit einem Pseudo- $R^2$  von 0,46 ebenfalls noch eine sehr hohe Erklärungsleistung auf, die damit auch deutlich höher liegt als bei drei anderen expliziten Maßen. Überraschend ist vor allem, dass die implizite Koalitionspräferenz das Wahlverhalten besser erklären kann als die Links-Rechts-Selbsteinstufung. Gerade für die Erklärung einer „Lagerwahl“ hätte man eine deutlich stärkere Erklärungsleistung der ideologischen Selbstverortung vermuten können.

9 Die Variable „Parteiidentifikation“ weist in diesem Modell fünf Ausprägungen auf; sie reicht von einer starken bis sehr starken Identifikation mit einer bürgerlichen Partei bis zu einer starken bis sehr starken Identifikation mit einer linken Partei. Abgestuft wird diese Skala durch eine mittelstarke bis sehr schwache Identifikation, Mittelpunkt der Skala ist „keine Parteiidentifikation“. Die „Links-Rechts-Einstufung“ wurde elfstufig erhoben. Die Kanzlerpräferenz wurde über die Differenz zweier elfstufiger Skalen gebildet, die jeweils absolute Einstellungen gegenüber Angela Merkel und Frank-Walter Steinmeier abbilden und weist daher 22 Ausprägungen auf. Die Variable „Lösungskompetenz“ wurde auf Grundlage der Information gebildet, welche Parteien von den Befragten als am kompetentesten hinsichtlich der Bewältigung des wichtigsten und des zweitwichtigsten Problems in Deutschland erachtet werden. Die resultierende Variable ist fünfstufig und weist den geringsten Wert auf, wenn hinsichtlich der Lösung beider Probleme zweimal eine bürgerliche Partei genannt wurde und den höchsten Wert, wenn zwei linke Parteien genannt wurden. Das Skalenformat der expliziten Koalitionspräferenz wurde bereits im Text erläutert.

Tabelle 2 Logistische Regressionen zur Erklärung der Wahl einer linken Partei, entschlossene Wähler

	Bivariater Zusammenhang (McFadden R <sup>2</sup> )	Multivariates Modell 1 (nur explizite Maße)	Multivariates Modell 2 (Gesamtmodell)
Parteiidentifikation	0,64	0,12 (0,07)	0,09 (0,07)
Links-Rechts-Selbsteinstufung	0,33	0,19 (0,11)	0,18 (0,10)
Kanzlerpräferenz	0,30	0,13 (0,11)	0,12 (0,11)
Lösungskompetenz	0,39	0,05 (0,08)	0,05 (0,08)
Koalitionspräferenz (explizit)	0,77	0,50*** (0,08)	0,46*** (0,08)
Koalitionspräferenz (implizit)	0,46	-	0,16 (0,09)
McFadden R <sup>2</sup>		0,79	0,79

Anmerkungen: Die Effektkoeffizienten in den beiden multivariaten Modellen sind mittlere marginale Effekte (Best/Wolf 2010). Standardfehler in Klammern. Signifikanz: \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .

In der nächsten Spalte sind die Ergebnisse einer multivariaten logistischen Regression aufgeführt, in der nur explizite Maße Prädiktoren sind. In diesem Modell erweist sich die explizite Koalitionspräferenz als die einzige signifikante Einstellung. Alle anderen unabhängigen Variablen können darüber hinaus lediglich 2 Prozentpunkte zur Gesamterklärung beitragen. Anhand der letzten Spalte in Tabelle 2 lässt sich ablesen, wie sich die Ergebnisse verändern, wenn dem Modell die implizite Koalitionspräferenz als weiterer Prädiktor hinzugefügt wird. Unter Kontrolle aller expliziten Maße kann die implizite Koalitionspräferenz nicht signifikant zur Erklärung der Lagerwahl beitragen.

Wie unterscheiden sich die Ergebnisse bei unentschlossenen Wählern (Tabelle 3)? Anhand der bivariaten Zusammenhänge wird sichtbar, dass die Konsistenz zwischen den Vorwahl-Einstellungen und dem Wahlverhalten deutlich geringer ausfällt als bei entschlossenen Wählern. Dieser Befund gilt sowohl für die expliziten Einstellungsmaße als auch für die IAT-Werte. Am erklärungsstärksten erweist sich erneut die explizite Koalitionspräferenz; die Parteiidentifikation und die implizite Koalitionspräferenz sind ebenfalls vergleichsweise gute Prädiktoren für das spätere Wahlverhalten. Die Kandidatenpräferenz und die Lösungskompetenzen erklären die Lagerwahl hingegen nur sehr schlecht.

Tabelle 3 Logistische Regressionen zur Erklärung der Wahl einer linken Partei, unentschlossene Wähler

	Bivariater Zusammenhang (McFadden R <sup>2</sup> )	Multivariates Modell 1 (nur explizite Maße)	Multivariates Modell 2 (Gesamtmodell)
Parteiidentifikation	0,17	0,19** (0,08)	0,16* (0,08)
Links-Rechts-Selbsteinstufung	0,10	0,19 (0,10)	0,17 (0,09)
Kanzlerpräferenz	0,06	0,29* (0,13)	0,26 (0,14)
Lösungskompetenz	0,05	-0,07 (0,08)	-0,08 (0,08)
Koalitionspräferenz (explizit)	0,29	0,50*** (0,08)	0,45*** (0,08)
Koalitionspräferenz (implizit)	0,17	-	0,22** (0,07)
McFadden R <sup>2</sup>		0,32	0,34

Anmerkungen: siehe Tabelle 2

Im multivariaten Modell 1, in dem nur explizite Maße enthalten sind, erweisen sich neben der expliziten Koalitionspräferenz auch noch die Parteiidentifikation und die Kandidatenpräferenz als signifikante Einflussfaktoren. Die Gesamterklärungskraft des Modells liegt aber auch hier deutlich niedriger als bei den entschlossenen Wählern. Wird das Modell um den Einfluss der impliziten Koalitionspräferenz erweitert, kann dieses Merkmal nun signifikant zur Erklärung des späteren Wahlverhaltens beitragen. Berücksichtigt man zudem das Verhältnis von Effektkoeffizient zum Standardfehler, ein Indikator für die relative Erklärungsstärke der unabhängigen Variablen in multivariaten Modellen (vgl. Wolf/Best 2010: 628), erweist sich die implizite Koalitionspräferenz als zweitstärkster Prädiktor im Modell. Sie erklärt zwar anteilmäßig weniger als die explizite Koalitionspräferenz, aber mehr als die Parteiidentifikation. Auch wenn sich die Erklärungskraft des Modells durch die Aufnahme der IAT-Werte insgesamt nur um 2 Prozentpunkte erhöht, so verdeutlicht dieser Befund doch, dass implizite Maße in bestimmten Situationen über informativen Gehalt verfügen, welcher sich nicht in Selbsteinstufungen der Befragten manifestiert.<sup>10</sup>

10 Da die implizite und explizite Koalitionspräferenz vergleichbare Reliabilitätswerte aufweisen, ist nicht davon auszugehen, dass Messfehler den Vergleich zwischen den beiden Messwerten massiv verzerren.

## 5 Schlussbetrachtung: Wann ist die Erhebung von impliziten Maßen sinnvoll?

Einstellungen, in diesem Aufsatz konzeptualisiert als im Langzeitgedächtnis gespeicherte Assoziation zwischen einer Evaluation und einem Objekt, werden in der politischen Einstellungsforschung meistens über die Selbsteinstufung der Befragten erhoben. Dabei ist das Problem wohlbekannt, dass zwischen der Aktivierung der Einstellung und der verbalen Selbstauskunft der Befragten mentale Prozesse intervenieren, die der adäquaten Messung der Einstellung zuwiderlaufen (vgl. z. B. Krosnick/Judd/Wittenbrink 2005). Die sozialpsychologische Forschung hat in den vergangenen Jahren eine Reihe von neuen Instrumenten hervorgebracht, die keine bewusste Reflexion und Verbalisierung der Einstellung durch den Einstellungsträger voraussetzen und demnach stärker den spontan aktivierten Affekt widerspiegeln sollten. In diesem Aufsatz wurde das Verhältnis zwischen solchen „impliziten“ Messwerten zu konventionellen „expliziten“ Messwerten theoretisch herausgearbeitet und am Beispiel eines Koalitions-IAT empirisch demonstriert, dass beide Merkmale – unter bestimmten Umständen – unabhängig voneinander politisches Verhalten erklären.

Der „Implizite Assoziationstest“ ist das derzeit am häufigsten angewandte Verfahren zur Messung von impliziten Einstellungen. Er basiert, wenn auch in diesem Sinn ebenfalls eher „implizit“, auf einer plausiblen Theorie der automatischen Einstellungsaktivierung und liefert in der Regel valide und reliable Messwerte, die das Verhalten von Individuen erstaunlich gut vorhersagen. Auch vor dem Hintergrund, dass die an der American National Election Study (ANES) beteiligten Wissenschaftler großes Interesse an impliziten Messinstrumenten zeigen (vgl. Pasek et al. 2009; Payne et al. 2010), ist damit zu rechnen, dass dieser Trend auch bald nach Deutschland überschwappt.

Die Messung von impliziten Einstellungen darf jedoch kein Selbstzweck sein. In bestimmten Forschungskontexten kann ein Einsatz des IAT durchaus Sinn machen, man muss sich aber bei seiner Anwendung auch dessen Problemen bewusst sein. Zu allererst sei hier die Einschränkung zu nennen, dass der IAT lediglich *relative* Einstellungen misst, d. h. relative Präferenzen zugunsten eines Einstellungsobjekts gegenüber eines anderen Einstellungsobjekts. Für viele Anwendungsfälle mag diese Eigenschaft den IAT bereits disqualifizieren, weil in der Regel *absolute* Einstellungen von Interesse sind. Möchte man beispielweise das Wahlverhalten untersuchen, so wären absolute implizite Einstellungsmessungen gegenüber allen fünf etablierten Parteien wünschenswert und nicht nur relative Präferenzen zwischen zwei Koalitionsoptionen, in denen die tatsächliche Koalitionspräferenz

des Probanden möglicherweise gar nicht enthalten ist. Es gibt in dieser Hinsicht Alternativen zum IAT, mit denen sich *absolute* Einstellungen messen lassen, wie z. B. evaluatives Priming (Fazio et al. 1986), der „Single-Target IAT“ (Wigboldus/Holland/Knippenberg 2004; Bluemke/Friese 2008), die „Go/No-go Association Task“ (Nosek/Banaji 2001) oder die „Affect Misattribution Procedure“ (AMP; Payne et al. 2005). Häufig sind die aus diesen Verfahren resultierenden Messwerte aber weniger reliabel als die Messwerte des IAT (vgl. z. B. Bluemke/Friese 2008).<sup>11</sup>

Eine zweite wesentliche Limitation besteht im großen zeitlichen und organisatorischen Aufwand, der im Vergleich zu Umfragen betrieben werden muss, um lediglich eine einzige Einstellung zu messen. Der Umstand, dass für die Durchführung des IAT ein Computer vorhanden sein muss, fällt in Zeiten zunehmender Popularität von Online-Studien nicht mehr ganz so stark ins Gewicht. Doch der Zeit- und der damit verbundene Kostenfaktor sind gerade in Bezug auf die in den Sozialwissenschaften üblichen großen Stichproben enorm. Für den oben skizzierten Koalitions-IAT benötigten die Probanden inklusive Instruktionen im Mittel etwa fünf Minuten. Das bedeutet, dass vor der Einbindung eines IAT in eine Umfrage eine sorgfältige Kosten-Nutzen-Analyse betrieben werden sollte. Es ist gleichwohl damit zu rechnen, dass dieses Problem in der näheren Zukunft entschärft wird, weil die psychologische Forschung stetig neue oder verbesserte Instrumente entwickelt. Genannt sei hier zum Beispiel der „Brief Implicit Association Test“ (BIAT, Sriram/Greenwald 2009), welcher, wie der Name bereits aussagt, die Erhebungsdauer massiv verkürzt (wenn auch auf Kosten einer leicht geringeren, aber noch akzeptablen Reliabilität der Messwerte).

Darüber hinaus besteht eine umfassende Literatur, in der weitere Limitationen und Probleme des IAT diskutiert werden. Eine ausführliche Diskussion an dieser Stelle würden den Rahmen des Aufsatzes sprengen; interessierten Lesern seien die Überblicksartikel von Fazio und Olsen (2003), Lane et al. (2007) und Nosek, Greenwald und Banaji (2007) empfohlen. Einen sehr guten Überblick über Probleme und praktische Hinweise für die Implementierung von impliziten Messinstrumenten in einem sozialwissenschaftlichen Kontext geben zudem Hefner et al. (2011).

In welchen politikwissenschaftlichen Forschungskontexten ist der Einsatz des IAT – oder indirekter Messinstrumente allgemein – sinnvoll? Der Einsatz empfiehlt sich, erstens, für die Grundlagenforschung. Seit Converse (1964, 1970) beschäftigt sich die politische Einstellungsforschung mit der „Natur“ von politischen Einstellungen und der Frage, in welchem Ausmaß politische Einstellungen

11 Die AMP (Payne et al. 2005) ist möglicherweise ein Verfahren, das ähnlich reliable Messwerte hervorbringt wie der IAT. Hierzu muss jedoch noch weitere Forschung betrieben werden.

in der Bevölkerung überhaupt existieren. Das Problem besteht darin, dass man es bewusst formulierten Urteilen nicht ansieht, ob sie tatsächlich eine Einstellung im oben definierten Sinn reflektieren oder ob es sich vielmehr um Nicht-Einstellungen handelt. Die geringe Stabilität von expliziten politischen Einstellungen verleitet Converse aber zu der Schlussfolgerung, dass diese häufig über keine besonders starke Elaboration verfügen. Implizite Messinstrumente könnten neues Licht auf die Nicht-Einstellungs-Debatte werfen, indem sie dazu eingesetzt werden, die attitudinale Fundierung von in Umfragen geäußerten Urteilen zu untersuchen (vgl. hierzu Plischke/Rattinger/Wagner im Erscheinen).

Zweitens erscheint die Anwendung des IAT – oder anderer impliziter Messverfahren – generell dann sinnvoll, wenn geringe Zusammenhänge zwischen impliziten und expliziten Messwerten zu erwarten sind. Implizite Messwerte können am ehesten dann zur Erklärung politischen Verhaltens beitragen, wenn sich die Befragten ihrer Einstellungen nicht vollständig bewusst sind, sie ihre Einstellungen bewusst unterdrücken oder aus Angst vor sozialer Diskreditierung nicht öffentlich bekunden. Denkbar wäre hier beispielsweise die Untersuchung extremistischer Einstellungen, deren Messung stark durch sozial erwünschtes Antwortverhalten behindert wird. Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass der IAT nicht notwendigerweise immun gegenüber Effekten der sozialen Erwünschtheit ist. Beispielsweise konnte Steffens (2004) zeigen, dass es für Probanden bei der Durchführung des IAT in begrenzten Maßen möglich ist, die Ergebnisse intentional zu manipulieren.

Insgesamt spricht einiges dafür, implizite Messverfahren stärker in die politische Einstellungsforschung einzubinden. In der jüngeren Zeit wurden sehr viele Theorien aus der Kognitionsforschung übernommen; den Theorien fehlten jedoch häufig entsprechende Messinstrumente, um ihnen auch empirisch gerecht zu werden. Implizite Messverfahren können dieses Defizit nicht vollständig beheben, stellen aber zumindest einen ersten Schritt in die richtige Richtung dar. Bei ihrer Anwendung sollte aber stets berücksichtigt werden, dass die Verfahren noch relativ jung sind. Weitere Forschung ist notwendig, um ein besseres Verständnis für die aus ihnen hervorgehenden Messwerte zu erlangen.

## Literatur

- Arcuri, L., L. Castelli, S. Galdi, C. Zogmaister und A. Amador, 2008: Predicting the Vote: Implicit Attitudes as Predictors of the Future Behavior of Decided and Undecided Voters. *Political Psychology* 29: 369–387.
- Bargh, J. A., 1997: The Automaticity of Everyday Life. S. 1–62 in: R. S. Wyer und J. A. Bargh (Hg.): *The Automaticity of Everyday Life*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

- Barsalou, L. W., 1992: *Cognitive Psychology: An Overview for Cognitive Scientists*. Hillsdale: Erlbaum.
- Best, H. und C. Wolf, 2010: Logistische Regression. S. 827-854 in: C. Wolf und H. Best (Hg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Bluemke, M. und M. Friese, 2008: Reliability and Validity of the Single-Target IAT (ST-IAT): Assessing Automatic Affect towards Multiple Attitude Objects. *European Journal of Social Psychology* 38: 977-997.
- Converse, P.E., 1964: The Nature of Belief Systems in Mass Publics. S. 206-261 in: D. Apter (Hg.): *Ideology and Discontent*. New York: Free Press.
- Converse, P. E., 1970: Attitudes and Non-Attitudes: Continuation of a Dialogue. S. 168-189 in: E. R. Tufte (Hg.): *The Quantitative Analysis of Social Problems*. Reading: Addison-Wesley.
- De Houwer, J., 2006: What are implicit measures and why are we using them. S. 11-28 in: R. W. Wiers und A. W. Stacy (Hg.): *The handbook of implicit cognition and addiction*. Thousand Oaks, CA: Sage Publishers.
- Devine, P. G., 1989: Stereotypes and prejudice: Their automatic and controlled components. *Journal of Personality and Social Psychology* 56(1): 5-18.
- Dovidio, J. F., K. Kawakami, C. Johnson, B. Johnson und A. Howard, 1997: On the nature of prejudice: Automatic and controlled processes. *Journal of Experimental Social Psychology* 33: 510-540.
- Erhardt, K., 1998: Die unentschlossenen Wähler als Motor zyklischer Wahlabsichtsverläufe: Eine Untersuchung am Beispiel der Rückgewinnung der Wähler durch die CDU im Frühjahr 1994. S. 15-118 in: C. Dörner und K. Erhardt (Hg.): *Politische Meinungsbildung und Wahlverhalten: Analysen zum „Superwahljahr“ 1994*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Fazio, R. H., D. M. Sanbonmatsu, M. C. Powell und F. R. Kardes, 1986: On the Automatic Activation of Attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology* 50: 229-238.
- Fazio, R. H. und M. A. Olson, 2003: Implicit Measures in Social Cognition Research: Their Meaning and Use. *Annual Review of Psychology* 54: 294-327.
- Fazio, R. H., 2007: Attitudes as object-evaluation associations of varying strength. *Social Cognition* 25: 603-637.
- Friese, M., M. Bluemke und M. Wänke, 2007: Predicting Voting Behavior with Implicit Attitude Measures. *The 2002 German Parliamentary Election*. *Experimental Psychology* 54: 247-255.
- Friese, M., C. T. Smith, T. Plischke, M. Bluemke und B. A. Nosek, 2012: Do Implicit Attitudes Predict Actual Voting Behavior Particularly for Undecided Voters? *PLoS ONE* 7 (8): e44130; doi: 10.1371/journal.pone.0044130.
- Galdi, S., L. Arcuri und B. Gawronski, 2008: Automatic Mental Associations Predict Future Choices of Undecided Decision-Makers. *Science* 321: 1100-1102.
- Greenwald, A. G. und M. R. Banaji, 1995: Implicit Social Cognition: Attitudes, Self-esteem, and Stereotypes. *Psychological Review* 102: 4-27.
- Greenwald, A. G., D. E. McGhee und J. L. K. Schwartz, 1998: Measuring Individual Differences in Implicit Cognition: The Implicit Association Test. *Journal of Personality and Social Psychology* 74: 1464-1480.
- Greenwald, A. G., B. A. Nosek und M. R. Banaji, 2003: Understanding and Using the Implicit Association Test: I. An Improved Scoring Algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology* 85: 197-216.
- Gschwendner, G., W. Hofmann und M. Schmitt, 2006: Moderatoren der Konsistenz implizit und explizit erfasster Einstellungen und Persönlichkeitsmerkmale. *Psychologische Rundschau* 57 (1): 13-33.
- Hawkins, C. B. und B. A. Nosek, 2012: Motivated Independence? Implicit Party Identity Predicts Political Judgments among Self-proclaimed Independents. *Personality and Social Psychology Bulletin* 20 (10): 1-16.

- Hefner, D., T. Rothmund, C. Klimmt und M. Gollwitzer, 2011: Implicit Measures and Media Effects Research: Challenges and Opportunities Communication. *Methods and Measures*, 5 (3): 181-202.
- Hofmann, W., B. Gawronski, T. Gschwendner, H. Le und M. Schmitt, 2005: A Meta-Analysis on the Correlation Between the Implicit Association Test and Explicit Self-Report Measures. *Personality and Social Psychology Bulletin* 31 (10): 1369-1385.
- Karpinski, A., R. B. Steinman und J. L. Hilton, 2005: Attitude Importance as a Moderator of the Relationship between Implicit and Explicit Attitude Measures. *Personality and Social Psychology Bulletin* 31: 949-962.
- Keith, B. E., C. J. Nelson und R. E. Wolfinger, 1992: *The Myth of the Independent Voter*. Berkeley: University of California Press.
- Krosnick, J. A., C. M. Judd und B. Wittenbrink, 2005: The Measurement of Attitudes. S. 21-78 in: D. Albarracín, B. T. Johnson und M. P. Zanna (Hg.): *The Handbook of Attitudes*. New York: Lawrence Erlbaum Associate.
- Lane, K. A., M. R. Banaji, B. A. Nosek und A. G. Greenwald, 2007: Understanding and Using the Implicit Association Test: IV. What We Know (So Far) about the Method. S. 59-102 in: B. Wittenbrink und N. Schwarz (Hg.): *Implicit Measures of Attitudes*. New York: The Guilford Press.
- Lazarsfeld, P. F., B. D. Berelson und H. Gaudet, 1944: *The People's Choice. How The Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. New York: Columbia University Press.
- Lodge, M. und C. S. Taber, 2005: The Automaticity of Affect for Political Leaders, Groups, and Issues: An Experimental Test of the Hot Cognition Hypothesis. *Political Psychology* 26: 455-482.
- Lord, C. G. und M. R. Lepper, 1979: Biased Assimilation and Attitude Polarization: The Effects of Prior Theories on Subsequently Considered Evidence. *Journal of Personality and Social Psychology* 37: 2098-2109.
- Nosek, B. A. und M. R. Banaji, 2001: The Go-No-Go Association Task. *Social Cognition* 19: 625-666.
- Nosek B. A., M. R. Banaji und A. G. Greenwald, 2002: Math = Male, Me = Female, Therefore Math Is Not Equal to Me. *Journal of Personality and Social Psychology* 83: 44-59.
- Nosek, B. A., 2005: Moderators of the Relationship between Implicit and Explicit Evaluation. *Journal of Experimental Psychology* 134: 565-584.
- Nosek, B. A., A. G. Greenwald und M. R. Banaji, 2007: The Implicit Association Test at Age 7: A Methodological and Conceptual Review, S. 265-292 in: J. A. Bargh (Hg.), *Social Psychology and the Unconscious: The Automaticity of Higher Mental Processes*. New York: Psychology Press.
- Nosek, B. A., J. Graham und C. B. Hawkins, 2010: Implicit Political Cognition. S. 548-564 in: B. Gawronski und B. K. Payne (Hg.): *Handbook of Implicit Social Cognition: Measurement, Theory, and Applications*. New York: The Guilford Press.
- Pasek, J., A. Tahk, Y. Lelkes, J. A. Krosnick, B. K. Payne, O. Akhtar und T. Tompson, 2009: Determinants of Turnout and Candidate Choice in the 2008 U.S. Presidential Election. Illuminating the Impact of Racial Prejudice and other Considerations. *Public Opinion Quarterly* 73: 943-994.
- Payne, B. K., C. M. Cheng, O. Govorun und B. D. Stewart, 2005: An Inkblot for Attitudes: Affect Misattribution as Implicit Measurement. *Journal of Personality and Social Psychology* 89: 277-293.
- Payne, K. B., J. A. Krosnick, J. Pasek, Y. Lelkes, O. Akhta und T. Tompson, 2010: Implicit and Explicit Prejudice in the 2008 American Presidential Election. *Journal of Experimental Social Psychology* 46: 367-374.
- Petrocic, J. R., 2009: Measuring party support: Leaners are not independents. *Electoral Studies* 28: 562-572.
- Plischke, T. und H. Rattinger, 2009: „Zittrige Wählerhand“ oder invalides Messinstrument? Zur Plausibilität von Wahlprojektionen am Beispiel der Bundestagswahl 2009. S. 484-

- 509 in: O. W. Gabriel (Hg.): Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2005. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Plischke, T., H. Rattinger und C. Wagner, im Erscheinen: Hot Cognition, Cool Consideration, or Simply Ignorance? Eine Untersuchung der Präferenzen unentschlossener Wähler. In: B. Weßels, H. Schoen und O.W. Gabriel (Hg.): Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2009.
- Pyszczynski, T. und J. Greenberg, 1987: Toward an Integration of Cognitive and Motivational Perspectives of Social Inference: A Biased Hypothesis-Testing Model. *Advances in Experimental Social Psychology* 20: 297-340.
- Rattinger, H., S. Roßteutscher, R. Schmitt-Beck und B. Weßels, 2009: German Longitudinal Election – Langfrist-Online-Tracking, T1-T6, 30.04.-27.09.2009. GESIS, Köln: ZA 5334-5339.
- Roccatò, M. und C. Zogmaister, 2010: Predicting the Vote through Implicit and Explicit Attitudes: A Field Research. *Political Psychology* 31: 249-274.
- Rudman, L. A. und S. E. Kilianski, 2000: Implicit and Explicit Attitudes towards Female Authority. *Personality and Social Psychological Bulletin* 26: 1315-1328.
- Sriram, N. und A. G. Greenwald, 2009: The Brief Implicit Association Test. *Experimental Psychology* 56: 283-294.
- Steffens, M. C., 2004: Is the implicit association test immune to faking? *Experimental Psychology* 51 (3): 165-179.
- Wigboldus, D. H. J., R. W. Holland und A. van Knippenberg, 2004: Single Target Implicit Associations. Unveröffentlichtes Manuskript.
- Wilson, T. D., S. Lindsey und T. Y. Schooler, 2000: A Model of Dual Attitudes. *Psychological Review* 107: 101-126.
- Wolf, C. und H. Best, 2010: Lineare Regressionsanalyse. S. 607-638 in: C. Wolf und H. Best (Hg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

**Anschrift des Autors**

Thomas Plischke  
Universität Mannheim  
Mannheimer Zentrum für Europäische  
Sozialforschung/Lehrstuhl für Vergleichende  
Politische Verhaltensforschung  
A5,6  
68131 Mannheim  
E-Mail: thomas.plischke@uni-mannheim.de

## Positionen, Fraktionen und Mandate

*Eine Anwendung der  
quantitativen Textanalyse  
auf die Kurzbiographien  
der Abgeordneten des  
17. Deutschen Bundestages*

## Positions, Factions and Mandates

*Applying Quantitative Text  
Analysis to Self-Reported  
Biographical Notes from  
the Members of the  
17th German Bundestag*

*Kamil Marcinkiewicz und Markus Tepe*

### *Zusammenfassung*

Verfahren der quantitativen Textanalyse wurden wiederholt erfolgreich genutzt, um politische Positionen aus Parteiprogrammen und parlamentarischen Reden zu extrahieren. Dieser Beitrag thematisiert die Übertragbarkeit der quantitativen Textanalyse auf neue Textkategorien am Beispiel der selbstverfassten Kurzbiographien der Bundestagsabgeordneten. Unter der Annahme, dass sich partei- und mandatspezifische Rekrutierungsmuster im Vokabular der Kurzbiographien niederschlagen, werden die Kurzbiographien mit *wordfish/Austin* skaliert. Auf diese Weise können erstmalig Positionen für alle Abgeordneten des Deutschen Bundestags erzeugt werden. Im Zuge der empirischen Analyse wird gezeigt, dass sich die Kurzbiographien im Spannungsverhältnis zwischen Berichterstattung des politischen Werdegangs und strategischer Kommunikation bewegen. Dabei wird deutlich, dass die quantitative Textanalyse hohe Anforderungen an die Strukturiertheit des Textkorpus stellt. Je besser es gelingt, äußere und formgebende Faktoren wie Redekontext, Zielsetzung und Textlänge

### *Abstract*

Techniques of quantitative text analysis have successfully been utilized to extract policy positions from party manifestos and parliamentary speeches. This paper discusses the application of quantitative text analysis to new types of texts using the example of self-reported biographical notes from the Members of the German Parliament (MP). Arguing that party- and mandate-specific recruitment patterns shape the vocabulary MPs' utilize in their biographical notes, we scale these texts using the *wordfish/Austin* approach. For the first time, we get a measure of the positions of all MP in the German Bundestag. In the course of the empirical study we show that this texts balance between the reporting of political careers on the one hand and strategic political communication on the other. We conclude that quantitative text analysis puts rather high requirements on the structure of the text corpus. The more successful external and formative factors, such as the purpose, context and length of the documents, are kept constant, the more helpful is quantita-

konstant zu halten, desto eher können die Positionen der skalierten Dokumente zur Identifikation einer inhaltlichen Dimension genutzt werden.

tive text analysis for the identification of a substantially meaningful dimension.

**Stichworte:** Quantitative Textanalyse, FGLS-Regression, politische Rekrutierung, gemischte Wahlsysteme, politische Positionen

**Keywords:** Quantitative text analysis, FGLS regression, political recruitment, mixed member electoral systems, policy positions

## 1 Einleitung<sup>1</sup>

Mit der Hinwendung zur räumlichen Modellierung politischer Entscheidungs- und Wahlsituationen (Downs 1957; Black 1958; Riker 1962) steigt das Interesse an Analyseverfahren, mit denen inhaltliche Positionen politischer Akteure gemessen werden können (Monroe/Schrodt 2008). Politikwissenschaftler haben daher eine besondere Aktivität im Bereich der Messung von Parteipositionen entwickelt (Kittel 2009: 595). Dies gilt insbesondere für inhaltsanalytische Verfahren, mit denen Textdokumente auf Basis von Worthäufigkeiten auf einer latenten Dimension platziert werden (Slapin/Proksch 2008). Die Idee, Wörter bzw. deren Verwendungshäufigkeit wie statistische Daten zu behandeln, bietet die Möglichkeit umfangreiche Textkorpora, die bislang durch personal- und zeitintensive Verfahren der qualitativen Textanalyse bearbeitet wurden, auf automatisierte Weise zu untersuchen.

Quantitative Verfahren der Textanalyse mit *wordscores* (Laver/Benoit/Garry 2003) und *wordfish* (Slapin/Proksch 2008) sind in gängige Statistikpakete (R, Stata) implementierbar und haben in relativ kurzer Zeit Eingang in den politikwissenschaftlichen Methodenkanon gefunden.<sup>2</sup> Beide Verfahren wurden mit der Zielsetzung entwickelt, politische Positionen aus Wahlprogrammen zu extrahieren. In neueren Studien wurden sie jedoch auch auf Parlamentsreden, Regierungserklärungen und Stellungnahmen von Interessenverbänden im EU-Komitologie-Verfahren angewendet (vgl. Laver/Benoit 2002; Bernauer/Bräuninger 2009; Proksch/Slapin 2010; Proksch/Slapin 2012; Klüver 2009), um Politikpositionen von Abgeordneten<sup>3</sup>, Regierungen und Interessenverbänden abzuleiten.

1 Die Autoren bedanken sich bei zwei anonymen Gutachtern für ihre wertvollen Kommentare und Anregungen.

2 Kurse zur quantitativen Textanalyse werden unter anderem auf der ECPR Summer School in Methods and Techniques in Ljubljana und auf der Essex Summer School in Social Science Data Analysis angeboten.

3 Aus Gründen der sprachlichen Einfachheit werden im Folgenden nur männliche Bezeichnungen verwendet. Diese sind geschlechtsneutral zu verstehen.

Dieser Beitrag thematisiert die Übertragbarkeit der quantitativen Textanalyse mit Hilfe von *wordfish/Austin* (Lowe 2010; Lowe 2011) auf neue Textkategorien am Beispiel der selbstverfassten Kurzbiographien von Bundestagsabgeordneten (Kürschners Volkshandbuch 2009). Dabei soll deutlich werden, dass die quantitative Textanalyse hohe Anforderungen an die Strukturiertheit des Textkorpus stellt. Je besser es gelingt, äußere und formgebende Faktoren wie Redekontext, Zielsetzung und Textlänge konstant zu halten, umso eher kann die Skala, auf der die Texte positioniert werden, zur Identifikation einer inhaltlichen Dimension herangezogen werden.

Politiker haben Interesse ein bestimmtes Bild von ihrer Person und ihren politischen Leistungen in der Öffentlichkeit hervorzurufen. Mit Bezug auf bisherige Arbeiten zur legislativen Rekrutierung (Norris 1997) und dem Stellenwert von Heuristiken in politischen Wahlsituationen (Popkin 1993; Gambetta 2009; Goldstein 2009) wird daher erwartet, dass die selbstverfassten Kurzbiographien nicht nur reich an politischen *information shortcuts* sind, sondern auch von den Abgeordneten bewusst als Instrument der politischen Kommunikation eingesetzt werden. Diese Erwartungen werden in zwei Propositionen zusammengefasst. (1) Wenn sich parteispezifische Rekrutierungsmuster im Vokabular der Kurzbiographien niederschlagen, dann sollten sich diese Unterschiede in der Skalierung der Texte widerspiegeln. (2) Bundestagsabgeordnete mit einem Listen- bzw. Direktmandat sind hinsichtlich ihrer Nominierung und ihrer Wählerschaft mit unterschiedlichen Elektoraten konfrontiert. Wenn die Kurzbiographien als strategische Mittel der politischen Kommunikation verwendet werden, z. B. um wahlkreisbezogene gegenüber parteipolitischen Aktivitäten zu kommunizieren (vgl. Fenno 1978), sollte sich der Mandatstypus in der Wortwahl und somit in der Heterogenität der Positionen innerhalb einer Fraktion niederschlagen.

Die empirische Analyse erfolgt in drei Schritten. Zunächst werden die auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien skaliert und mit ideologischen Positionswerten deutscher Parteien verglichen, die durch Experteninterviews (Benoit/Laver 2006), quantitative Textanalysen (Laver/Benoit/Garry 2003; Slapin/Proksch 2008) oder im Rahmen des *Comparative Manifesto Project (CMP)* (Klingemann et al. 2006) generiert wurden. In einem zweiten Schritt werden die Kurzbiographien aller 622 Abgeordneten des 17. Deutschen Bundestags skaliert und mit der ideologischen Selbsteinschätzung der Abgeordneten aus der Kandidatenstudie zur Bundestagswahl (Rattinger et al. 2011) verglichen. Die abgeordnetenspezifischen Positionsschätzungen dienen schließlich als abhängige Variable in einer Reihe von Feasible Generalized Least Squares (FGLS) Regressionen, um zu prüfen, in welchem

Maße die Position der Kurzbiographie durch die Fraktionszugehörigkeit und des Mandatstypus des Abgeordneten erklärt werden kann.

## 2 Politikpositionen in biographischen Texten

### 2.1 Signaling und information-shortcuts

Bevor auf den Inhalt der Kurzbiographien eingegangen wird, sollte der Kreis der potentiellen Leser bzw. aus Sicht des Verfassers der Adressatenkreis eingegrenzt werden, weil der Wert eines Textes für die politische Außendarstellung von der Art und dem Umfang der Leserschaft abhängt. Mit Blick auf die Kurzbiographien aus Kürschners Volkshandbuch lassen sich drei Leserkreise unterscheiden: (1) Ein Teil der Wählerschaft könnte die Biographien nutzen, um sich über die politischen Konturen und den Werdegang des Abgeordneten zu informieren. Journalisten und Medien fungieren in diesem Zusammenhang als Multiplikatoren der in den Biographien enthaltenen Informationen, sodass die Kurzbiographien nicht notwendigerweise direkt aus dem Volkshandbuch bezogen werden müssen. (2) Ebenso können die Kurzbiographien von Delegierten herangezogen werden, die sich über ihre Parteikollegen und Mitbewerber um ein Amt oder eine Nominierung informieren möchten, bspw. hinsichtlich der Frage, wo der politische Stallgeruch erworben wurde. (3) Eine dritte Gruppe potentieller Leser sind politische Interessengruppen, die Einblick in die Nähe und Eingebundenheit des Abgeordneten in politische und politiknahe Organisationen und Verbände gewinnen möchten. Alle drei potentiellen Leserkreise sind für den Abgeordneten relevante Gruppen, die seine politische Karriere maßgeblich beeinflussen können. Wenn den Abgeordneten unterstellt werden kann, dass sie ein ureigenes Interesse daran haben ein bestimmtes Bild ihrer Person und ihrer politischen Aktivitäten in der Öffentlichkeit zu zeichnen, dann besteht Grund zur Annahme, dass diese Texte als Mittel der politischen Außendarstellung genutzt werden.

Hinzu kommt, dass die Kurzbiographien aus Kürschners Volkshandbuch aufgrund der Begrenztheit der zur Verfügung stehenden Wörter keine qualifizierten politischen Aussagen zulassen. Vielmehr zwingen sie den Verfasser zur verdichteten Präsentation seiner politischen Karriere. Der Verfasser der Kurzbiographie hat die Möglichkeit einzelne Stationen seiner Karriere zu betonen, zu kürzen oder zu streichen. Aufgrund dieser Restriktionen besteht die Notwendigkeit eine inhaltlich verdichtete Sprache einzusetzen, die sich in der intensiven Verwendung von Signalwörtern und *information shortcuts* ausdrücken sollte. Für Wähler, Delegierte und

Lobbyisten ist es aufwendig, Informationen über die Positionen eines Kandidaten zu sammeln. Rational Choice Ansätze gehen daher davon aus, dass Wähler kostenlose und einfach zugängliche Informationen aufgreifen, um ihre Entscheidung zu informieren (Popkin 1993; McDermott 2005; Lau/Redlawsk 2001, Goldstein 2009, Schneider/Tepe 2011). Wähler, Parteiführer und Delegierte nutzen demnach die in den Biographien dargestellten Informationen, um die politische Position eines Abgeordneten auf Basis von *information shortcuts* näherungsweise zu bestimmen. Wenn eine Biographie beispielsweise von der Gewerkschaftsmitgliedschaft eines Abgeordneten berichtet, könnte daraus abgeleitet werden, dass der Abgeordnete linkere Positionen vertritt als ein Abgeordneter, der angibt in der Arbeitgebervereinigung aktiv zu sein. Die Abgeordneten wiederum antizipieren, dass die Informationen, die sie in ihren Biographien preisgeben, von Wählern, Delegierten und Lobbyisten als *information shortcut* herangezogen werden. Vor diesem Hintergrund wird erwartet, dass Anreize bestehen, die selbstberichtete Kurzbiographie als Bestandteil der politischen Kommunikation strategisch einzusetzen.

## 2.2 Parteispezifische Rekrutierungsmuster

Die Kurzbiographien der Abgeordneten sind kein individuelles Wahlprogramm. Die Möglichkeit diese Texte für Werbezwecke zu instrumentalisieren stößt an natürliche Grenzen. Auch wenn bestimmte Aspekte einer politischen Karriere betont oder abgeschwächt werden können, sollten die Angaben dem tatsächlichen oder „objektiven“ politischen Werdegang entsprechen. Die Stationen des tatsächlichen Werdegangs werden in Deutschland im Wesentlichen durch politische Parteien als gate keeper der parlamentarischen Demokratie geprägt. Parteispezifische Rekrutierungsmuster, die wiederholt in Deutschland und anderen gewachsenen Demokratien beobachtet wurden (Norris/Lovenduski 1995; Best/Hausmann/Schmitt 2004), können sich sowohl in der Wortwahl als auch in der Häufigkeit, mit der bestimmte Wörter verwendet werden, in den Kurzbiographien niederschlagen.

Parteien rekrutieren ihre Mitglieder aus distinkten sozialen und kulturellen Milieus (Best 1982: 33). Bereits bevor sich Individuen zum Eintritt in eine politische Partei entscheiden, haben sie sich in der Regel politisch engagiert und Erfahrungen in politikhnahen Netzwerken und Organisationen wie Gewerkschaften, Kirchen oder anderen zivilgesellschaftlichen Verbänden gesammelt (Norris 2001: 131). Die Namen dieser Organisationen, Verbände und Netzwerke korrespondieren mit politisch-gesellschaftlichen Einstellungen und werden in den Biographien der Abgeordneten sichtbar. Die Verteilung und Häufigkeit, mit der diese Wörter in den Kurz-

biographien verwendet werden, sollte daher nicht zufällig zwischen Abgeordneten verschiedener politischer Lager streuen.

Kürschners Volkhandbuch enthält nur die Kurzbiographien der erfolgreichen Bewerber für ein Bundestagsmandat, sodass hier bereits eine zweite Stufe der legislativen Rekrutierung, die der innerparteilichen Selektion und Nominierung, durchlaufen wurde. Welches Parteimitglied unter den in Frage kommenden Anwärtern für eine Bundestagskandidatur ausgewählt wird, wird von innerparteilichen Nominierungsregeln und -kulturen geprägt (Norris 1997: 12). Für das deutsche Parteiensystem gilt vor allem die so genannte *Ochsentour* als charakteristisch. Bevor Anwärter mit einer Kandidatur belohnt werden, müssen sie Verantwortung auf weniger attraktiven Posten übernehmen (Norris 1997: 12; Wessels 1997: 88). Die informellen Regeln, die den Nominierungsprozess mitgestalten und Anwärter mit parteikonformen Werdegängen forcieren (Norris 1997: 12), können ebenfalls im Vokabular der Kurzbiographien von Abgeordneten unterschiedlicher Fraktionen sichtbar werden.

Das Zusammenspiel von Selbstselektion in Parteimitgliedschaft und parteispezifischen Nominierungsregeln kennzeichnet den Prozess der legislativen Rekrutierung in parlamentarischen Demokratien und erhöht die Chance, dass Abgeordnete der gleichen Partei den gleichen Wortschatz verwenden, um ihre politischen Leistungen darzustellen. Da Parteien ihre Kandidaten aus distinkten sozialen Milieus rekrutieren und deren Verbundenheit zu diesen Milieus zur Voraussetzung für eine Nominierung machen, wird sich das Vokabular der Kurzbiographien von Abgeordneten unterschiedlicher Fraktionen systematisch unterscheiden. Wir erwarten also ein heterogenes Vokabular zwischen und ein homogenes Vokabular innerhalb der Kurzbiographien parlamentarischer Fraktionen.

**P1) Fraktionsunterschiede:** *Die Kurzbiographien von Abgeordneten der gleichen Fraktion sollten, im Vergleich zu den Kurzbiographien von Abgeordneten anderer Fraktionen, relativ nah nebeneinander positioniert sein.*

Obwohl die legislativen Rekrutierungsmuster (Norris 1997) und die Verwendung von *information shortcuts* (Popkin 1993) Grund zu der Annahme geben, dass die Kurzbiographien distinkte politische Informationen enthalten, ist es weiterhin eine empirische Frage, wie die latente Dimension, auf der die Texte positioniert werden, substantiell zu interpretieren ist. In zahlreichen empirischen Studien konnte die ideologische Links-Rechts-Skala als eine besonders relevante Dimension des politischen Raums identifiziert werden (Klingemann et al. 2006: 5). Es handelt sich dabei um eine zusammengesetzte Skala, mit der sowohl ökonomische Sichtweisen (Marktliberalismus vs. Staatsprotektionismus) als auch gesellschaftliche Sichtwei-

sen bezüglich breiter Themengebiete wie Kultur, Kriminalitätsprävention, Bildung, Frauenrechte oder Integration erfasst werden (Franzmann/Kaiser 2006: 165). Im Zuge der Skalierung der Kurzbiographien stellt sich die Frage, ob die extrahierte Dimension mit der ideologischen Links-Rechts-Skala kongruent ist. Dazu vergleichen wir die Positionierung der Kurzbiographien mit der Positionierung der Bundestagsparteien auf der ideologischen Links-Rechts-Skala (Slapin/Proksch 2008; Benoit/Laver 2006; Laver/Benoit/Garry 2003) und der ideologischen Selbsteinschätzung der Abgeordneten in der Kandidatenstudie zur Bundestagswahl 2009 (Rattinger et al. 2011).

### 2.3 Mandatsspezifische Unterschiede in Biographien

In der Parlamentarismus- und Parteienforschung wurde wiederholt beobachtet, dass sich Abgeordnete mit einem Listen- bzw. Wahlkreismandat in ihrem politischen Verhalten unterscheiden (sog. *mandate divide*). Im Vergleich zu bisherigen Studien, die das Wahlkampagnen-, Abstimmungs- und Redeverhalten der Abgeordneten untersuchen (vgl. Zittel/Gschwend 2008; Thames 2005; 2007; Kunicova/Remington 2008; Proksch/Slapin 2012), bietet die Skalierung der selbstberichteten Kurzbiographien eine weitere Möglichkeit, strukturelle Unterschiede zwischen Listen- und Direktmandatsabgeordneten in gemischten Wahlsystemen zu beschreiben und den Stellenwert des Mandatstypus als potentielle Quelle von Heterogenität innerhalb der Fraktionen zu untersuchen.<sup>4</sup>

Im Rahmen des personalisierten Verhältniswahlrechts wird für die Wahl der Direktkandidaten das Mehrheitswahlrecht in Einer-Wahlkreisen angewendet. Die Abgeordneten mit einem Direktmandat sind Sieger eines lokalen Wahlwettbewerbs (Thames 2005: 284). Für sie ist es daher besonders wichtig, personalisierte Unterstützung in ihrem Wahlkreis zu etablieren. Diese Schwerpunktsetzung könnte sich in den Kurzbiographien der Abgeordneten mit einem Direktmandat darin äußern, dass lokale Aktivitäten und Mitgliedschaften im Sinne des *home styles* (vgl. Fenno 1978; Adler/Gent/Overmeyer 1998) betont werden. Zudem liegt die Nominierung der Wahlkreis Kandidaten in der Hand der lokalen Parteiorganisation. In Deutschland werden die Bewerber für ein Direktmandat von den Delegierten der lokalen Parteiebene (Kreisverband, Unterbezirke) nominiert (Wessels 1997: 79), weshalb es für Wahlkreisabgeordnete attraktiv sein kann, lokale Parteiämter zu bekleiden. Beides, enge Beziehungen zur lokalen Wählerschaft und parteipolitisches Engagement

4 Parteiflügel könnten als eine weitere Quelle für positionale Heterogenität innerhalb der Fraktionen in Betracht gezogen werden (vgl. Bernauer/Bräuninger 2009).

auf lokaler Ebene, sollte in den Biographien von Wahlkreisabgeordneten deutlicher signalisiert werden als in den Biographien ihrer Fraktionskollegen mit einem Listenmandat.

Das Verhältniswahlrecht macht Listenabgeordnete abhängiger von ihrem Landesverband und der allgemeinen Popularität ihrer Partei (Thames 2005: 284). Die Nominierung und Rangfolge der Kandidaten auf der Landesliste wird auf Ebene der Landesverbände entschieden (Wessels 1997: 79). Abgeordnete mit einem Listenmandat haben daher ein stärkeres Interesse, enge Verbindungen zur Parteiführung und innerparteilichen Flügeln zu pflegen. In den Kurzbiographien der Abgeordneten mit einem Listenmandat könnten demnach eher und häufiger Wörter verwendet werden, die ideologisch aufgeladen sind. Diese Wörter sind besonders geeignet, zwischen den Kurzbiographien von Abgeordneten unterschiedlicher Fraktionen zu unterscheiden. Im Gegensatz dazu sollten die Kurzbiographien von Wahlkreisabgeordneten weniger parteiliche und mehr lokale Referenzen enthalten. Diese Begriffe sind weniger geeignet, um zwischen den Texten zu differenzieren und werden daher eher im Zentrum der Skala positioniert.

**P2) Mandatsunterschiede:** *Die Kurzbiographien von Abgeordneten mit einem Listenmandat enthalten mehr ideologisch aufgeladene Begriffe und nehmen daher extremere Positionen auf der Skala ein als die Kurzbiographien ihrer Fraktionskollegen mit einem Direktmandat.*

Sollte dieses Muster zutreffen, würde die latente Dimension, auf der die Kurzbiographien positioniert werden, von der ideologischen Links-Rechts-Skala abweichen. Die Dimension drückt in diesem Fall nicht die ideologische Position aus, sondern das stilisierte Karrieremuster und die kommunizierte sozio-kulturelle Milieuzugehörigkeit. Dieser Unterschied betrifft insbesondere die Abgeordneten mit einem Direktmandat, die, wenn sie intensiven Gebrauch von lokalen Begriffen machen, eine moderate Position erhalten. Damit kann die aus der Kurzbiographie extrahierte Position in Widerspruch zur ideologischen Haltung des Abgeordneten stehen. Es ist nicht ungewöhnlich, dass Wahlkreisabgeordnete, unter Berufung auf die Wahrung der Interessen ihrer Wähler, abweichende oder extremere Positionen einnehmen als ihre Fraktionskollegen (vgl. Proksch/Slapin 2012; Sieberer 2010).

## 2.4 Kontamination mandatspezifischer Unterschiede

Gemischte Wahlsysteme, wie das in Deutschland geltende personalisierte Verhältniswahlrecht, kombinieren die Mehrheitswahl im Einer-Wahlkreis (Direktmandat) mit der Verhältniswahl (Listenmandat). Es wurde angenommen, dass gemischte

Wahlssysteme ein ideales (quasi-experimentelles) Untersuchungsdesign böten, um den Effekt des Wahlverfahrens auf das Verhalten der Abgeordneten zu testen (Moser/Scheiner 2004; Stratmann/Baur 2002). Diese Erwartung ist aber nur dann berechtigt, wenn die beiden Säulen gemischter Wahlssysteme unabhängig voneinander operieren (vgl. Sieberer 2010: 486). Andernfalls kann nicht angenommen werden, dass die Mehrheitswahl-Säule und Verhältniswahl-Säule in gemischten Systemen die gleichen Anreizeffekte auf das Verhalten der Abgeordneten ausüben wie in den „reinen“ Wahlssystemen. In der Realität lassen sich in gemischten Wahlssystemen vielschichtige Interdependenzen zwischen den Säulen beobachten, die dazu führen, dass Kandidaten und Mandatsträger Anreize aus beiden Wahlverfahren berücksichtigen. Die Erscheinungsformen und der Stellenwert dieser Wechselwirkungen werden in der Wahlforschung unter dem Stichwort „Kontamination“ diskutiert (vgl. Karp 2009; Crisp 2007; Pekkanen/Nyblade/Krauss 2006; Ferrara/Herron/Nishikawa 2005; Bawn/Thies 2003; Cox/Schoppa 2002).

Die Differenzierung der aus den Kurzbiographien extrahierten Positionen innerhalb einer Fraktion nach Mandatstypus (P2) könnte dadurch kontaminiert werden, dass Direktmandatsträger, die dem politischen Spitzenpersonal einer Partei zuzuordnen sind, gleichzeitig auf einem oberen Listenplatz (dem sog. „Vorspann“ der Landesliste) kandidierten. Das deutsche Wahlrecht sieht vor, dass Kandidaten gleichzeitig für ein Direkt- und Listenmandat antreten können. Der Anteil dieser Doppelnominierungen ist in der Vergangenheit konstant gestiegen und verharret seit der 13. Legislaturperiode bei über 80% (Manow/Nistor 2009: 608). Mit einem oberen Listenplatz können je nach Bundesland Direktkandidaten gegen elektorale Volatilität abgesichert werden (Manow/Nistor 2009; Manow 2007) oder Zugehörigkeit zum politischen Führungszirkel signalisiert werden. Die Zugehörigkeit zur Parteiführung korrespondiert wiederum mit medialer Aufmerksamkeit, die einer Wahlkreisandidatur zugutekommen kann.

Das Vokabular der Kurzbiographien dieser speziellen Gruppe von doppel-nominierten Abgeordneten, die über ein Direktmandat in den Bundestag einzogen, unterscheidet sich möglicherweise entgegen der in P2 formulierten Erwartung nicht vom Vokabular ihrer Fraktionskollegen mit einem Listenmandat, weil es sich bei diesen Abgeordneten letztendlich weiterhin um Personen handelt, die primär einen partei- und keinen wahlkreispolitischen Werdegang aufweisen. Die Kurzbiographien werden jedoch erst nach dem Einzug in den Bundestag verfasst, sodass die Möglichkeit besteht die biographischen Informationen nachträglich „anzupassen“, um so lokale Aktivitäten und Verbundenheit zum Wahlkreis in den Vordergrund zu rücken. Ob bzw. in welchem Umfang die Abgeordneten von dieser Möglichkeit Gebrauch machen, kann an dieser Stelle nicht abschließend geklärt

werden.<sup>5</sup> Aufgrund dieser Problematik werden wir den Einfluss des Direktmandats von Abgeordneten, die sich auf dem „Vorspann“ einer Landesliste befanden, in der empirischen Analyse berücksichtigen ohne eine gerichtete Proposition zu formulieren.

### 3 Daten und Methodik

#### 3.1 Selbstverfasste Kurzbiographien

Obwohl Politikerbiographien zum originären Gegenstandsbereich der politischen Soziologie zählen (vgl. Hibbing 1999), wurde die Möglichkeit, diese Texte zur Bestimmung von Abgeordnetenpositionen zu nutzen, bislang nicht beachtet. Üblicherweise werden biographische Texte zum Zwecke statistischer Analyse in ihrer Komplexität reduziert oder in ihrer Tiefe qualitativ analysiert. Die quantitative Textanalyse eröffnet in dieser Hinsicht einen Mittelweg, weil der Textkorpus größtenteils unverändert bleibt, während die Analyse auf einem standardisierten statistischen Verfahren beruht.

Die Kurzbiographien der Abgeordneten stammen aus Kürschners Volkshandbuch (2009) für den 17. Deutschen Bundestag. Kürschners Volkshandbuch liefert eine Übersicht aller deutschen Abgeordneten, die in jeder Legislaturperiode überarbeitet und aktualisiert wird. Neben den Adressen der Abgeordnetenbüros enthält das Handbuch eine selbstberichtete Kurzbiographie, die durchschnittlich aus 109 Wörtern besteht. Vor der Skalierung mit *wordfish* wurden folgende Änderungen vorgenommen: Alle Großbuchstaben wurden in Kleinbuchstaben umgewandelt. Zahlen und Monatsangaben (inklusive Abkürzungen) wurden aus den Texten entfernt, da diese Wörter keine positionsbezogenen Informationen liefern. Ortsnamen verbleiben als Verweis auf die lokale Herkunft in den Texten. Schließlich wurden alle Parteienlabel und die Namen parteinaher Stiftungen entfernt. Die Beibehaltung der Parteienlabel würde die Schätzung der Positionen zu einem tautologischen Unterfangen machen (vgl. Proksch/Slapin 2009a).<sup>6</sup> Unter Verwendung dieser Regel identifizieren wir 313 *stopwords*, die mittels *JFreq* aus den Texten entfernt

- 5 Eine Möglichkeit diesen Zusammenhang näher zu untersuchen bestünde darin, die Biographien von Abgeordneten zu untersuchen, die mehrere Legislaturperioden im Bundestag vertreten waren und denen es dabei gelang sowohl über ein Listen- als auch ein Direktmandat in den Bundestag einzuziehen.
- 6 Die Appendix Tabelle 1 präsentiert Beispiele unveränderter Kurzbiographien.

wurden.<sup>7</sup> Dadurch verringerte sich die Anzahl der Worttypen von 9.040 auf 8.568. Wir bereiten zwei Textkorpi vor. Der erste besteht aus den auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien. Der zweite Textkorpus besteht aus 622 individuellen Kurzbiographien.

### 3.2 Quantitative Textanalyse

Die Grundidee der quantitativen Textanalyse besteht darin, Dokumenten auf Basis von Wortzählungen eine Position auf einer eindimensionalen Skala zuzuweisen (Laver/Benoit/Garry 2003: 311). Die entsprechenden Algorithmen in *wordscores* und *wordfish* wurden für die Skalierung von Parteiprogrammen entwickelt, mit dem Ziel, die Skala als ideologische Dimension zu interpretieren. Laver, Benoit und Garry (2003) verwenden *wordscores* zur Bestimmung der Positionen britischer, irischer und deutscher Parteien. Slapin und Proksch (2008) demonstrieren *wordfish* am Beispiel der Wahlprogramme deutscher Parteien. Neuere Studien weiteten die Anwendung der quantitativen Textanalyse auf Parteiprogramme in anderen Ländern (Coffe/Da Roit 2011; Proksch/Slapin/Thies 2011) und auf neue Textkategorien aus. Die Arbeiten von Benoit und Laver (2002), Klemmensen, Hobolt und Hansen (2007), Proksch und Slapin (2009) und Weinberg (2010) verwenden Verfahren der quantitativen Textanalyse zur Skalierung parlamentarischer Reden und Regierungserklärungen. Klüver (2009, 2011) zeigt, dass die quantitative Textanalyse auch außerhalb des Kontextes der Parteipolitik sinnvoll angewendet werden kann. Mit Hilfe von *wordfish* skaliert sie offizielle Stellungnahmen von Interessengruppen in der EU-Debatte zur Begrenzung von CO<sub>2</sub>-Emissionen.

Für die Skalierung mit *wordscores* ist es erforderlich, dass die inhaltliche Position von mindestens zwei Texten bekannt ist.<sup>8</sup> Während dieses inhaltliche Vorwissen für Parteiprogramme durchaus existiert (z. B. durch Experteninterviews), ist dies bei anderen Textkategorien häufig nicht vorhanden. Die Anwendbarkeit von *wordscores* auf neue Textkategorien ist somit durch die Notwendigkeit geeigneter Referenztexte auszumachen, deren inhaltliche Position bekannt ist, limitiert (vgl. Klüver 2009: 544). Im Gegensatz dazu benötigt *wordfish* geringeres Vorwissen über die Positionen einzelner Dokumente. Der Wissenschaftler muss lediglich

7 Die komplette Liste der *stopwords* ist in Online Appendix Tabelle 1 zusammengefasst. *JFreq* ist ein Programm zum Zählen von Worthäufigkeiten, das von Will Lowe entwickelt wurde (<http://www.williamlowe.net/software/#jfreq>).

8 In *wordscores* dienen die Worthäufigkeiten der Referenztexte zur Bestimmung der Gewichte für einzelne Worttypen. Anhand dieser Gewichte werden dann die Positionen der Virgintexte berechnet. In *wordscores* führt die Nutzung neuer Referenztexte zu neuen Positionsschätzungen.

zwei Dokumente ex ante bestimmen, von denen eines zwangsweise den niedrigeren Wert als das andere erhält (Lowe 2010: 3). Mit der Auswahl dieser „Ankertexte“ kann sich das Vorzeichen für alle Positionen umdrehen, die Distanzen der einzelnen Dokumente zueinander bleiben aber unverändert (Proksch/Slapin 2009b: 9). Vor dem Hintergrund dieser Eigenschaft und der Tatsache, dass wir über kein inhaltliches Vorwissen der Positionen in Kurzbiographien verfügen, haben wir uns für die Skalierung der Texte mit *wordfish* entschieden.<sup>9</sup>

Um Dokumente auf einer eindimensionalen Skala anzuordnen, setzt *wordfish* voraus, dass die Worthäufigkeiten, gegeben einer nicht direkt beobachtbaren Position  $\theta$  des Dokuments, bedingt unabhängig voneinander sind. Es gibt unterschiedliche Vorstellungen darüber, wie das Verhältnis zwischen der Häufigkeit, mit der ein Worttypus  $j$  in einem Dokument  $i$  auftaucht ( $Y_{ij}$ ), und der Position des Dokuments modelliert werden kann,

$$P(Y_{i1} \dots Y_{iV} | \theta_i) = \prod_{j=1}^V P(Y_{ij} | \theta_i)$$

wobei  $V$  für die Gesamtzahl der Worttypen steht (Lowe/Benoit 2010: 3). Die ursprüngliche Version von *wordfish* stützt sich auf das Poisson-Modell (Slapin/Proksch 2008: 709). Damit wird angenommen, dass die Häufigkeit mit der der Verfasser des Dokuments einen Worttypus verwendet, einer Poisson-Verteilung folgt.

$$P(Y_{ij} | \theta_i) = \text{Poisson}(Y_{ij}; \lambda_{ij})$$

$$\log \lambda_{ij} = \psi_j + \beta_j \theta_i$$

*Wordfish* verwendet einen *joint maximum likelihood* Algorithmus zur Schätzung von drei Parametern (Lowe/Benoit 2010: 6, insb. Diskussion in Fußnote 3; vgl. auch Proksch/Slapin 2009b: 3, Slapin/Proksch 2008: 709)<sup>10</sup>:  $\psi$ ,  $\beta$  und  $\theta$  ( $\omega$  in Slapin/Proksch 2008). Der erste Parameter  $\psi$  steht für das Set wortgebundener Effekte (Slapin/Proksch 2008: 709), die berücksichtigen, dass manche Wörter häufiger benutzt werden als andere (Proksch/Slapin 2009b: 2). Der zweite Parameter  $\beta$  ist die Schätzung eines wortspezifischen Gewichts, zur Erfassung des Beitrags eines

9 Auf der Fraktionsebene werden die aggregierten Kurzbiographien der Abgeordneten der CDU/CSU und der SPD als Ankertexte verwendet. Auf der individuellen Ebene werden die Kurzbiographien von Angela Merkel und Frank-Walter Steinmeier benutzt.

10 Die actor fixed effects werden von Lowe/Benoit (2010: 4) als Mittel zur Vereinfachung der Schätzung ohne inhaltliche Bedeutung betrachtete.

Worttypus  $j$  zur Differenzierung von Wortpositionen (Proksch/Slapin 2009b: 2). Allgemeine Ausdrücke wie „der“, „die“ oder „das“ erzielen daher hohe  $\psi$ -Scores und niedrige  $\beta$ -Scores, während ideologisch aufgeladene Worttypen (z. B. Gewerkschaft) hohe  $\beta$ -Scores und niedrige  $\psi$ -Scores erreichen. Der dritte Parameter  $\Theta$  lokalisiert die analysierten Texte auf einer eindimensionalen Skala.

Unter der Annahme, dass die Länge eines Dokuments nichts über dessen Position aussagt, schlagen Lowe/Benoit (2010: 4) die Verwendung eines multinomialen Modells vor,

$$P(y_i | \theta_i, N) = \text{Multinomial}(y_i; \pi, N)$$

$$\log \frac{\pi_{ij}}{\pi_{i1}} = \psi_j^* + \beta_j^* \theta_i$$

wobei  $N$  die Anzahl der Dokumente ist,  $y_i$  ein Dokument (d.h. die  $i$ -te Reihe in der Matrix  $Y$ , die aus  $N$  Reihen und  $V$  Spalten besteht) und der erste Worttypus in einem Dokument als Bezugspunkt genommen wird. Die Interpretation der Schätzungen für  $\psi$ ,  $\beta$  und  $\Theta$  ändert sich nicht. Der Vorteil des Ansatzes von Lowe/Benoit (2010) besteht darin, dass die Standardfehler der Textpositionen mit dem multinomialen Modell einfacher und schneller berechnet werden können als im klassischen *wordfish*, welches auf einem zeitaufwendigen Bootstrap-Verfahren beruht. Diese Innovationen sind in *wordfish/Austin* (Lowe 2011) implementiert, welches zur Skalierung der Kurzbiographien verwendet wird.

### 3.3 Regressionsanalyse mit geschätzter abhängiger Variable

Im Rahmen der Regressionsanalyse wird der Effekt der Fraktionszugehörigkeit und des Mandats auf die Position der Abgeordnetenbiographie geschätzt. Die Doppelkandidatur des parteipolitischen Führungspersonals als Wahlkreiskandidat und auf dem „Vorspann“ der Landesliste ihrer Partei wird dadurch abgebildet, dass die Abgeordneten, die über ein Direktmandat in den Bundestag einzogen, in zwei Gruppen unterteilt werden; diejenigen, die simultan auf einem der ersten fünf Ränge der Landesliste kandidierten und diejenigen, die ausschließlich im Wahlkreis

kandidierten oder simultan auf der Landesliste auf einem niedrigeren Rangplatz.<sup>11</sup> Als Referenzgruppe dienen die Abgeordneten mit einem Listenmandat.

Neben der Parteizugehörigkeit und dem Mandatstyp können die Positionen von alternativen Faktoren abhängen. Daher berücksichtigt die Regressionsanalyse zwei Sets von Kontrollvariablen. Auf der individuellen Ebene betrachten wir das Alter und Geschlecht der Abgeordneten. Diese Variablen entstammen den standardisierten Angaben aus Kürschners Volkshandbuch (2009). Das zweite Set von Kontrollvariablen betrachtet strukturelle Unterschiede innerhalb der Wählerschaft; insbesondere das Pro-Kopf-Steueraufkommen, die demographische Zusammensetzung, gemessen als Anteil an der Bevölkerung über 60 Jahre, und die Arbeitslosenquote (Bundeswahlleiter 2009). Für Abgeordnete mit einem Listenmandat werden die bundeslandspezifischen Mittelwerte der strukturellen Variablen verwendet. Da jeder Listenkandidat über eine bundeslandspezifische Liste nominiert wird, benutzen wir diese Mittelwerte, um strukturelle Unterschiede zwischen den Bundesländern zu erfassen.<sup>12</sup>

Das Regressionsmodell muss berücksichtigen, dass die abhängige Variable (Position der Kurzbiographie) eine Punktschätzung ist. In diesem Fall enthalten die Regressionsresiduen zwei Komponenten: Erstens, die Abweichung der geschätzten Werte von den nicht direkt beobachtbaren Werten (Stichprobenfehler  $u$ ) und zweitens, die Störgröße ( $\epsilon$ ). In einem Modell mit  $N$  Beobachtungen (indexiert mit  $i$ ) und  $k-1$  unabhängigen Variablen (indexiert mit  $j$ ) kann das Problem anhand folgender Gleichung dargestellt werden,

$$y_i^* = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j x_{ij} + u_i + \epsilon_i$$

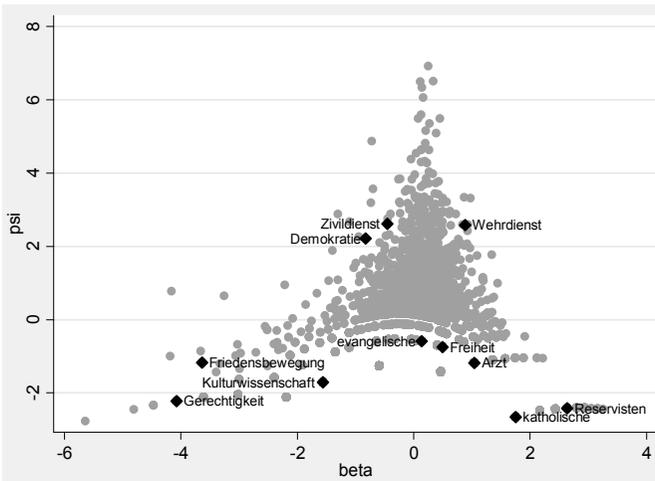
wobei  $y_i^* = y_i + u_i$  (Lewis/Linzer 2005: 349). Die Frage ist, welche der beiden Komponenten einen größeren Einfluss auf die Residuen hat. Lewis und Linzer (2005) untersuchen drei Schätzverfahren, um auf diesen Fall einzugehen: Ordinary Least Squares (OLS) mit Heteroskedastizität und robusten Standardfehlern, Weighted Least Squares (WLS) und FGLS mit bekannter Varianz. Ihre Simulationsstudie zeigt, dass der FGLS-Schätzer mit bekannter Varianz den WLS- und OLS-Schätzer mit robusten Standardfehlern übertrifft (Lewis/Linzer 2005: 356). Vor dem Hintergrund

11 Die Entscheidung den Cut-Off nach dem fünften Rangplatz zu setzen unterliegt zweifelsfrei einer gewissen Willkür. Daher wurde im Rahmen der Robustheitsprüfung der Cut-Off auf Rangplatz 10 und 15 angehoben, ohne dass sich dadurch die substantiellen Befunde verändern (siehe Online Appendix Tabelle 4).

12 Die Definition und Kodierung der Variablen wird in Appendix Tabelle 2 zusammengefasst.

dieser Ergebnisse wird der FGLS-Schätzer mit bekannter Varianz verwendet.<sup>13</sup> Um die Robustheit der Befunde zu überprüfen, werden alle Modelle mit WLS und OLS mit robusten Standardfehlern repliziert.<sup>14</sup>

Abbildung 1 Positionierung exemplarischer Begriffspaare



beta = Gewichte der Worttypen (Word Weights), psi = Worttypeneffekte (Word Fixed Effects), geschätzt mit Wordfish (Austin).

## 4 Empirische Befunde

### 4.1 Fraktionsebene

Die relative Gewichtung und die Bedeutung der Worttypen in den fünf auf Fraktionsebene aggregierten Dokumenten wird in Abbildung 1 dargestellt (Slapin/ Proksch 2008: 715). Einige der in Abbildung 1 exemplarisch hervorgehobenen Begriffe können paarweise angeordnet werden. „Gerechtigkeit“ besitzt eine negative Ladung und ist auf der linken Seite der  $\beta$ -Achse angesiedelt, wohingegen

13 Das Verfahren verläuft in zwei Schritten. Im ersten Schritt werden mithilfe der OLS Regression die Schätzwerte für die Varianz der Störgröße ( $\hat{\sigma}_i^2$ ) berechnet. Gemeinsam mit der bekannten Varianz der geschätzten abhängigen Variable ( $\omega_i^2$ ), wird das Gewicht mit

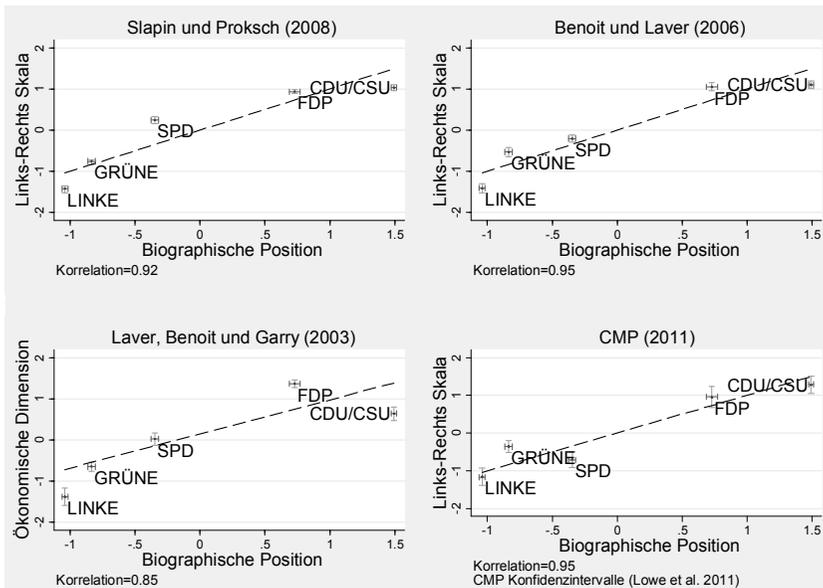
$$w_i = \frac{1}{\sqrt{\omega_i^2 + \hat{\sigma}_i^2}}$$

Linzer 2005: 352).

14 Die vollständigen Regressionsergebnisse sind im Online Appendix in Tabelle 2 und 3 zusammengefasst.

„Freiheit“ positiv geladen ist und sich auf der rechten Seite befindet. „Demokratie“ erscheint ebenfalls auf der linken Seite der  $\beta$ -Achse, wobei die hohe Positionierung auf der  $\psi$ -Achse andeutet, dass dieser Worttyp von allen Fraktionen häufig benutzt wird. Der Ausdruck „Wehrdienst“ befindet sich auf der rechten Seite und „Zivildienst“ auf der linken Seite, obwohl beide Worttypen ähnliche Ergebnisse auf der  $\psi$ -Achse erreichen. Der Begriff „Friedensbewegung“ wurde am linken Ende der  $\beta$ -Achse positioniert und der Begriff „Reservist“ auf der rechten Seite. Berufsbezogene Begriffe wie „Kulturwissenschaft“ befinden sich auf der linken Seite der  $\beta$ -Achse, während der Begriff „Arzt“ auf der rechten Seite der  $\beta$ -Achse positioniert wurde. Abbildung 1 liefert erste Anzeichen dafür, dass die selbstberichteten Kurzbiographien Worttypen beinhalten, die eine inhaltliche Abgrenzung zwischen Texten ermöglichen.

Abbildung 2 Positionen der auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien



*z*-standardisierte Werte.

Abbildung 2 zeigt das Ergebnis der Skalierung der fünf auf Fraktionsebene aggregierten Dokumente und vergleicht deren Positionen mit der ideologischen Links-Rechts-Skala in Parteiprogrammen unter Berücksichtigung der Standardfehler der jeweiligen Schätzmethode. Die ideologische Links-Rechts-Position aus vorherigen Studien wurde auf Basis der quantitativen Textanalyse (Laver/Benoit/Garry 2003;

Slapin/Proksch 2008), Experteninterviews (Benoit/Laver 2006) oder der manuellen Kodierungen von „Quasi-Sentences“ (Klingemann et al. 2006) gewonnen. Die x-Achse der vier Streudiagramme zeigt jeweils die geschätzte Position der aggregierten Kurzbiographien. Auf der rechten Seite der Skala befinden sich die CDU/CSU und die FDP, auf der linken Seite die SPD, die Grünen und die Linken. Die geschätzte Position der SPD ist näher an der Position von B'90/DIE GRÜNEN als an der Position der Linkspartei. DIE LINKE befindet sich am linken Ende der Skala. Die relativen Distanzen zwischen den fünf politischen Parteien lassen zwei politische Lager erkennen; ein „bürgerlich-konservatives“ und ein „links-soziales“ Lager.

Die y-Achse zeigt die ideologischen Parteipositionen aus vorherigen Studien. Slapin/Proksch (2008: 712-720) nutzen *wordfish*, um Parteiprogramme aus dem Bundestagswahlkampf 2005 zu analysieren. Die Korrelationskoeffizienten zwischen der Links-Rechts-Skala und den auf Basis aggregierter selbstberichteter Biographien geschätzten Positionen betragen 0,92 (N=5). Die Links-Rechts-Skala von Benoit/Laver (2006) bezieht sich auf die Legislaturperiode 2002-2005 und basiert auf 98 Experteninterviews. Benoit/Lavers (2006: 261) Links-Rechts-Skala weist, ähnlich wie Slapin/Prokschs (2008) Messung hohe Kongruenz mit den Positionsschätzungen der aggregierten Kurzbiographien auf ( $r=0.95$ , N=5). Laver/Benoit/Garry (2003) verwenden die Parteiprogramme der Bundestagswahlkampagnen 1990 und 1994 und identifizieren mit Hilfe von *wordscores* eine wirtschaftspolitische Links-Rechts-Skala. Die Kongruenz zwischen dieser Skala und der Positionierung der Kurzbiographien ist etwas geringer ( $r=0.85$ , N=5), was als Anzeichen dafür gedeutet werden könnte, dass die selbstberichteten Kurzbiographien eher die gesellschaftliche als die wirtschaftspolitische Links-Rechts-Skala wiedergeben. Die vierte ideologische Links-Rechts-Skalierung deutscher Parteien ist dem CMP entnommen.<sup>15</sup> Hier wird die Links-Rechts-Skala (Laver/Budge 1992) für das Wahljahr 2009 berücksichtigt und die Standardfehler von Lowe et al. (2011) verwendet. Die paarweise Korrelation von 0,95 (N=5) weist ebenfalls auf eine hohe Kongruenz mit der ideologischen Links-Rechts-Skala hin.<sup>16</sup>

15 Im CMP werden die Grünen im Wahljahr 2009 rechts von der SPD positioniert. Hier muss betont werden, dass sich die Konfidenzintervalle der beiden Positionen berühren und daher keine sichere Differenzierung möglich ist (Lowe/Benoit/Mikhaylov/Laver 2011).

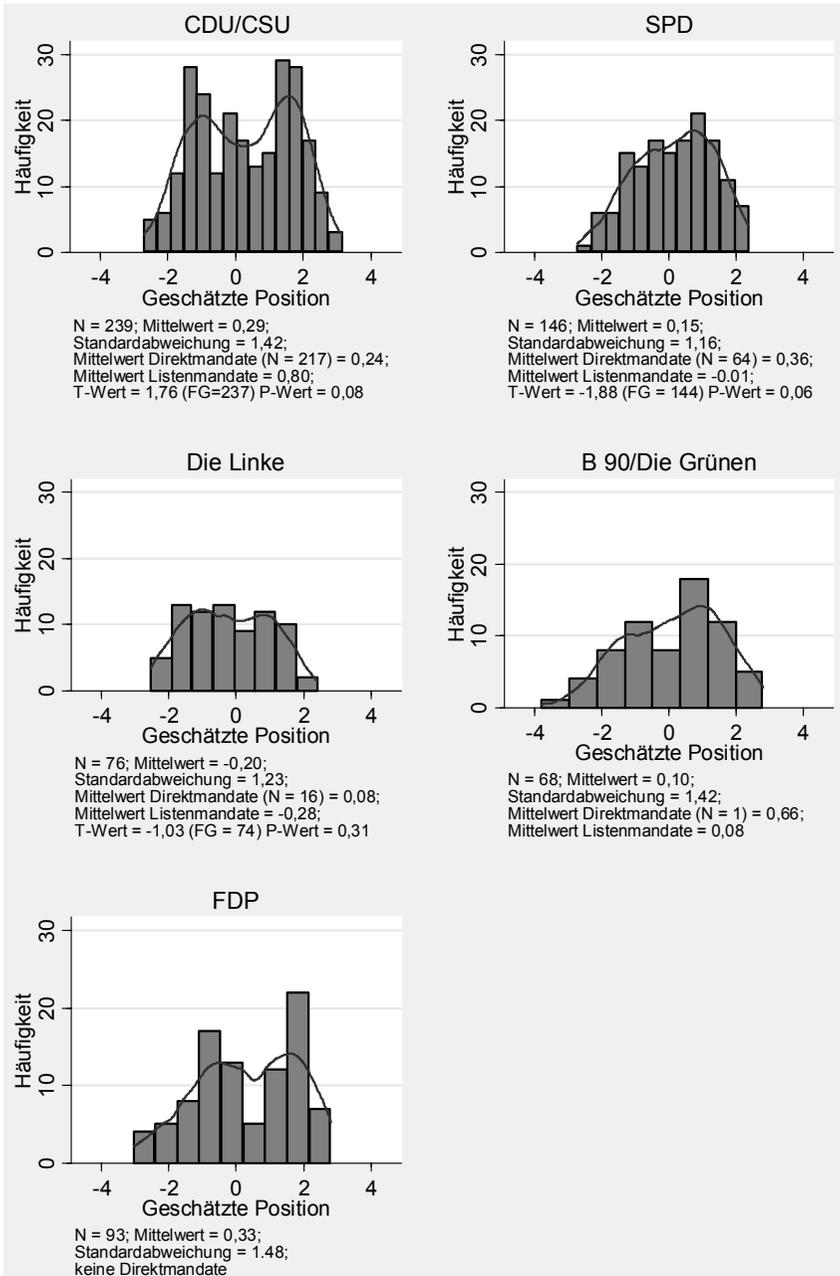
16 Die Kurzbiographien aus Kürschners Volkshandbuch und die Experten bzw. CMP-Daten zur ideologischen Links-Rechts-Position der Parteiprogramme sind auch für andere Bundestage verfügbar. Im Rahmen der Validierung haben wir daher zusätzlich die auf Fraktionsebene aggregierten Biographien des 8. Bundestages (1976-1980) skaliert. Auch für diese Legislaturperiode wird eine hohe Kongruenz zwischen den aus den Kurzbiographien gewonnenen Positionen mit den ideologischen Links-Rechts-Positionen festgestellt (Korrelation=0.94). Der Scatterplot ist im Online Appendix in Abbildung 1 dargestellt. Eine ausführliche deskriptive Analyse zur temporären Stabilität findet sich in Marcinkiewicz/Tepe (2012).

Insgesamt unterstützen die Befunde aus Abbildung 1 und 2 die in P1 formulierte Erwartung. Die aggregierten biographischen Texte der Abgeordneten scheinen Informationen über die ideologische Positionierung der Fraktionen zu beinhalten. Widmen wir uns nun der Frage, ob diese Einschätzung ebenfalls für die Skalierung der individuellen Kurzbiographien zutrifft.

## 4.2 Abgeordnetenebene

Abbildung 3 zeigt die Verteilung der aus 622 individuellen Kurzbiographien extrahierten Positionen für die fünf im Bundestag vertretenen Fraktionen mit den statistischen Lage- und Streuungsmaßen. Mit Blick auf das arithmetische Mittel ergibt sich folgende Reihung: Die am weitesten links positionierte Fraktion ist DIE LINKE (arithm. Mittel:  $-0,20$ ), gefolgt von B'90/DIE GRÜNEN (arithm. Mittel:  $0,10$ ) und der SPD (arithm. Mittel:  $0,15$ ). Die CDU/CSU (arithm. Mittel:  $0,29$ ) ist schließlich etwas weniger rechtsgerichtet als die FDP (arithm. Mittel:  $0,33$ ). Verglichen mit den Parteien des linken Lagers ist die Verteilung der Positionen in der CDU/CSU und der FDP zweigipflig. Im Hinblick auf die CDU/CSU könnte die zweigipflige Verteilung der Positionen darauf zurückzuführen sein, dass diese Fraktion aus zwei Schwesterparteien besteht. Um dieses Argument weiter zu untersuchen, berechnen wir die durchschnittlichen Positionen für CDU- und CSU-Abgeordnete separat. Die Kurzbiographien der CDU-Abgeordneten haben eine Durchschnittsposition von  $0,15$  und die der CSU-Abgeordneten haben eine Durchschnittsposition von  $0,90$ , was andeutet, dass innerhalb der konservativen parlamentarischen Gruppe die Kurzbiographien von CSU-Mitgliedern rechtsgerichteter sind als die von CDU-Mitgliedern. Betrachten wir nur die Mittelwerte, ergibt sich eine Reihung der Fraktionen, die weiterhin mit der ideologischen Links-Rechts-Skala kongruent ist.

Abbildung 3 Positionen der individuellen Kurzbiographien innerhalb der Fraktionen



*N* = Anzahl der Beobachtungen, *STD* = Standardabweichung, *P*-Werte für zweiseitigen *t*-Test, geschätzt mit Wordfish (Austin).

Dieser Befund muss allerdings deutlich revidiert werden, wenn die Streuung der Positionen zwischen und innerhalb der Fraktionen in den Blick genommen wird. Die Streuung bzw. Heterogenität der Position innerhalb der Fraktionen lässt sich mit dem auf den Wertebereich [0,1] normierten Variationskoeffizienten beschreiben. Dieser beträgt für alle Gruppen durchschnittlich 0,34. Den Höchstwert erzielen die Grünen mit 0,37 und den niedrigsten Wert erzielt die CSU mit 0,28, was dafür spräche, dass in den CSU-Biographien ein etwas homogeneres Vokabular verwendet wird als in den Biographien der Grünen Abgeordneten. Diese, mit Blick auf die geringe Abweichung vom durchschnittlichen Variationskoeffizienten, mit großer Vorsicht zu bewertende Feststellung spräche dafür, dass die Grünen in den Kurzbiographien divergentere politische Lebensläufe signalisieren. Die Verteilung der individuellen Positionen zwischen den Fraktionen zeigt, dass sich die Positionen der Kurzbiographien deutlich mit den Positionen anderer Fraktionen *überschneiden*. So gibt es CDU/CSU-Abgeordnete, deren Kurzbiographie auf der linken Seite der Skala positioniert wurde, während einige Kurzbiographien von Abgeordneten linker Parteien auf der rechten Seite der Skala positioniert wurden. Zudem besitzen die Positionsschätzungen aufgrund der geringen Wortanzahl in einer Kurzbiographie deutlich breitere Konfidenzintervalle als die Positionsschätzungen der längeren, aggregierten Texte.

Zur Kreuzvalidierung wird die Skalierung der individuellen Kurzbiographien mit den selbstberichteten Abgeordnetenpositionen auf der ideologischen Links-Rechts-Skala verglichen. Die ideologische Selbsteinschätzung wurde für einen Teil der Abgeordneten in der Kandidatenbefragung (Rattinger et al. 2011) erhoben. Wann immer die Informationen verfügbar waren, untersuchen wir auf der Individualebene die paarweise Korrelation zwischen der ideologischen Selbsteinschätzung aus der Kandidatenbefragung und der geschätzten Position der Kurzbiographie. Weil nur einem geringen Teil der Kandidaten, die an der Befragung teilnahmen, der Einzug in den Bundestag gelang, können wir diesen Vergleich nur mit 187 Abgeordneten durchführen. Für alle Abgeordneten ist die Korrelation annähernd null ( $r=0.05$ ). Wenn nur die Listenkandidaten berücksichtigt werden, ist die Korrelation mit  $r=0.14$  immer noch sehr gering. Wenn nur die Direktkandidaten berücksichtigt werden, ist die Korrelation negativ ( $-0.05$ ). Diese Ergebnisse sprechen deutlich gegen die Annahme, dass die inhaltliche Dimension, auf der die individuellen Kurzbiographien positioniert wurden, mit der ideologischen Links-Rechts-Skala kongruent ist.

Zusätzlich zu den deutlich breiteren Konfidenzintervallen könnte die Art des Mandats zu dieser Abweichung beitragen. Mit der Skalierung der 622 Kurzbiographien lässt sich feststellen, ob die Positionen innerhalb einer Fraktion nach

Mandatstyp variieren. Die Kurzbiographien von SPD-Listenabgeordneten (SPD-Liste arithm. Mittel:  $-0,01$ ) und Listenabgeordneten der Linkspartei (DIE LINKE-Liste arithm. Mittel:  $-0,28$ ) besitzen linksgerichtete Positionen als die Kurzbiographien ihrer Parteikollegen mit einem Wahlkreismandat (SPD-Wahlkreis arithm. Mittel:  $0,36$ ; DIE LINKE-Wahlkreis arithm. Mittel:  $0,08$ ). Das Gegenteil trifft auf CDU/CSU-Abgeordnete zu (CDU/CSU-Liste arithm. Mittel:  $0,80$ ; CDU/CSU-Wahlkreis arithm. Mittel:  $0,24$ ). Da alle CSU-Abgeordneten Wahlkreisabgeordnete sind, wurden die durchschnittlichen Positionen innerhalb der CDU separat untersucht. Die durchschnittliche Position von CDU-Wahlkreisabgeordneten beträgt  $0,07$ . Die durchschnittliche Position von CDU-Listenabgeordneten beträgt  $0,80$ . Der t-Test für Mittelwertdifferenzen zwischen Wahlkreis- und Listenmandaten innerhalb der parlamentarischen Gruppen ist im Hinblick auf die CDU/CSU, die CDU und die SPD statistisch signifikant. Diese Beobachtungen unterstützen die in P2 formulierte Erwartung. Die Kurzbiographien von Wahlkreisabgeordneten der SPD werden rechts von der zentralen Position ihrer Fraktion positioniert, während die Kurzbiographien der Wahlkreisabgeordneten der CDU etwas weiter links von der zentralen Position ihrer Fraktion liegen.

### 4.3 Determinanten der geschätzten Position

Tabelle 1 präsentiert eine Reihe von FGLS-Regressionsmodellen, in denen die geschätzte Position der Kurzbiographie als abhängige Variable benutzt wird. Modelle 1 und 2 berücksichtigen alle 622 Abgeordneten, um zu testen, ob die Position der Kurzbiographie mit der Parteizugehörigkeit des Abgeordneten erklärt werden kann. Modelle 3 bis 5 untersuchen den Einfluss des Mandatstypus auf die Position der Kurzbiographie innerhalb der Parteien. Da die kleineren Parteien im Gegensatz zu den großen Volksparteien in der Regel keine Direktmandate gewinnen, es hier also an Varianz fehlt, werden in diesen Modellen ausschließlich die Abgeordneten von CDU und SPD berücksichtigt.<sup>17</sup> Modelle 6 und 7 untersuchen die Kontamination durch auf dem „Vorspann“ einer Landesliste doppelnominierte Wahlkreisabgeordnete.

17 Die FDP gewann in der 17. Legislaturperiode kein Wahlkreismandat, während allen CSU-Abgeordneten der Einzug in den Bundestag durch ein Direktmandat gelang. Die Grünen gewannen ein und die Linke 16 Direktmandate.

Tabelle 1 Determinanten der geschätzten Position

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
<i>Abhängige Variable: Geschätzte Position der Kurzbiographie</i>							
Direktmandat	0.0650 [0.12]	0.015 [0.16]	-0.748** [0.33]	0.378* [0.21]	0.405* [0.22]		
Alter (in Jahren)	-0.000 [0.01]	-0.002 [0.01]	-0.007 [0.01]	0.007 [0.01]	-0.001 [0.01]	-0.015 [0.01]	0.004 [0.01]
Frau	0.067 [0.12]	0.088 [0.12]	0.152 [0.25]	0.166 [0.20]	0.157 [0.16]	0.0967 [0.25]	0.135 [0.20]
Steueraufkommen	0.152* [0.09]	0.151* [0.09]	0.211* [0.12]	0.139 [0.19]	0.192* [0.10]	0.234* [0.12]	0.218 [0.19]
60plus	-0.110*** [0.04]	-0.109*** [0.04]	-0.085 [0.06]	-0.114* [0.07]	-0.096** [0.04]	-0.069 [0.05]	-0.105 [0.07]
Arbeitslosigkeit	0.040** [0.02]	0.059*** [0.02]	-0.005 [0.03]	0.030 [0.04]	0.009 [0.02]	-0.031 [0.03]	0.034 [0.04]
CDU/CSU/FDP	0.250** [0.12]						
CSU		0.843*** [0.23]					
FDP		0.177 [0.22]					
SPD		-0.0219 [0.16]					
Grüne		-0.104 [0.24]					
Linke		-0.385* [0.22]					
CDU					0.820*** [0.31]		
CDU x Direktmandat					-1.112*** [0.38]		
Direktmandat (kein Vors.)						-1.051*** [0.33]	0.168 [0.24]
Direktmandat (Vorspann)						-0.257 [0.35]	0.787** [0.30]
Konstante	2.268** [0.98]	2.272** [0.99]	3.009** [1.51]	2.016 [1.83]	2.064* [1.15]	3.280** [1.47]	1.795 [1.81]
Abgeordnete (N)	622	622	194	146	340	194	146
Faktionen	alle	alle	CDU	SPD	CDU & SPD	CDU	SPD
Angepasstes R2	0.024	0.043	0.047	0.023	0.046	0.093	0.041
AIC	2142.0	2133.6	684.4	463.2	1144.9	675.7	461.5
BIC	2177.5	2186.8	707.2	484.1	1179.3	701.9	485.3

FGLS mit bekannter Varianz, Standardfehler in eckigen Klammern, \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

In Modell 1 hat das Direktmandat keinen Effekt auf die Position der Kurzbiographie. Dies gilt ebenfalls für das Geschlecht und Alter des Abgeordneten. Die drei Strukturvariablen hingegen üben einen statistisch signifikanten Effekt auf die Position

aus. Die Kurzbiographien von Abgeordneten in Wahlkreisen und Bundesländern mit einem höheren Pro-Kopf-Steueraufkommen sowie höherer Arbeitslosigkeit erhalten tendenziell höhere Positionen auf der Skala. Der Anteil der Bevölkerung über 60 Jahre hingegen hat einen negativen Einfluss auf die Position.

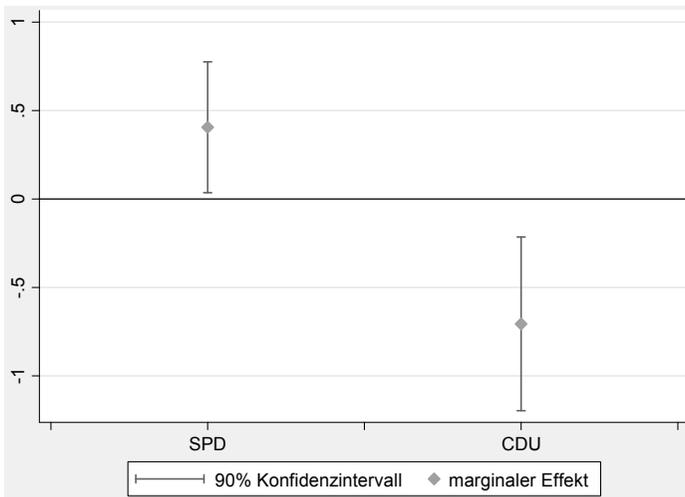
In der deskriptiven Analyse wurden zwei politische Lager identifiziert. Diese Beobachtung lässt uns vermuten, dass nicht etwa fraktions- oder parteispezifische Rekrutierungsmuster dominieren, sondern dass sich das biographische Vokabular entlang zweier Milieus – einem „bürgerlich-konservativen“ und einem „links-sozialen“ – differenziert. Vor diesem Hintergrund werden die Abgeordneten der CDU/CSU-Fraktion und der FDP-Fraktion in einer Gruppe zusammengefasst. Die Abgeordneten von SPD, Grünen und Linken bilden die Referenzgruppe. Den Erwartungen entsprechend hat diese Dummy-Variable einen statistisch signifikanten und positiven Effekt auf die Position der Kurzbiographien.

Modell 2 beinhaltet fünf Dummy-Variablen, die die Parteizugehörigkeit der Abgeordneten repräsentieren. Die größte Gruppe, die Abgeordneten der CDU, dient als Referenzkategorie. Im Einklang mit den deskriptiven Befunden übt DIE LINKE einen negativen Effekt auf die Position der Kurzbiographie aus, was bedeutet, dass die Kurzbiographien von Mitgliedern der Linkspartei im Durchschnitt ein signifikant niedrigeres Ergebnis auf der Skala erzielen als die Kurzbiographien von CDU-Abgeordneten. Die Durchschnittsposition der Kurzbiographien von Abgeordneten der Grünen und der SPD ist ebenfalls niedriger bzw. linksgerichteter als die Durchschnittsposition von CDU-Abgeordneten. Die Koeffizienten erreichen jedoch kein statistisch signifikantes Niveau. Der Koeffizient für die FDP ist positiv und ebenfalls nicht signifikant. Die Kurzbiographien von Mitgliedern der CSU erhalten im Durchschnitt eine signifikant höhere Position als die Kurzbiographien von CDU-Abgeordneten. Modell 2 unterstützt die Befunde der deskriptiven Analyse und der Kreuzvalidierung, wonach die Skalierung der individuellen Kurzbiographien nur begrenzt im Stande ist, die Fraktionszugehörigkeit abzubilden, d.h. die geschätzten Positionen eignen sich nicht, um mit der notwendigen Sicherheit zwischen Fraktionen zu unterscheiden.

Die Modelle 3 und 4 widmen sich der Frage, ob sich die Positionen der Kurzbiographien von Abgeordneten mit einem Listen- bzw. Direktmandat innerhalb einer Fraktion systematisch unterscheiden. Dazu wird der Effekt des Direktmandats auf zwei separaten Samples geschätzt. Innerhalb der CDU (Modell 3) besteht ein statistisch signifikanter negativer Zusammenhang zwischen dem Direktmandat und der Position der Kurzbiographie. Innerhalb der SPD (Modell 4) besteht ein statistisch signifikanter positiver Zusammenhang zwischen dem Direktmandat und der Position der Kurzbiographie. Die Split-Sample Modelle stützen die deskriptiven

Befunde, nach denen sich die Positionen der Kurzbiographien innerhalb der Fraktionen nach Art des Mandates unterscheiden. Während die Kurzbiographien der Listenabgeordneten tendenziell besser diskriminieren, liegen die Kurzbiographien der Abgeordneten mit einem Wahlkreismandat näher am Zentrum der Skala.

Abbildung 4 Marginaler Effekt des Direktmandats auf die Position der Kurzbiographie von CDU und SPD Abgeordneten



Basiert auf Modell 5 aus Tabelle 1.

Modell 5 untersucht, ob der Effekt der Parteimitgliedschaft (CDU oder SPD) auf die Position der Kurzbiographie durch die Art des Mandates konditioniert wird. Der multiplikative Interaktionskoeffizient  $CDU \times Direktmandat$  ist negativ und statistisch signifikant. Der marginale Effekt des Direktmandats auf die Position der Kurzbiographie für die beiden Abgeordnetengruppen ist in Abbildung 4 dargestellt (vgl. hierzu auch Kam/Franzese 2010: 66). Die Abbildung zeigt den marginalen Effekt des Direktmandats für die Abgeordneten der SPD und der CDU mit den dazugehörigen 90% Konfidenzintervallen. Die Konfidenzintervalle beinhalten nicht den Wert Null, d.h. der marginale Effekt ist in beiden Fällen statistisch signifikant. Der Fehlerbalken auf der linken Seite zeigt, dass ein Direktmandat die Position der Kurzbiographie von Abgeordneten der SPD signifikant erhöht, d.h. auf der Skala nach rechts verschiebt. Für die Gruppe der CDU Abgeordneten gilt das Gegenteil (Fehlerbalken auf der rechten Seite). Hier wird das Direktmandat mit einer niedrigeren Position, d.h. einer Verschiebung nach links, in Verbindung gebracht.

Modelle 6 und 7 befassen sich mit der Frage, ob der konditionale Effekt des Direktmandats auf die Position der Kurzbiographien von CDU- und SPD-Abgeordneten möglicherweise durch die Doppelnominierung ihres parteipolitischen Spitzenpersonals kontaminiert wird. Innerhalb der CDU scheint diese Vermutung zu stimmen. Die Abgeordneten, die ein Direktmandat gewonnen haben und nicht simultan auf einem Spitzenlistenplatz („Vorspann“) kandidierten, weichen signifikant negativ von der durchschnittlichen Position der CDU ab. Mit Blick auf die Effektstärke (vgl. Modell 3) nimmt der negative Effekt des Direktmandats innerhalb der CDU zu, sobald die Kontamination durch die „Vorspann“-Nominierung im statistischen Modell berücksichtigt wird. Im Falle der SPD nimmt der positive Effekt des Direktmandats auf die Position der Kurzbiographien (vgl. Modell 4) ebenfalls zu, allerdings basiert dieser Zusammenhang auf den Kurzbiographien der Abgeordneten des „Vorspanns“. Die Kurzbiographien des politischen Spitzenpersonals innerhalb der SPD, die mit einem Direktmandat im Bundestag vertreten sind und simultan auf dem „Vorspann“ einer Landesliste kandidierten, werden demnach rechts von der durchschnittlichen Position der SPD-Biographien positioniert.

## 5 Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Dieser Beitrag thematisierte die Übertragbarkeit der quantitativen Textanalyse mit Hilfe von *wordfish/Austin* auf neue Textkategorien am Beispiel der Kurzbiographien von Bundestagsabgeordneten. Die empirischen Befunde lassen sich in drei Punkten zusammenfassen: Erstens, die Skalierung der auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien ist in hohem Maße kongruent mit der ideologischen Links-Rechts-Position der im Bundestag vertretenen Fraktionen. Zweitens, diese Kongruenz bricht weitestgehend zusammen, wenn die Positionen der individuellen Kurzbiographien mit der selbstberichteten ideologischen Orientierung der Abgeordneten aus der Kandidatenstudie verglichen werden. Die Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass die politischen Rekrutierungsmuster, so wie sie in den Kurzbiographien kommuniziert werden, nicht trennscharf entlang der Fraktionszugehörigkeit verläuft, sondern entlang zweier sozio-kultureller Milieus – einem bürgerlich-konservativen und einem links-sozialen (vgl. Abbildung 1). Die Kurzbiographien sind kein politisches Manifest, weshalb keine Kongruenz mit der ideologischen Selbsteinstufung der Kandidaten gefunden wurde. Die politische Botschaft der individuellen Kurzbiographien ist subtiler. Sie basiert auf der Verwendung politischer Signalwörter und *information shortcuts*, die einerseits dazu beitragen komplexe Information zu verdichten, andererseits aber auch ambivalente Signale senden können (oder evtl.

auch sollen).<sup>18</sup> Drittens zeigen die FGLS-Regressionen einen robusten Interaktionseffekt zwischen der Parteizugehörigkeit von CDU- und SPD-Abgeordneten und deren Mandatstypus. Diese Interaktion impliziert, dass Wahlkreisabgeordnete in ihren Kurzbiographien ein anderes Vokabular nutzen als ihre Fraktionskollegen mit einem Listenmandat. Ein Zusammenhang, der als Indiz für die strategisch motivierte Fokussierung biographischer Texte gewertet werden kann, insbesondere vor dem Hintergrund der hohen Zahl an Doppelnominierungen.

Insgesamt legen die Befunde den Schluss nahe, dass die latente Dimension auf der die Kurzbiographien skaliert wurden, vom Spannungsverhältnis zwischen „objektiver“ Berichterstattung des parteipolitischen Werdegangs und der strategischen Kommunikation politischer Leistungen geprägt ist. Während letztere darauf abzielt ein spezifisches Bild der politischen Leistungen und Qualitäten des Abgeordneten in der Öffentlichkeit zu zeichnen, trägt erstere dazu bei, dass sich die aus den Kurzbiographien extrahierten Positionen auf der Fraktionsebene mit ideologischen Positionen decken. In Ergänzung bisheriger Studien zum *mandate divide* kann festgestellt werden, dass sich Listen- und Wahlkreisabgeordnete in gemischten Wahlsystemen nicht nur in ihrem legislativen Verhalten (vgl. Thames 2005; Kunicova/Remington 2008; Zittel/Gschwend 2008; Proksch/Slapin 2012), sondern darüber hinaus auch in der Darstellung ihres politischen Werdegangs strukturell unterscheiden.

In methodischer Hinsicht bleibt festzuhalten, dass die inhaltliche Interpretierbarkeit der eindimensionalen Skala, auf der *wordfish* die Dokumente positioniert, hohe Anforderungen an die Strukturiertheit des Textkorpus stellt. Die Texte benötigen einen identischen Redekontext, sollten unabhängig voneinander verfasst worden und soweit wie möglich in formaler Hinsicht standardisiert sein, wobei sich letzteres vorrangig auf die Länge und interne Struktur bezieht.<sup>19</sup> Je mehr der Textkorpus diesen Anforderungen genügt, desto eher können die Positionen der skalierten Dokumente zur Identifikation einer inhaltlichen Dimension beitragen. Die Unabhängigkeit der Texte kann im Kontext parlamentarischer Debatten beeinträchtigt werden, wenn Redner Bezug auf die Argumente ihres Vorgängers nehmen. Die Interpretierbarkeit der Skalierung von Regierungserklärungen kann ebenfalls dadurch eingeschränkt werden, dass sich der Redekontext (volkswirtschaftliche Situation, politische Kultur, etc.) im Zeitverlauf verändert hat. Wäh-

18 Im Rahmen der Präsentation einer vorherigen Version dieses Beitrags verwendete ein Abgeordneter des Deutschen Bundestags hierfür den Begriff „politische Duftmarken setzen“.

19 Die Anzahl der Wörter, die den Abgeordneten für ihre Kurzbiographien in Kürschners Volkshandbuch zur Verfügung steht ist begrenzt. Zudem enthalten die Texte standardmäßig freiwillige Angaben zu Ausbildung, Beruf und Familienstand des Abgeordneten, bevor auf die Stationen und Positionen der politischen Karriere eingegangen wird.

rend Redekontext, wechselseitige Beeinflussung und formale Standardisierung im Falle der Kurzbiographien als eher unproblematisch betrachtet werden können, verfolgen die Abgeordneten mit den Kurzbiographien ambivalente Ziele, die sich zwischen reiner Informationsbereitstellung und strategischer politischer Kommunikation bewegen können. In Ermangelung „objektiver“ Abgeordnetenbiographien können diese Unterschiede nicht eindeutig analytisch getrennt werden. Ein weiteres Problem betrifft die Länge der individuellen Kurzbiographien, welches sich in breiteren Konfidenzintervallen der Positionsschätzungen äußert und die trennscharfe Identifikation der substantiellen Dimension auf Individualebene zusätzlich erschwert.

Trotz dieser Einschränkungen, die stets vor dem Hintergrund der konkreten Anwendung thematisiert und beurteilt werden müssen, konnte gezeigt werden, dass die quantitative Textanalyse flexibel genug ist, um Fragen jenseits der klassischen Parteienforschung zu bearbeiten. In diesem Zusammenhang muss hervorgehoben werden, dass es wenig sinnvoll erscheint die quantitative Textanalyse als alternatives Vorgehen zur qualitativen Inhaltsanalyse zu betrachten. Der hier präsentierte Anwendungsfall im Bereich der politischen Soziologie liefert vielmehr Anknüpfungspunkte für ein *mixed methods*-Design, indem beispielsweise die quantitative Skalierung der Kurzbiographien zur Fallauswahl herangezogen wird. Mit der quantitativen Textanalyse können Regelmäßigkeiten und systematische Unterschiede im Vokabular der Kurzbiographien beschrieben werden. Ein qualitatives Vorgehen kann dazu beitragen, die Genese dieser Texte und vor allem die Motive ihrer Verfasser zu beschreiben.

## Literatur

- Adler, E. S., C. E. Gent und C. Overmeyer, 1998: The Home Style Homepage: Legislator Use of the World Wide Web for Constituency Contact. *Legislative Studies Quarterly* 23 (4): 585-95.
- Bawn, K. und M. F. Thies, 2003: A comparative theory of electoral incentives: representing the unorganized under PR, plurality and mixed-member electoral systems. *Journal of Theoretical Politics* 15 (1), 5-32.
- Benoit, K. und M. Laver, 2006: *Party Policy in Modern Democracies*. London: Routledge.
- Bernauer, J. und T. Bräuningner, 2009: Intra-Party Preference Heterogeneity and Faction Membership in the 15th German Bundestag: A Computational Text Analysis of Parliamentary Speeches. *German Politics* 18: 385-402.
- Best, H., 1982: Recruitment, Careers, and Legislative Behaviour of German Parliamentarians 1848-1953. *Historical Social Research* 23: 20-54.
- Best, H., C. Hausmann und K. Schmitt, 2004: Challenges, failures and final Success. The winding path of German parliamentary leadership groups towards a structural integrated elite 1848-1999. S. 138-195 in: H. Best und M. Cotta (Hg.): *Parliamentary Representatives in Europe 1848-2000. Legislative Recruitment and Careers in Eleven European Countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Black, D., 1958: *The Theory of Committees and Elections*. Cambridge: At the University Press.
- Bundwahlleiter, 2009: Wahl zum 17. Deutschen Bundestag am 27. September 2009. Auszug aus Heft 1. Strukturdaten für die Bundeswahlkreise. [http://www.bundwahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW\\_BUND\\_09/strukturdaten/BTW09\\_Heft1\\_Strukturdaten.pdf](http://www.bundwahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW_BUND_09/strukturdaten/BTW09_Heft1_Strukturdaten.pdf) (20.12.2011).
- Coffé, H. und B. Da Roit, 2011: Party policy positions in Italy after pre-electoral coalition disintegration. *Acta Politica* 46: 25-42.
- Cox, K. E. und L. J. Schoppa, 2002: Interaction Effects in Mixed-Member Electoral Systems. *Comparative Political Studies* 35: 1027-53.
- Crisp, B. F., 2007: Incentives in Mixed-Member Electoral Systems: General Election Laws, Candidate Selection Procedures, and Cameral Rules. *Comparative Political Studies* 40: 1460-1485.
- Downs, A., 1957: *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row.
- Ferrara F., E. S. Herron, M. Nishikawa, 2005: *Mixed Electoral Systems: Contamination and Its Consequences*. New York: Palgrave Macmillan.
- Fenno, R., 1978: *Home Style: House Members in Their Districts*. Glenview, IL: Scott, Foresman.
- Franzmann, S. und A. Kaiser, 2006: Locating Political Parties in Policy Space: A Reanalysis of Party Manifesto Data. *Party Politics* 12: 163-188.
- Gambetta, D., 2009: Signaling. S. 168-194 in P. Hedström und P. Bearman (Hg.): *The Oxford Handbook of Analytical Sociology*. Oxford: Oxford University Press.
- Goldstein, D., 2009: Heuristics. S. 140-167 in P. Hedström und P. Bearman (Hg.): *The Oxford Handbook of Analytical Sociology*. Oxford: Oxford University Press.
- Hibbing, R., 1999: Legislative Careers: Why and How We Should Study Them. *Legislative Studies Quarterly* 24: 149-171.
- Kam, C. D. und R. J. Franzese, 2007: *Modeling and Interpreting Interactive Hypotheses in Regression Analysis*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Karp, J. A., 2009: Candidate Effects and Spill-Over in Mixed Systems: Evidence From New Zealand. *Electoral Studies* 28: 41-50.
- Kittel, B., 2009: Eine Disziplin auf der Suche nach Wissenschaftlichkeit: Entwicklung und Stand der Methoden in der Deutschen Politikwissenschaft. *Politische Vierteljahresschrift* 50: 577-603.

- Klemmensen, R., S. B. Hobolt und M. E. Hansen, 2007: Estimating policy positions using political texts: An evaluation of the Wordscores approach. *Electoral Studies* 26: 746-755.
- Klingemann, H., A. Volkens, J. Bara, I. Budge und M. McDonald, 2006: *Mapping Policy Preferences II: Estimates for Parties, Electors and Governments in Central and Eastern Europe, European Union and OECD 1990-2003*. Oxford: Oxford University Press.
- Klüver, H., 2009: Measuring Interest Group Using Quantitative Text Analysis. *European Union Politics* 10: 535-549.
- Klüver, H., 2011: The contextual nature of lobbying. Explaining lobbying success in the European Union. *European Union Politics* 12: 483-506.
- Kunicova, J. und T. F. Remington, 2008: Mandates, parties and dissent – Effect of electoral rules on parliamentary party cohesion in the Russian State Duma, 1994-2003. *Party Politics* 14: 555-574.
- Kürschners Volkshandbuch, 2009: *Kürschners Volkshandbuch Deutscher Bundestag: 17. Wahlperiode: 2009-2013*. Holzapfel, K.-J. und A. Holzapfel (Hg.). Bad Honnef: NDV.
- Lau, R. R. und D. P. Redlawsk, 2001: Advantages and disadvantages of cognitive heuristics in political decision making. *American Journal of Political Science* 45: 951-971.
- Laver, M. und I. Budge, 1992: *Party Policy and Government Coalitions* (Hg.): Party Policy and Government Coalitions. Houndmills, Basingstoke, Hampshire: The MacMillan Press.
- Laver, M. und K. Benoit, 2002: Locating TDs in Policy Spaces: Wordscoring Dail Speeches. *Irish Political Studies* 17: 59-73.
- Laver, M., K. Benoit und J. Garry, 2003: Extracting policy positions from political texts using words as data. *American Political Science Review* 97: 311-331.
- Lewis, J. B. und D. A. Linzer, 2005: Estimating regression models in which the dependent variable is based on estimates. *Political Analysis* 13: 345-364.
- Lowe, W., K. Benoit, S. Mikhaylov und M. Laver, 2011: Scaling policy positions from coded units of political texts. *Legislative Studies Quarterly* 36(1) 123-155.
- Lowe, W., K. Benoit, 2010: Practical Issues in Text Scaling Models: Estimating Legislator Ideal Points in Multi-party Systems Using Speeches. Konferenzpapier präsentiert auf der MPSA Annual Meeting Chicago 2010.
- Lowe W., 2010: An Introduction to Austin (Fassung vom: 12.08.2010), unveröffentlichtes Manuskript.
- Lowe W., 2011: ‚austin: Do things with words‘. R package version 0.2, <http://www.williamlowe.net/software/austin/> (12.10.2012).
- Manow, P., 2007: Electoral rules and legislative turnover: evidence from Germany's mixed electoral system. *West European Politics* 30 (1), 195-207.
- Manow, P. und M. Nistor, 2009: Wann ist ein Listenplatz sicher? Eine Untersuchung der Bundestagswahlen 1953 bis 2002. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 40 (3), 603-620.
- Marcinkiewicz, K. und M. Tepe, 2012: Politische Positionen in Abgeordnetenbiographien. Eine quantitative Textanalyse der Kurzbiographien aus Kürschners Volkshandbuch für den 8. und 17. Deutschen Bundestag, *Zeitschrift für Politikberatung, Policy Advice and Political Consulting* 5(2): 51-63.
- McDermott, M. L., 2005: Candidate Occupations and Voter Information Shortcuts. *Journal of Politics*, 67: 201-219.
- Monroe, B. L. und P. A. Schrodtt, 2008: Introduction to the Special Issue: The Statistical Analysis of Political Text. *Political Analysis* 16 (4): 351-355.
- Moser, R. G. und E. Scheiner, 2004: Mixed electoral systems and electoral system effects: controlled comparison and crossnational analysis. *Electoral Studies* 23 (4): 575-599.
- Norris, P., 1997: *Passages to Power: Legislative Recruitment in Advanced Democracies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Norris, P., 2001: *Democratic Phoenix: Reinventing Political Activism*. New York: Cambridge University Press.
- Norris, P. und J. Lovenduski, 1995: *Political Recruitment: Gender, Race and Class in the British Parliament*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Pekkanen, R., B. Nyblade, E.S. Krauss, 2006: Electoral Incentives in Mixed Member Systems: Party, Posts, and Zombie Politicians in Japan. *American Political Science Review* 100: 183-193.
- Popkin, S., 1993: Information Shortcuts and the Reasoning Voter. S. 17-36 in: B. Grofman (Hg.): *Information, Participation and Choice: An Economic Theory of Democracy in Perspective*. Ann Arbor: Michigan University Press.
- Proksch, S. O. und J. B. Slapin, 2009a: How to Avoid Pitfalls in Statistical Analysis of Political Texts: The Case of Germany. *German Politics* 18: 323-344.
- Proksch, S. O. und J. B. Slapin, 2009b: Wordfish Manual (Version 1.3). <http://www.mzes.uni-mannheim.de/cms/wordfish/system/files/u2/Wordfish%20Manual.pdf> (20.12.2011).
- Proksch, S. O. und J. B. Slapin, 2010: Position Taking in European Parliament Speeches. *British Journal of Political Science* 40: 587-611.
- Proksch, S. O., J. B. Slapin und M. F. Thies, 2011: Party system dynamics in post-war Japan: A quantitative content analysis of electoral pledges. *Electoral Studies* 30: 114-124.
- Proksch, S. O., J. B. Slapin, 2012: Institutional Foundations of Legislative Speech, *American Journal of Political Science* 56: 520-537.
- Rattinger, H., S. Roßteutscher, R. Schmitt-Beck, W. Weßels, T. Gschwend, H. Schmitt, A. Wüst, T. Zittel: *German Longitudinal Election Study – Kandidatenstudie, Befragung und Strukturdaten*, 04.11.2009-10.05.2010. GESIS, Köln: ZA5318, Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.10377.
- Riker, W. H., 1962: *The Theory of Political Coalitions*. New Haven: Yale University Press.
- Schneider, S. und M. Tepe, 2011: Dr. Wright and Dr. Wrong: Zum Einfluss des Dokortitels auf den Wahlerfolg von Direktkandidaten bei der Bundestagswahl 2009. *Politische Vierteljahresschrift* 52: 248-286.
- Sieberer, U., 2010: Behavioral consequences of mixed electoral systems: Deviating voting behavior of district and list MPs in the German Bundestag. *Electoral Studies* 29: 484-496.
- Slapin, J. B. und S. O. Proksch, 2008: A Scaling Model for Estimating Time-Series Party Positions from Texts. *American Journal of Political Science* 52: 705-722.
- Stratmann, T. und M. Baur, 2002: Plurality rule, proportional representation, and the German Bundestag: how incentives to pork-barrel differ across electoral systems. *American Journal of Political Science* 46 (3), 506-514.
- Thames, F. C., 2005: A house divided – Party strength and the mandate divide in Hungary, Russia, and Ukraine. *Comparative Political Studies* 38: 282-303.
- Thames, F. C., 2007: Discipline and Party Institutionalization in Post-Soviet Legislatures. *Party Politics* 13: 456-477.
- Weinberg, M., 2010: Measuring Governors' Political Orientations Using Words as Data. *State Politics & Policy Quarterly* 10: 96-109.
- Wessels, B., 1997: Germany. S. 76-97 in: P. Norris (Hg.): *Passages to Power. Legislative Recruitment in Advanced Democracies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Zittel, T. und T. Gschwend, 2008: Individualised constituency campaigns in mixed-member electoral systems: Candidates in the 2005 German elections. *West European Politics* 31: 978-1003.

Anschriften der Autoren    Kamil Marcinkiewicz  
Universität Hamburg  
Institut für Soziologie  
Allende Platz 1, Raum 404  
20146 Hamburg  
E-Mail:  
kamil.marcinkiewicz@wiso.uni-hamburg.de

Markus Tepe  
(Korrespondenzautor)  
Universität Oldenburg  
Positive Politische Theorie/Politische Ökonomie  
Ammerländer Heerstraße 114-118,  
26129 Oldenburg  
E-Mail: markus.tepe@uni-oldenburg.de

## Appendix

Tabelle A1 Exemplarische Kurzbiographien

Fraktion	Kurzbiographie	Geschätzte Position
FDP	Abitur <b>1972</b> am Gymnasium Carolinum Osnabrück. Jura-Studium in Erlangen und Münster. Seit <b>1983</b> Rechtsanwalt in Osnabrück. <b>1979</b> Eintritt in die <b>FDP</b> , seit <b>1988</b> Vors. des Bezirksverbands Osnabrück, seit <b>1994</b> Mitgl. des Bundesvorst., <b>Mai 1999/Mai 2001</b> Bundesschatzmeister der <b>FDP</b> , stellv. Landesvors. <b>FDP</b> Niedersachsen. – MdB seit <b>1990</b> ; in der <b>13.</b> WP Vors. Finanzausschuss, in der <b>14.</b> und <b>15.</b> WP stellv. Vors. Finanzausschuss; <b>Okt. 2002/März 2010</b> stellv. Vors. der <b>FDP-Fraktion</b> , <b>Nov. 2009/März 2010</b> finanzpol. Sprecher der <b>FDP-Fraktion</b> .	2.73
CDU/CSU	Studium der Rechtswissenschaften in München und Augsburg, <b>2.</b> Staatsexamen <b>1986</b> , Promotion. Studium der Wirtschaftswissenschaften in Augsburg, Vordiplom für Diplom-Ökonomen <b>1986</b> . Ab <b>1988</b> Bundesministerium für Wirtschaft, zuletzt Ministerialrat. 1991/98 Wirtschaftsreferent der <b>CSU-Landesgruppe</b> , zuletzt persönlicher Referent des Vors. der <b>CSU-Landesgruppe</b> . Mitgl. der <b>CSU</b> seit <b>1974</b> , stellv. Bezirksvors. der <b>CSU-Oberfranken</b> . – MdB seit <b>1998</b> ; seit <b>Okt. 2009</b> Vors. der <b>CSU-Landesgruppe</b> und 1. stellv. Vors. der <b>CDU/CSU-Fraktion</b> .	2.65
SPD	Volksschule. <b>1965/68</b> Lehre als Starkstromelektriker. <b>1969</b> Fachschulreife, <b>1972</b> allgemeine Hochschulreife am Hessenkolleg Kassel. Zivildienst. Studium Mathematik, Physik und Philosophie in Tübingen und Heidelberg, <b>1981</b> Diplomhauptprüfung. Zur Finanzierung des Studiums <b>4</b> Jahre Elektroinstallateur im Handwerk. Aufbau und Betrieb einer selbstverwalteten Jugendbildungsstätte. <b>1979/82</b> wiss. Hilfskraft; <b>1982/86</b> techn. Angestellter, <b>1987/98</b> wiss. Angestellter Rechenzentrum Univ. Heidelberg. Seit <b>1987</b> nebenberufl. selbst. Tätigkeiten. Seit <b>1965</b> Mitgl. IG Metall. Mitgl. <b>SPD</b> seit <b>1966</b> , <b>1986/94</b> und <b>1998/01</b> Vors. der <b>SPD</b> Heidelberg. <b>1989/2000</b> Gemeinderat in Heidelberg, dort <b>1994/2000</b> Vors. der <b>SPD-Fraktion</b> . <b>1989/03</b> Mitgl. im Regionalverband Unterer Neckar. <b>1989/95</b> Aufsichtsrat der Stadtwerke Heidelberg (SWH), <b>1995/2000</b> Verwaltungsrat der Sparkasse und Aufsichtsrat der Heidelberger Versorgungs- und Verkehrsbetriebe (HVV). Mitgl. AWO, ver.di, Werkstatt e. V. – Arbeiten im 3. System und in zahlr. Vereinen und Einrichtungen. Englisch (G). – MdB seit <b>1998</b> .	-1.17

- Grüne **1976/85** Gymnasium in Heepen und Olpe. **1985/92** Studium Musikwiss., Kunstgesch., Film- und Fernsehwiss. Univ. Köln und Frankfurt am Main, **1992/94** Aufbaustudium Journalistik, Öff. Recht; Stendien und div. Praktika. Seit **1991** freie Journalistin und Autorin, freie Medien- und PR-Beraterin und freie Redakteurin. Schluss- und Planungsredakteurin (CvD) ZDF, Mainz. Vorstandsmitgl. und Schatzmeisterin der GARRP (**GRÜNE** und Alternative in den Räten Rheinland-Pfalz e. V.). Seit **2008** Mitgl. Vorst. Verein Rheinessen gegen Rechts e.V., seit **2009** Mitgl. Beirat Bündnis für eine kohlekraftwerksfreie Region Mainz-Wiesbaden e. V.; u. a. Mitgl. Bürgerinitiative Kohlefreies Mainz, Europa-Union, ver.di und Verband alleinerziehender Mütter und Väter, Fördermitgl. Greenpeace, BUND und Verein Open Ohr. Seit **1986** Mitgl. bei **BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN**, **1990/06** Vorstandssprecherin **GRÜNE** Mainz, **2001/06** Sprecherin Landesvorst. **GRÜNE** RLP, **2004/05** Mitgl. Kinderkommission Bundesvorst. **GRÜNE**, seit **2006** Mitgl. Parteirat **GRÜNE** RLP. Seit **2004** Mitgl. Stadtrat Mainz und stellv. Fraktionssprecherin. - MdB seit **Okt. 2009**. -1.32
- Linke **1967/77** Allgemeinbild. Oberschule, **1977/80** Berufsausbildung mit Abitur, Abschluss Facharbeiter für Anlagentechnik, Abitur; **1981/84** Fachschule für Baustofftechnologie, Abschluss Baustofftechnologin. Bis **1990** tätig bei VEB Ziegelwerke Karl-Marx-Stadt, **1991** Mitarbeiterin Bereich Abfallwirtschaft Landratsamt Neustadt/Waldnaab, seit **1992** Gewerkschaftssekretärin beim DGB, seit **2001** Vors. DGB-Region Vogtland/Zwickau, seit **2009** Voirs. DGB-Region Südwestsachsen. **Juli/Okt. 2004** Mitglied d. Sächsischen Landtags. Seit **2007** Mitglied **DIE LINKE**. Gewerkschaftsmitglied seit **1977**, Mitgl. Arbeitsloseninitiative Sachsen e.V. und Reichenbacher Tafel. Trägerin des Ehrenzeichens in Silber für Verdienste um das Handwerk. Englisch (G), Russisch (G).- MdB seit **2005**; arbeitsmarktpolitische Sprecherin der Fraktion **DIE LINKE**. -1.90

---

*Alle fett gedruckten Wörter wurden nicht in der Analyse berücksichtigt.*

Tabelle A2 Definition und Quelle der Variablen

Variable	Definition	Quelle
Geschätzte Position	Position der Kurzbiographien, geschätzt mit Wordfish/Austin	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Direktmandat	Dummy-Variable, Direktmandat = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Direktmandat (kein Vors.)	Dummy-Variable, Direktmandat Et keine Listennominierung oder Listenplatznominierung > als Rangplatz Cut Off = 1, ansonsten 0	Volkshandbuch (2009), Bundeswahlleiter (2009)
Direktmandat (Vorspann)	Dummy-Variable, Direktmandat Et Listenplatznominierung Rangplatz Cut Off = 1, ansonsten 0	Volkshandbuch (2009), Bundeswahlleiter (2009)
B.90/Grüne	Dummy-Variable, Abgeordnete von Bündnis 90/Die Grünen = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Die Linke	Dummy-Variable, Abgeordnete von DIE LINKE = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
FDP	Dummy-Variable, Abgeordnete der Freien Demokratischen Partei = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
SPD	Dummy-Variable, Abgeordnete der Sozialdemokratischen Partei Deutschlands = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
CDU	Dummy-Variable, Abgeordnete der Christlich Demokratischen Union Deutschlands = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
CSU	Dummy-Variable, Abgeordnete der Christlich-Sozialen Union in Bayern = 1, ansonsten 0	
Alter	Metrische Variable, Alter in Jahren	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Frau	Dummy-Variable, Frau = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Pro-Kopf Steueraufkommen	Metrische Variable, Gewerbesteuereinnahmen im Wahlkreis (2007) dividiert durch die Einwohnerzahl (für Listenabgeordnete gelten die Mittelwerte des jeweiligen Bundeslandes)	Bundeswahlleiter (2009)
60plus	Metrische Variable, Anteil der Wahlkreisbevölkerung über 60 Jahre (für Listenabgeordnete gelten die Mittelwerte des jeweiligen Bundeslandes)	Bundeswahlleiter (2009)
Arbeitslosigkeit	Metrische Variable, Arbeitslosenquote im Dezember 2008 (für Listenabgeordnete gelten die Mittelwerte des jeweiligen Bundeslandes)	Bundeswahlleiter (2009)

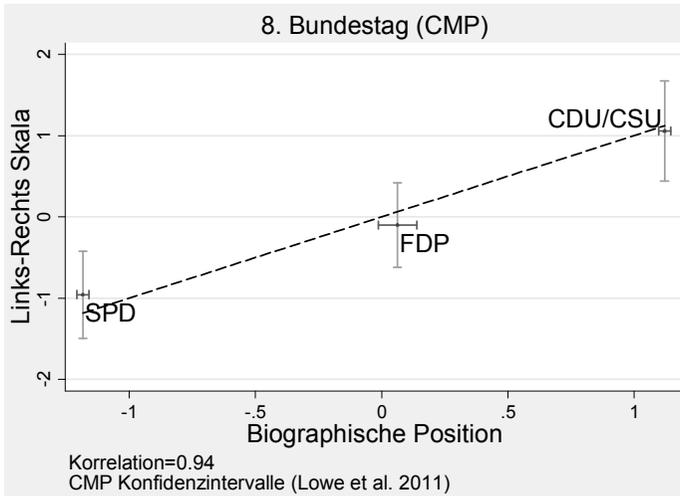
## Online Appendix

Tabelle A1 Liste der „ausgeschlossenen“ Wörter

apr	cdu-bezirksvorstands	januar
cdu-stadtverb	csu-fraktionsvorst	cdu-kreisvors
fdp-kreistagsmitgl	fdp-verbandsgemeindever-	dezember
april	bandes	ju
cdu-stadtverband	cdu-bfa	cdu-kreisvorsitzende
fdp-kreisverb	csu-gemeindevors	fdj
aug	fdp-vors	ju-bezirksverb
cdu-stadtverbandes	cdu-bundesausschuss	cdu-kreisvorst
fdp-kreisverband	csu-generalsekretärin	fdj-kreisleitung
august	feb	ju-bezirksvors
cdu-stadtverbandsvors	cdu-bundesfachausschuss	cdu-kreisvorstand
fdp-kreisverbandes	csu-grundsatzkommission	fdp
b90	februar	ju-bundesvorstand
cdu-vorstandsmitgl	cdu-bundesgeschäftsstelle	cdu-landesfachausschuss
fdp-kreisverbands	csu-kreistagsfraktion	fdp-abgeordneten
b90/die	frauenunion	jugend
cdu-wirtschaftsrat	cdu-bundesvorst	cdu-landesgruppe
fdp-kreisvors	csu-kreisverb	fdp-arbeitskreis
b90/grüne	frauen-union	ju-kreisverband
csa	cdu-bundesvorstand	cdu-landesgruppemvors
fdp-kreisvorst	csu-kreisvors	fdp-bayern
bü90	friedrich-ebert-stiftung	ju-kreisvors
csu	cdu-bürgerschaftsfraktion	cdu-landesverb
fdp-landesgruppe	csu-kreisvorst	fdp-bezirk
bündnis	friedrich-naumann-stiftung	ju-kreisvorst
csu-arbeitnehmergruppe	cdu-csu-fraktion	cdu-landesvors
fdp-landesverband	csu-kreisvorstandsmitgl	fdp-bezirksverb
bündnis90	grün-alternative	jul
csu-bezirk	cdu-fraktion	cdu-landesvorst
fdp-landesvorsitzenden	csu-landesgruppe	fdp-bezirksvorst
cda	grün-alternative-liste	ju-landesausschuss
csu-bezirksverbandes	cdu-fraktionsvors	cdu-landtagsfraktion
fdp-landesvorst	csu-landesleitung	fdp-bezirksvorstand
cda-bundesschatzmeister	grün-alternativen	ju-landesvorst
csu-bezirksverbands	cdu-gemeinderatsfraktion	cdu-lfa
fdp-landesvorstand	csu-mittelstandsunion	fdp-bundesfachausschuss
cda-bundesvors	grüne	ju-landesvorstand
csu-bezirksvors	cdu-gemeindeverb	cdu-mdb
fdp-landtagsfraktion	csu-oberfranken	fdp-bundesgeschäftsstelle
cda-mitgl	grüne	juli
csu-bezirksvorst	cdu-generalsekretärs	cdu-mehrheitsfraktion
fdp-mdb	csu-ortsverbände	fdp-bundesmedienkommission
cdj	grünen	julis
csu-bezirksvorstandschafft	cdu-kreisschatzmeister	cdu-mittelstandsvereinigung
fdp-mitgl	csu-ortsvors	fdp-bundespartei
cdu	grünen	ju-mitgl
csu-bundestagsfraktion	cdu-kreistagsabg	cdu-ortsunion
fdp-ortsverb	csu-parlamentskreis	fdp-bundestagsfraktion
cdu-bezirksverb	grünen-fraktion	jun
csu-delegation	cdu-kreistagsfraktion	cdu-ortsverb
fdp-ortsverband	csu-parteiorst	fdp-bundesvorst
cdu-bezirksverband	grünen-hochschulgruppe	junge
csu-finanzkommission	cdu-kreisverb	cdu-ortsverband
fdp-ratsfraktion	csu-präsidium	fdp-bundesvorstand
cdu-bezirksverbands	hanns-seidel-stiftung	jugen
csu-fraktion	cdu-kreisverband	cdu-ortsverbandes
fdp-stadtratsfraktion	csu-stadtratsfraktion	fdp-delegierte
cdu-bezirksvorst	jan	jungliberale
csu-fraktionsvors	cdu-kreisverbandes	cdu-ortsvors
fdp-stadtverb	dez	fdp-fraktion

jungsozialisten	spd-kreiverbandes	spd-regionalverbands
cdu-ortsvorstand	ju-verband	pds
fdp-fraktionsvors	spd-landesgruppe	spd-regionalvorstand
juni	ju-vors	pds-bezirksvors
cdu-ratsfraktion	spd-landesparteirat	spd-stadtbezirk
fdp-fraktionsvorsitzendenkon-	konrad-adenauer-stiftung	pds-bundestagsfraktion
ferenz	spd-landesverb	spd-stadtratsfraktion
ju-ortsverband	kpv	pds-bundesvorstand
cdu-saar	spd-landesverband	spd-stadtverb
fdp-gemeinderatsfraktion	kpv-bundesvorstand	pds-fraktion
ju-ortsvorst	spd-landesvorsitzenden	spd-stadtverbands
cdu-stadtbezirksverb	liberale	pds-fraktionsvors
fdp-kreis	spd-landesvorst	spd-stuttgart
juso	liberalen	rosa-luxemburg-stiftung
cdu-stadtratsfraktion	spd-landtagsabgeordneten	spd-unterbez
fdp-kreistagsfraktion	liberaler	sdp
juso-ag	spd-landtagsfraktion	spd-unterbezirk
juso-arbeit	linke	sed
spd-fraktion	spd-mitgl	spd-unterbezirks
juso-bezirk	linke.saarpfalz	sed-kreisleitung
spd-fraktionsvors	spd-ortsverein	spd-unterbezirksvors
juso-bezirksvors	linken	sep
spd-fraktionsvorst	spd-ortsvereins	spd-unterbezirksvorst
juso-bundesvors	linksfraktion	september
spd-fraktionsvorstands	spd-ortsvereinsvors	spd-verb
juso-hochschulgruppe	linksjugend	spd
spd-gemeinderatsfraktion	spd-ortsvereinsvorst	spd-vors
juso-kreisvors	linkspartei	spd-ag
spd-gemeindeverbandes	spd-ortsvors	spd-vorst
juso-landesverb	linkspartei.pds	spd-arbeitsgemeinschaft
spd-grundwertekommission	spd-parteirrat	wahlalternative
juso-landesvors	maerz	spd-arbeitsgruppe
spd-hessen-süd	spd-parteiivorst	wasg
juso-ortsvors	mai	spd-bezirk
spd-kreistagsfraktion	spd-parteiivorstand	
jusos	märz	spd-bezirks
spd-kreisverb	spd-präsidium	
juso-unterbezirks	mrz	spd-bezirksfraktion
spd-kreisverband	spd-präsidiums	spd-bezirksvors
juso-unterbezirksvorstand	nov	spd-bezirksvorst
spd-kreisverbandes	spd-ratsfraktion	spd-bezirksvorstand
juso-vors	november	spd-bundesparteirat
spd-kreisvors	spd-region	spd-bundestagsfraktion
juso-vorst	okt	spd-bundesvorst
spd-kreisvorst	spd-regionalverb	spd-bundesvorstand
ju-stadtverbands	oktober	spd-eintritt

Abbildung A1 Positionen der auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien für die 8. Legislaturperiode



*z-standardisierte Werte.*

Tabelle A2 Determinanten der geschätzten Position (OLS)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
<i>Abhängige Variable: Geschätzte Position der Kurzbiographie</i>							
Direktmandat	0.0601 [0.12]	0.006 [0.16]	-0.754** [0.34]	0.362 [0.22]	0.395* [0.20]		
Alter (in Jahren)	-0.000 [0.01]	-0.001 [0.01]	-0.006 [0.01]	0.007 [0.01]	-0.001 [0.01]	-0.014 [0.01]	0.004 [0.01]
Frau	0.0623 [0.11]	0.0832 [0.11]	0.143 [0.21]	0.165 [0.19]	0.151 [0.14]	0.0878 [0.21]	0.135 [0.20]
Steueraufkommen	0.151* [0.09]	0.151* [0.09]	0.210* [0.12]	0.135 [0.18]	0.191* [0.10]	0.232** [0.11]	0.214 [0.19]
60plus	-0.107*** [0.04]	-0.106*** [0.03]	-0.0832* [0.05]	-0.111* [0.06]	-0.094** [0.04]	-0.0676 [0.05]	-0.102 [0.07]
Arbeitslosigkeit	0.039** [0.02]	0.058*** [0.02]	-0.005 [0.03]	0.030 [0.04]	0.008 [0.02]	-0.032 [0.03]	0.034 [0.04]
CDU/CSU/FDP	0.252** [0.12]						
CSU		0.848*** [0.24]					
FDP		0.171 [0.24]					
SPD		-0.0300 [0.16]					
Grüne		-0.0990 [0.25]					
Linke		-0.389* [0.22]					
CDU					0.826** [0.35]		
CDU x Direktmandat					-1.109*** [0.39]		
Direktmandat (kein Vors.)						-1.057*** [0.34]	0.155 [0.25]
Direktmandat (Vorspann)						-0.267 [0.37]	0.761*** [0.28]
Konstante	2.208** [0.92]	2.216** [0.95]	2.981** [1.30]	1.981 [1.67]	2.035** [1.02]	3.256** [1.26]	1.777 [1.74]
Abgeordnete (N)	622	622	194	146	340	194	146
Fraktionen	alle	alle	CDU	SPD	CDU & SPD	CDU	SPD
Angepasstes R2	0.023	0.043	0.047	0.020	0.045	0.093	0.038
AIC	2138.3	2129.4	683.7	462.1	1143.1	675.0	460.4
BIC	2173.7	2182.6	706.5	483.0	1177.5	701.2	484.3

OLS mit robusten Standardfehlern in eckigen Klammern, \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Tabelle A3 Determinanten der geschätzten Position (WLS)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
<i>Abhängige Variable: Geschätzte Position der Kurzbiographie</i>							
Direktmandat	0.175 [0.12]	0.0984 [0.17]	-0.643* [0.34]	0.502** [0.22]	0.515** [0.23]		
Alter (in Jahren)	-0.004 [0.01]	-0.005 [0.01]	-0.013 [0.01]	0.006 [0.01]	-0.005 [0.01]	-0.021* [0.01]	0.002 [0.01]
Frau	0.169 [0.13]	0.193 [0.13]	0.342 [0.27]	0.194 [0.21]	0.265 [0.17]	0.279 [0.26]	0.150 [0.21]
Steueraufkommen	0.168* [0.10]	0.160* [0.09]	0.238* [0.13]	0.127 [0.20]	0.214** [0.11]	0.266** [0.13]	0.212 [0.21]
60plus	-0.143*** [0.04]	-0.142*** [0.04]	-0.106* [0.06]	-0.136* [0.07]	-0.115*** [0.04]	-0.0887 [0.06]	-0.121* [0.07]
Arbeitslosigkeit	0.053*** [0.02]	0.069*** [0.02]	0.002 [0.03]	0.025 [0.04]	0.011 [0.02]	-0.024 [0.03]	0.028 [0.04]
CDU/CSU/FDP	0.201 [0.13]						
CSU		0.869*** [0.26]					
FDP		0.164 [0.23]					
SPD		0.0933 [0.18]					
Grüne		-0.229 [0.25]					
Linke		-0.347 [0.22]					
CDU					0.712** [0.33]		
CDU x Direktmandat					-1.137*** [0.39]		
Direktmandat (kein Vors.)						-0.943*** [0.35]	0.275 [0.25]
Direktmandat (Vorspann)						-0.121 [0.37]	0.989*** [0.33]
Konstante	2.697*** [1.04]	2.756*** [1.04]	3.311** [1.55]	2.386 [1.93]	2.396** [1.19]	3.540** [1.52]	2.063 [1.92]
Abgeordnete (N)	622	622	194	146	340	194	146
Fraktionen	alle	alle	CDU	SPD	CDU & SPD	CDU	SPD
Angepasstes R2	0.035	0.055	0.062	0.040	0.061	0.106	0.061
AIC	2190.4	2181.4	691.9	473.6	1163.8	683.4	471.4
BIC	2225.8	2234.6	714.7	494.5	1198.3	709.5	495.2

WLS, Standardfehler in eckigen Klammern, \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Tabelle A4 Alternative Cut-Off Rangplätze für den Vorspann-Kontaminationseffekt

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
	<i>Abhängige Variable: Geschätzte Position der Kurzbiographie</i>			
	Cut-Off Rangplatz 10	Cut-Off Rangplatz 10	Cut-Off Rangplatz 15	Cut-Off Rangplatz 15
Direktmandat (kein Vorspann)	-1.060*** [0.35]	0.117 [0.26]	-1.065*** [0.36]	0.0415 [0.27]
Direktmandat (Vorspann)	-0.541 [0.34]	0.643** [0.27]	-0.613* [0.33]	0.673*** [0.26]
Alter (in Jahren)	-0.0115 [0.01]	0.00431 [0.01]	-0.0116 [0.01]	0.00455 [0.01]
Frau	0.0503 [0.25]	0.112 [0.20]	0.0320 [0.26]	0.0922 [0.20]
Steueraufkommen	0.232* [0.12]	0.246 [0.20]	0.229* [0.12]	0.274 [0.20]
60plus	-0.0936* [0.06]	-0.0975 [0.07]	-0.0890 [0.06]	-0.0969 [0.07]
Arbeitslosigkeit	-0.0225 [0.03]	0.0345 [0.04]	-0.0171 [0.03]	0.0376 [0.04]
Konstante	3.679** [1.52]	1.561 [1.84]	3.518** [1.52]	1.477 [1.83]
Abgeordnete (N)	194	146	194	146
Fraktionen	CDU	SPD	CDU	SPD
Angepasstes R2	0.035	0.055	0.062	0.040
AIC	2190.4	2181.4	691.9	473.6
BIC	2225.8	2234.6	714.7	494.5

FGLS mit bekannter Varianz, Standardfehler in eckigen Klammern, \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

## Simulieren oder fragen?

*Strategien zur Ermittlung der politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung am Beispiel der Europawahlen 2009*

## To Ask or To Simulate?

*Estimating the Political Effects of Low Turnout at the 2009 European Parliament Elections*

*Patrick Bernhagen und Richard Rose*

### *Zusammenfassung*

Die politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung sind immer ein wiederkehrendes Thema politischer und politikwissenschaftlicher Debatten. Insbesondere wird diskutiert, ob bestimmte Parteien durch eine niedrige Beteiligung benachteiligt und andere bevorteilt werden. Um dies zu prüfen, werden in der Literatur unterschiedliche Herangehensweisen vorgeschlagen. Zum einen werden Nichtwähler nach der Wahl zu ihren hypothetischen Wahlentscheidungen befragt. Zum anderen werden diese nicht getroffenen Entscheidungen durch statistische Modelle prädiziert. In diesem Beitrag werden die Wahlentscheidungen der Nichtwähler in der Europawahlstudie 2009 durch multiple Imputation simuliert. Die Simulation zeigt, dass dutzende Parteien zum Teil erhebliche Gewinne und Verluste zu erwarten hätten, wenn die Wahlbeteiligung bei den EP-Wahlen die der jeweils vorausgegangenen nationalen Hauptwahl erreicht hätte. Ferner werden die so ermittelten Beteiligungseffekte mit den Ergebnissen eines alternativen Ansatzes verglichen, welcher auf der Selbstauskunft der Nicht-

### *Abstract*

The political effects of low turnout at elections are a recurring theme in politics and political science. Particular interest concerns the possibility that certain parties might gain and others lose from low voter turnout. Different methods have been proposed to estimate these effects. Some authors ask self-reported non-voters in surveys how they would have voted had they voted. Others predict these hypothetical vote choices statistically. We contribute to the discussion by simulating the vote choices of abstainers with the help of multiple imputation, using data from the 2009 European Election Study. The simulations show that numerous parties would have incurred considerable gains and losses compared to the actual results if the turnout at the 2009 EP election had reached the levels recorded at the preceding first-order election in each member state. We also compare our counterfactual election results with findings based on the reported hypothetical vote choices of non-voters in the 2009 European Election Study. Estimates of turnout effects based on multiple imputation are on aver-

wähler in der Europawahlstudie basiert. Die Simulation durch multiple Imputation zeigt durchschnittlich höhere Beteiligungseffekte als die kontrafaktische Selbstauskunft. Die Differenzen sind dabei unabhängig sowohl von der Größe der Beteiligungseffekte als auch von der Anzahl der Parteien.

age larger than those based on non-voters' reported hypothetical vote choices. The differences depend neither on the size of the turnout effects nor on the number of parties.

## 1 Die politischen Folgen niedriger Beteiligung bei Nebenwahlen

Die politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung sind ein immer wiederkehrendes Thema politischer und politikwissenschaftlicher Debatten. Insbesondere wird diskutiert, ob bestimmte Parteien durch eine niedrige Beteiligung benachteiligt und andere bevorteilt werden. Dies könnte weitreichende Folgen für die Qualität politischer Repräsentation haben (Lijphart 1997). Niedrige Wahlbeteiligung kann das Wahlergebnis beeinflussen, wenn die Anhänger unterschiedlicher Parteien unterschiedliche Beteiligungsraten aufweisen.<sup>1</sup> Dann wären bestimmte soziale Gruppen oder politische Interessen über- und unterrepräsentiert, was wiederum Auswirkungen auf die Gesetzgebung haben könnte (Griffin/Newman 2005; Hill/Leighley/Hinton-Andersson 1995). Die Forschung zu derartigen Beteiligungseffekten hat zu gemischten Ergebnissen geführt, wobei die Befunde teilweise von der Methode abzuhängen scheinen. Aggregatdatenanalysen berichten vielfach nennenswerte Beteiligungseffekte (DeNardo 1980; Hansford/Gomez 2010; Pacek/Radcliff 1995). Hingegen zeigen Studien auf der Basis von Umfragedaten individueller Wähler und Nichtwähler zumeist kleine und wenig signifikante Konsequenzen niedriger Wahlbeteiligung an (Bernhagen/Marsh 2007; Citrin/Schickler/Sides 2003; Tóka 2004). Bei der Analyse von Umfragedaten stehen wiederum zwei prinzipielle Herangehensweise zur Auswahl. Zum einen können Nichtwähler in Umfragen zu ihren hypothetischen Wahlentscheidungen befragt werden. Zum anderen können diese nicht getroffenen Entscheidungen durch statistische Modelle prädiziert werden. In diesem Beitrag werden die Wahlentscheidungen der Nichtwähler bei der Europawahl 2009 durch multiple Imputation (MI) simuliert. Anschließend werden die Ergebnisse der beiden Methoden miteinander verglichen.

1 Alle Personen- und Funktionsbezeichnungen in diesem Beitrag gelten für Männer und Frauen in gleicher Weise. Soweit bei der Bezeichnung von Personen oder der Verwendung von Pronomen die männliche Form benutzt wird, schließt diese Frauen und die weibliche Form ausdrücklich mit ein.

Bei hoher Wahlbeteiligung gibt es nur einen geringen Spielraum, in dem etwaig unterschiedliche Parteipräferenzen von Wählern und Nichtwählern wirksam werden könnten. Die Wahlenthaltung kann hingegen folgenreicher sein, wenn sich größere Teile der Wahlbevölkerung enthalten und die Nichtwähler überproportional bestimmten sozialen oder politischen Gruppen angehören. Die Wahlen zum Europäischen Parlament (EP) sind durch hinreichend niedrige Wahlbeteiligungsraten gekennzeichnet, dass sie bezüglich dieser Fragestellung als natürliches Quasiexperiment verstanden werden können. Seit der Einführung direkter Wahlen im Jahr 1979 weisen Europawahlen Beteiligungsraten auf, die deutlich unter den jeweiligen nationalen Hauptwahlbeteiligungen liegen (Schmitt/Mannheimer 1991). Dies ist ein Ausdruck des Nebenwahlcharakters von EP-Wahlen (Reif/Schmitt 1980) und gilt auch für die EP-Wahl im Juni 2009: Im Durchschnitt der 27 Mitgliedsländer erreichte die Beteiligung bei der EP-Wahl mit 46 % nur etwa zwei Drittel der Beteiligungsraten der jeweils vorangegangenen nationalen Hauptwahlen, die durchschnittlich bei 71 % lagen. Hierbei gab es jedoch beachtliche Varianz zwischen den Mitgliedsländern. In einigen Ländern (z. B. Litauen, den Niederlanden, Polen, Slowenien, der Slowakei und Tschechien) erreichte die Europawahlbeteiligung weniger als die Hälfte der nationalen Hauptwahlbeteiligung, während die Europawahlbeteiligungen in Italien und Malta nur knapp 20 % unter den Hauptwahlbeteiligungen lag.

Der Nebenwahlcharakter der Europawahlen beinhaltet eine weitere nützliche Eigenschaft für die Ermittlung von Beteiligungseffekten: Die kontrafaktische Beteiligungsrate, die zur Ermittlung von Beteiligungseffekten angelegt werden muss, lässt sich für jedes Mitgliedsland individuell aus der Beteiligungsrate der nationalen Hauptwahlbeteiligung ableiten, ohne dass ein willkürliches oder unrealistisch hohes Partizipationsniveau bemüht werden muss. Während Lijphart (1997) insistiert, dass nur eine Wahlbeteiligung von 100 % dem demokratischen Anspruch gleicher Repräsentation genüge, weisen Kohler und Rose (2010) darauf hin, dass eine derartige Wahlbeteiligung nicht einmal durch Wahlpflichtregelungen erreicht wird. In Ermangelung anderer plausibler Richtwerte stellt die Wahlbeteiligung bei Hauptwahlen einen realistischen Wert dar, der die länderspezifischen institutionellen und politisch-kulturellen Kontexte adäquat widerspiegelt (vgl. van der Eijk/van Egmond 2007).

Im Folgenden stellen wir zunächst die beiden alternativen Strategien zur Ermittlung der politischen Konsequenzen niedriger Wahlbeteiligung anhand von Umfragedaten vor. Danach vergleichen wir die Beteiligungseffekte in den einzelnen Mitgliedsländern nach Maßgabe der beiden Methoden. Abschließend diskutieren

wir die Unterschiede in den Ergebnissen sowie die Vor- und Nachteile der beiden Methoden und zeigen zukünftigen Forschungsbedarf auf.

## 2 Strategien zur Ermittlung politischer Folgen niedriger Wahlbeteiligung

Um zu prüfen, ob niedrige Wahlbeteiligungen Auswirkungen auf Wahlergebnisse haben, werden in der Literatur unterschiedliche Herangehensweisen vorgeschlagen.<sup>2</sup> Ein Ansatz nutzt Umfragedaten, um die Meinungen von Wählern und Nichtwählern in Bezug auf ideologische Einstellungen und politische Präferenzen zu vergleichen. Einige Studien beschränken sich dabei auf bestimmte politische Themen, wie z. B. sozial- und wirtschaftspolitische Fragen, sowie auf allgemeine ideologische Einstellungen (Bennett/Resnick 1990; Studlar/Welch 1986). Andere beziehen auch parteipolitische Präferenzen ein (Highton/Wolfinger 2001) oder fragen die erklärten Nichtwähler in Nachwahlstudien direkt, wie sie gewählt hätten, wenn sie denn gewählt hätten (Campbell et al. 1960, 110f.). Eine verfeinerte Version dieses Ansatzes kommt in einer jüngst veröffentlichten Untersuchung zu Beteiligungseffekten bei den Europawahlen 2009 zum Einsatz (van der Eijk/Schmitt/Sapir 2010). Zum Vergleich der beiden Methoden soll diese Untersuchung so weit wie möglich repliziert werden.

### 2.1 Selbstauskünfte erklärter Nichtwähler

Die Schätzung des kontrafaktischen Stimmverhaltens der Nichtwähler durch van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) stützt sich auf die entsprechenden Selbstauskünfte der erklärten Nichtwähler, die in der Wählerumfrage der Europawahlstudie 2009 (van Egmond et al. 2010) direkt danach befragt wurden.<sup>3</sup> Auf dieser Grundlage ermitteln van der Eijk/Schmitt/Sapir dann die Stimmanteile der Parteien für die kontrafaktische Situation, dass die Wahlbeteiligung so hoch gewesen wäre, wie bei der jeweils vorangegangenen nationalen Hauptwahl. Da sich sowohl die angegebene Wahlbeteiligung als auch die Parteienwahl in Umfragedaten oft signifikant von den offiziellen Wahlergebnissen unterscheiden, benutzen die Autoren Gewichtungsfaktoren, um die in der Umfrage berichteten Häufigkeiten den offiziellen Wahlbeteiligungen

2 Wir konzentrieren uns hier auf Analysen von Individualdaten. Für einen Überblick aller Ansätze siehe Lutz/Marsh 2007.

3 Die Frage in der deutschen Version des Fragebogens lautet: „Wenn Sie bei der Europawahl gewählt hätten: Für welche Partei hätten Sie gestimmt?“

und Stimmanteilen anzupassen. Die gewichteten Stimmanteile der Nichtwähler mit hypothetischer Wahlentscheidung werden dann zu den gewichteten Stimmanteilen der Wähler hinzuaddiert. Das Gewicht für die Nichtwähler passt diese entsprechend der offiziellen Wahlbeteiligung bei der jeweils letzten nationalen Hauptwahl vor der Europawahl 2009 an (van der Eijk/Schmitt/Sapir 2010, S. 605). Die so ermittelten Wahlbeteiligungseffekte sind „verschwindend gering“.

Die Schlüsse bezüglich der so ermittelten politischen Konsequenzen niedriger Wahlbeteiligung unterliegen mehreren Vorbehalten. Zunächst ist es unklar, inwiefern Nichtwähler in der Lage sind, eine verlässliche Auskunft über Wahlentscheidungen zu geben, die sie in Wirklichkeit gar nicht getroffen haben. Darüber hinaus liegt das tatsächliche Wahlergebnis zum Zeitpunkt der Wahlstudie in der Regel bereits vor. Daher dürften die hypothetischen Stimmangaben der Nichtwähler einem Mitläufereffekt unterliegen (vgl. Pettersen/Rose 2007). Einflüsse sozialer Erwünschtheit erschweren es überdies Nichtwählern, sozial unerwünschte Entscheidungen, etwa zugunsten rechtsextremer Parteien, in einer Umfrage hypothetisch zu treffen. Zwar gibt es derartige Effekte auch bei tatsächlichen Wählern. Insbesondere der Einfluss sozialer Erwünschtheit dürfte jedoch bei Auskünften über hypothetisches Verhalten grösser sein als auf Berichten über tatsächliches Verhalten (vgl. Karp/Brockington 2005; Klein/Kühhirt 2010, S. 82). In jedem Fall sind Antworten auf die Frage, für welche Partei Befragte gestimmt hätten, die gar nicht gewählt haben, weniger reliabel als sowohl demographische Angaben wie auch Selbstauskünfte zu bestehenden Einstellungen (Brunell/DiNardo 2004, S. 31).

Des Weiteren wird davon ausgegangen, dass Nichtwähler ihre parteipolitischen Präferenzen beibehielten, wenn sie zu Wählern würden. Aber sowohl die individuellen Parteipräferenzen als auch die individuelle Neigung zur Wahlbeteiligung sind Bestandteile eines integrierten, wenngleich multidimensionalen Einstellungsprofils (Bernhagen und Marsh 2010). Es ist daher möglich, dass eine Veränderung auf der einen Dimension (Neigung zu politischer Beteiligung) eine Veränderung auf der anderen (Neigung, für eine bestimmte Partei zu stimmen) verursacht.

## 2.2 Simulation durch statistische Prädiktion

In Anbetracht dieser Vorbehalte sollten alternative Ansätze zur Analyse von Beteiligungseffekten in Betracht gezogen werden. Ebenfalls auf der Basis von Wahlstudien ist es möglich, die kontrafaktischen Entscheidungen der Nichtwähler mithilfe statistischer Modelle zu ermitteln. Hierzu werden die hypothetischen Wahlentscheidungen der Nichtwähler, zumeist auf der Basis multinomialer Logit-Regression, geschätzt. Die Ergebnisse werden dann bis zu der jeweils gewünschten kontrafak-

tischen Wahlbeteiligungsrates zu den tatsächlichen Wählern hinzuaddiert (Citrin/Schickler/Sides 2003; Martinez/Gill, 2005).

Ein Nachteil dieses Ansatzes liegt in der notwendigen Annahme, dass Nichtwähler dasselbe Wahlverhalten an den Tag legen würden wie diejenigen Wähler, mit denen sie eine Reihe soziodemographischer Merkmale und politischer Einstellungen teilen, auf denen die Prädiktion der Wahlentscheidung im Maximum-Likelihood-Modell beruht. Diese Annahme ist vor allem deshalb problematisch, weil die Parteipräferenzen der Nichtwähler von denen der Wähler in vergleichbaren sozialen oder ideologischen Gruppen abweichen können. Diese Möglichkeit soll durch die Simulation der Parteipräferenzen der Nichtwähler ja gerade geprüft werden. Der Unsicherheit bezüglich dieser Annahme kann durch die Schätzung kontrafaktischer Wahlentscheidungen durch multiple Imputation Rechnung getragen werden.

Das grundsätzliche Problem, von beobachtetem (bzw. berichtetem) auf kontrafaktisches Wahlverhalten zu schließen wird durch multiple Imputation nicht ausgeräumt, es kann aber eingedämmt werden (Allison 2002; Rubin 1976; King et al. 2001). Bei diesem Verfahren, das zum Auffüllen von Datenlücken durch Schätzwerte entwickelt wurde, werden für jeden fehlenden Wert gleich mehrere (üblicherweise fünf oder zehn) voneinander unabhängige Schätzwerte in sukzessiven Imputationsschritten produziert. Dadurch wird die Annahme gleicher Parteienwahl von demographisch und einstellungsmäßig gleichen Wählern und Nichtwählern gelockert. Dies geschieht mit Hilfe eines Regressionsmodells, zu dessen prädizierten Werten für die fehlenden Daten eine Zufallskomponente hinzugefügt wird. Dies führt dann zu einer entsprechenden Anzahl (in der vorliegenden Untersuchung: zehn) vervollständigter Datenmatrizen, anhand derer dann die interessierenden Werte (hier: Stimmanteile) ermittelt werden. Aufgrund der Zufallskomponente sind die imputierten Werte in den vervollständigten Datensätzen regelmäßig leicht unterschiedlich. Die Ergebnisse dieser parallelen Berechnungen werden schließlich gemittelt, wobei die Standardfehler so kombiniert werden, dass sowohl die Varianz innerhalb als auch die Varianz zwischen den vervollständigten Datensätzen in die Schätzung der Streuung mit eingehen.

Die Berechnung der Standardfehler der Schätzungen wurde von Rubin (1976) entwickelt und erfolgt in drei Schritten. Zunächst werden die Standardfehler der zehn Schätzwerte der Stimmenanteile ( $p$ ) einer Partei quadriert und der Mittelwert berechnet. Dann wird die Varianz der Schätzwerte über die zehn Datensätze hinweg berechnet. In einem dritten Schritt werden die Ergebnisse der ersten beiden Schritte addiert und gewichtet, um die Verzerrung zu kompensieren, die sich aus der endlichen Zahl der Imputationen ergibt, bevor schließlich die Wurzel gezogen wird:

$$\text{Standardfehler}(\bar{p}) = \sqrt{\frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} s_j^2 + \left(1 + \frac{1}{10}\right) \left(\frac{1}{10-1}\right) \sum_{j=1}^{10} (p_j - \bar{p})^2}$$

wobei  $s_j$  der Standardfehler von  $p$  in Datensatz  $j$  ist.

Um Füllwerte zu erlangen, die frei von systematischem Fehler sind, müssen die fehlenden Parteiwahldaten „missing at random“ (MAR) sein. Dies wäre der Fall, wenn die Wahlenthaltung unabhängig von der Parteienwahl ist, solange andere relevante Einflussgrößen kontrolliert werden. Ob diese Annahme zutrifft, ist üblicherweise nicht bekannt. Jedoch ist sie realistischer als die Identitätsannahme der Parteipräferenzen von Wählern und Nichtwählern mit ähnlichen sozioökonomischen und Einstellungsprofilen, die den einfachen Maximum-Likelihood-Prädiktionen unterliegt. Darüber hinaus nimmt die Plausibilität der MAR-Annahme zu, wenn ein gesättigtes Imputationsmodell zur Verfügung steht, in dem mindestens eine Variable vollständig beobachtet ist (Collins et al. 2001). Diese Bedingung ist im Falle der Europawahlstudie 2009 gegeben. Aufgrund der Zufallskomponente und der Berechnung der Standardfehler nach Rubins Methode hat das Verfahren gegenüber einfacher Maximum-Likelihood-basierter Prädiktion ferner den Vorteil, eine realistischere (i. d. R. größere) Messunsicherheit bei der Ermittlung der Imputationen anzugeben. Schließlich macht das Verfahren von den gesamten verfügbaren Daten Gebrauch, wohingegen bei der Maximum-Likelihood-Schätzung Fälle mit fehlenden Beobachtungen außer Betracht gelassen werden. Deshalb kann ein gesättigtes Imputationsmodell zur Anwendung gebracht werden, ohne dass Datenverlust in Kauf genommen werden muss.

Das Verfahren wurde bisher auf die Ermittlung von Beteiligungseffekten bei nationalen Hauptwahlen angewandt (Bernhagen/Marsh 2007; 2010). Es ist durch Honaker, King und Blackwells Amelia II-Programm in einer benutzerfreundlichen Fassung verfügbar.<sup>4</sup> Die Imputation der fehlenden Werte durch Amelia II basiert auf einem Expectation-Maximization-Algorithmus. Dieser beginnt mit einem multivariaten Modell, dessen Parameter zufällig gewählt sind. Dann werden abwechselnd die Zuordnung der Daten zu den einzelnen Teilen des Modells und die Parameter des Modells aufgrund der neuesten Zuordnung verbessert. Der Algorithmus endet, wenn keine wesentliche Verbesserung mehr stattfindet (vgl. Honaker/King 2006). Unser Imputationsmodell enthält einen umfassenden Satz von Standardprädiktoren sowohl der Wahlbeteiligung als auch der Parteienwahl und wird für jedes Mitgliedsland getrennt angewandt. Eine detaillierte Aufstellung der Variablen befindet

4 *Amelia II: A Program for Missing Data* ist erhältlich unter <http://gking.harvard.edu/amelia/>. Für die vorliegende Untersuchung wurde Version 1.5-5 vom 29. November 2011 verwendet.

sich in Anhang I.<sup>5</sup> Kontrafaktische Wahlentscheidungen werden für alle Nichtwähler imputiert. Da es sich bei der Wahlentscheidung um eine kategoriale Variable mit mehr als zwei Ausprägungen handelt, wird sie in einzelne binäre Variablen zerlegt. So wird für jeden einzelnen Nichtwähler prädiziert, ob er Partei  $k$  wählen würde oder nicht. Diese Prädiktion wird zehnmal hintereinander vorgenommen, wobei die prädizierte Wahlentscheidung eines Befragten aufgrund der o. g. Zufallskomponente nicht jedes Mal gleich ausfallen muss.

Aufgrund eines klassischen, ebenfalls sehr umfassenden Beteiligungsmodells werden anschließend unter Auslassung der imputierten Wahlentscheidungen die individuellen Beteiligungswahrscheinlichkeiten der Nichtwähler berechnet. Für die Prädiktion der Beteiligungswahrscheinlichkeiten werden die Daten gewichtet, um die Stichprobe dem demographischen Profil der Grundgesamtheit anzupassen. Anschließend werden die imputierten Parteiwahlen der Nichtwähler in abnehmender Reihenfolge ihrer Beteiligungswahrscheinlichkeit solange zu den Wahlentscheidungen der Wähler hinzugefügt, bis die Hauptwahlbeteiligungsrate erreicht ist. Um falsche Angaben der Parteienwahl zu kompensieren, werden die Stimmanteile der Parteien unter den Wählern in der Stichprobe den offiziellen Wahlergebnissen mithilfe des folgenden Gewichtungsfaktors angepasst:

$$\text{Parteigewicht}_i = \frac{(p_k / 100)n}{n_k},$$

wobei  $p_k$  der Anteil der Wähler der Partei  $k$  im offiziellen Wahlergebnis ist,  $n$  der Stichprobenumfang und  $n_k$  die Anzahl der Befragten, die für Partei  $k$  gestimmt haben.

Die simulierten Parteiwahlen der Nichtwähler werden so gewichtet, dass sie in dem der Hauptwahlbeteiligungsrate entsprechenden Verhältnis zur Zahl der Wähler in der Stichprobe stehen:

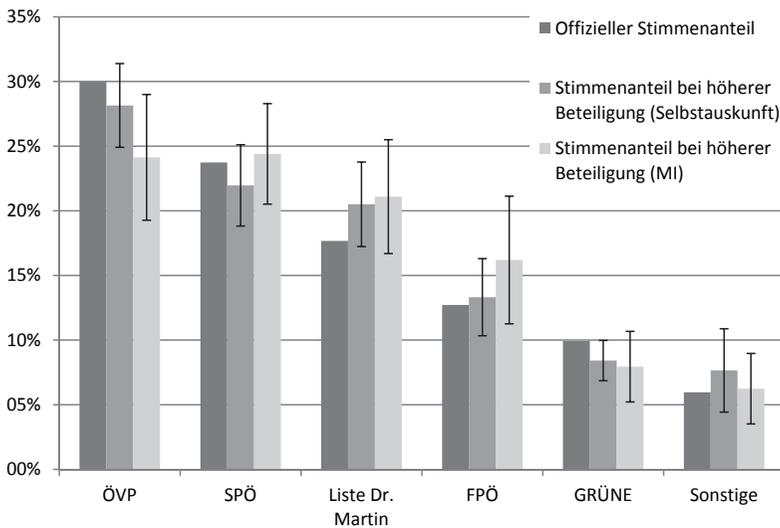
$$\text{Nichtwählergewicht}_i = \frac{b_s((100 - b_o) / b_o)}{100 - b_s},$$

wobei  $b_s$  die Beteiligungsrate in der Stichprobe und  $b_o$  die offizielle Beteiligungsrate ist.

5 Zur Imputation der Wahlentscheidungen in Großbritannien, Finnland, den Niederlanden, Österreich, Polen, Slowenien und Spanien wurden diesen Länderdatensätzen jeweils zehn künstliche Beobachtungen hinzugefügt, welche dieselben Mittelwerte und Varianzen wie die erhobenen Daten haben. Die so erhöhte numerische Stabilität ermöglicht Imputation trotz der hohen Multikollinearität, die zwischen einigen Variablen in diesen Ländern besteht.

Im nächsten Abschnitt werden die durch MI simulierte Stimmverteilungen mit den offiziellen Wahlergebnissen verglichen. Damit wird das Ausmaß der parteipolitischen Auswirkungen niedriger Wahlbeteiligung bestimmt. Diese Schätzungen werden dabei den Ergebnissen von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010), welche auf der Selbstausskunft der Nichtwähler basieren, gegenübergestellt.

Abbildung 1 Vergleich der Stimmenanteile österreichischer Parteien nach offiziellem Ergebnis, kontrafaktischer Selbstausskunft und MI



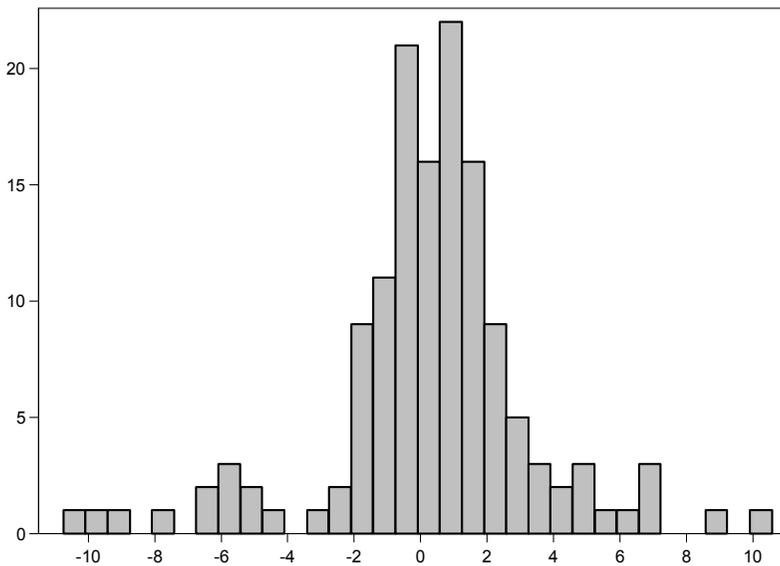
### 3 Geschätzte Wahlergebnisse bei höherer Beteiligung gemäß der beiden Methoden

Um die Beziehung zwischen den beiden Methoden zu verdeutlichen, betrachten wir zunächst die Simulationen der Stimmenanteile der einzelnen Parteien am Beispiel Österreichs.<sup>6</sup> Der dunkelgraue Balken in Abbildung 1 zeigt die Stimmanteile der österreichischen Parteien gemäß dem offiziellen Wahlergebnis. Daneben werden die kontrafaktischen Stimmanteile nach van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) angezeigt (mittelgrauer Balken). Schließlich gibt der hellgraue Balken die simulierten Stimmanteile basierend auf der MI-Methode an. Für die kontrafaktischen und simulierten Werte werden zusätzlich jeweils 95%-Vertrauensintervalle angegeben. Dabei wird die konservativere Unschärfe der MI-Simulationen deutlich sichtbar: Mit Ausnahme der Kategorie „Sonstige“ sind die Vertrauensintervalle der MI-Simulationen deutlich weiter als die der Schätzungen auf Basis hypothetischer Selbstauskünfte. Die geschätzten Wahlbeteiligungseffekte sind nach Maßgabe der Selbstauskunft sehr gering. Die Beteiligungseffekte nach Maßgabe von MI sind im Schnitt etwas höher. Für die meisten österreichischen Parteien ergäben sich zwar keine signifikanten Gewinne oder Verluste, eine Ausnahme stellt hier jedoch die ÖVP dar. Gemäß der MI-Simulation hätte diese Partei bei höherer Wahlbeteiligung mit Verlusten von ca. sechs Prozentpunkten zu rechnen. Der simulierte Stimmanteil befände sich innerhalb eines 95 %-Vertrauensintervalls zwischen 19 % und 29,3 % und somit signifikant unter dem tatsächlichen Ergebnis von 30 %. Für die meisten Parteien weisen die beiden geschätzten Beteiligungseffekte in dieselbe Richtung. Eine Ausnahme sind die Schätzungen für die SPÖ, die gemäß der Selbstauskünfte der Nichtwähler bei höherer Wahlbeteiligung leichte Verluste zu erwarten hätte, wohingegen die Simulation durch MI einen leichten Zugewinn an Stimmen suggeriert. Allerdings sind in diesem Fall die Schätzungen nach beiden Methoden weder

6 Um den Unterschied zwischen den Methoden zu erhellen, soll der Beitrag von van der Eijk et al. (2010) so weit wie möglich repliziert werden. Dies ist eingeschränkt möglich. Wir haben den methodischen Vorgaben der Autoren Folge geleistet und solche Parteien ausgeschlossen, die weder im 6. noch im 7. direkt gewählten Europäischen Parlament noch im nationalen Parlament repräsentiert waren bzw. sind oder für die durch die Euromanifesto-Studie kein Europawahl-Programm dokumentiert werden konnte. Eine vollständige Aufstellung der Parteien, für die Beteiligungseffekte auf der Basis von multipler Imputation geschätzt wurden, befindet sich in Anhang II. Alle weiteren Parteien, die in der Europawahlstudie abgefragt wurden, sind für jedes Mitgliedsland in der Kategorie „Sonstige“ zusammengefasst. Dennoch weichen Anzahl und Identität der Parteien von denen in der Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) ab. Ein tabellarischer Vergleich der Parteienzahlen auf Länderebene zwischen der Studie von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) und dem vorliegenden Beitrag befindet sich in Anhang III. Österreich ist eines von sieben Ländern, für welche die Zahl der Parteien exakt übereinstimmt, so dass die Schätzung von van der Eijk et al. (2010) für dieses Land wahrscheinlich vollständig repliziert werden konnte.

voneinander noch vom offiziellen Wahlergebnis statistisch unterscheidbar. Auffällig sind die unterschiedlichen Ergebnisse der beiden Methoden für den Stimmenanteil der FPÖ. Wengleich die Schätzwerte nach Maßgabe der Selbstauskünfte für die meisten Parteien um ein paar Prozentpunkte abweichen, ist der Wert für die FPÖ fast identisch mit dem offiziellen Ergebnis dieser Partei.

Abbildung 2 Wahlbeteiligungseffekte für einzelne Parteien (Anzahl der Parteien vertikal; Wahlbeteiligungseffekte in Prozent horizontal)



Wir können nicht ohne Weiteres annehmen, dass der Befund für Österreich auf die anderen Mitgliedsländer zutrifft. Abbildung 2 zeigt deshalb Wahlbeteiligungseffekte für die Parteien in allen 25 Mitgliedsländern, in denen Spielraum für höhere Partizipation besteht.<sup>7</sup> Die Grafik beschreibt auf der horizontalen Skala die Veränderung in den Stimmanteilen der Parteien, die nach der oben beschriebenen Imputationsmethode bei einer Wahlbeteiligung in Höhe der Hauptwahlbeteiligung zu erwarten gewesen wäre. Ähnlich wie bei van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) würde eine

7 Wie van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) schließen wir Belgien von der Analyse aus, da bei belgischen EP-Wahlen die realistische maximale Beteiligungsrate aufgrund der Wahlpflicht bereits erreicht ist (vgl. Kohler und Rose 2010). Aus demselben Grund simulieren wir keine kontrafaktischen Wahlergebnisse für Luxemburg. Im Gegensatz zu van der Eijk/Schmitt/Sapir schließen wir jedoch Irland in die Analyse ein.

erhöhte Wahlbeteiligung für die meisten Parteien nur geringfügige Auswirkung auf den Stimmenanteil haben. Während jedoch die Verteilung der Beteiligungseffekte nach van der Eijk/Schmitt/Sapir extrem steilipflig ist – die allermeisten Parteien hätten Gewinne oder Verluste von weniger als einem Prozentpunkt zu erwarten – sagt die MI-Simulation dutzende von Beteiligungseffekten von zwei Prozentpunkten oder höher voraus. Zwölf Parteien könnten statistisch signifikante Zugewinne oder Verluste von rund fünf Prozentpunkten erwarten, und für fünf Parteien ergäben sich Veränderungen im Stimmanteil von über acht Prozentpunkten. Wenn die Wahlbeteiligung bei der rumänischen EP-Wahl die Höhe der Hauptwahlbeteiligung erreicht hätte, hätte die unabhängige Kandidatin Elena Băsescu ihr Wahlergebnis von 4,2 % vervierfachen können. Der Beteiligungseffekt ist statistisch signifikant: Unter dem Szenario der Hauptwahlbeteiligungsrate von 39,2 % (im Unterschied zur tatsächlichen Beteiligungsrate von 27,7 %) hätte Băsescu zwischen 7,3% und 28,8 % der Stimmen erhalten können (95 %-Vertrauensintervall). In Spanien hätte die zentristische UPyD ihren Stimmenanteil von 2,9 % auf 13,2 % erhöhen können (95 %-Vertrauensintervall: 4,7 % - 21,8 %). Neben Gewinnern würde eine höhere Wahlbeteiligung auch deutliche Verlierer hervorbringen. In Malta hätte die Partit Laburista statistisch signifikante 9,6 Prozentpunkte eingebüßt. Ähnlich hätte die rumänische Partidul Democrat-Liberal 8,9 Prozentpunkte verloren. Und schließlich hätte die spanische Partido Popular 10,8 Prozentpunkte verloren und hätte anstatt 42,7 % nur noch 32 % (95 %-Vertrauensintervall: 26,2% - 37,7 %) der Stimmen auf sich vereinigen können. Im Gegensatz zu den Selbstauskünften der Nichtwähler zeigt die Simulation mittels MI somit, dass höhere Wahlbeteiligungen zum Teil beachtliche Auswirkungen auf die Stimmenanteile einzelner Parteien hätten.

Um die Unterschiede der Schätzungen nach den beiden Methoden besser einzuordnen, betrachten wir die Größenordnung der Effekte für die einzelnen Mitgliedsländer (Tab. 1). Da umso größere Beteiligungseffekte möglich sind, je größer die Unterschiede zwischen den Wahlbeteiligungen bei Haupt- und EP-Wahlen ausfallen, folgen wir van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) und berichten auch die Differenz zwischen der tatsächlichen und der kontrafaktischen Wahlbeteiligung.<sup>8</sup> Wir beschreiben alsdann den Unterschied zwischen dem tatsächlichen und dem kontrafaktischen Wahlergebnis mithilfe des Pedersen-Indexes (Pedersen 1979). Der Index ist definiert als die mittlere absolute Differenz zwischen den offiziellen und kontrafaktischen

8 Hierbei kommt es abermals zu vereinzelt Diskrepanzen zwischen der Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) und unserer partiellen Replikation, insofern als die von uns angelegte kontrafaktische Wahlbeteiligung von der durch van der Eijk et al. verwandten geringfügig abweicht.

Stimmanteilen der Parteien; er dient damit als Indikator für den mittleren absoluten Beteiligungseffekt.

Tabelle 1 Auswirkungen einer höheren Wahlbeteiligung bei der Europawahl 2009 nach Mitgliedsländern

Land	Unterschied zwischen tatsächlicher und kontrafaktischer Wahlbeteiligung (Prozentpunkte)	Beteiligungseffekt nach Selbstauskunft (Pedersen-Index)	Beteiligungseffekt nach MI (Pedersen-Index)	Differenz der geschätzten Beteiligungseffekte
Bulgarien	18,3*	7,5	2,8	-4,7
Dänemark	27,1	0,5	3,3	2,8
Deutschland	34,4	0,5	6,3	5,8
Estland	18,0	1,5	0,4	-1,1
Finnland	25,8	1,5	4,7	3,2
Frankreich	19,9	1,5	5,9	4,4
Griechenland	21,5	1	17,8	16,8
Irland	8,4	-	1,8	-
Italien	15,4	0,5	2,7	2,2
Lettland	9,7*	0,5	8,8	8,3
Litauen	28,0*	2,5	9,7	7,2
Malta	17,2	0	9,6	9,6
Niederlande	43,5	1	9,2	8,2
Österreich	25,5	4	7,8	3,8
Polen	29,3	1	7,6	6,6
Portugal	28,2*	1	5,7	4,7
Rumänien	11,1*	0,5	16,2	15,7
Schweden	36,5	0	9,5	9,5
Slowakei	35,1	0,5	10,6	10,1
Slowenien	35,1	0,5	17,9	17,4
Spanien	27,9	0	10,9	10,9
Tschechien	36,2	1,5	4,6	3,1
Ungarn	31,5	1	6,3	5,3
Ver. Königreich	27,2*	0,5	5,7	5,2
Zypern	30,1	6,5	3,6	-2,9
Mittelwert	25,6	1,5	7,6	6,3

\* Werte für tatsächliche oder kontrafaktische Wahlbeteiligung weichen von denen von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) angegebenen ab.

Die mit MI ermittelten Beteiligungseffekte sind im Durchschnitt 6,3 Prozentpunkte höher als die von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) berichteten Effekte. Die mit den beiden Methoden geschätzten Beteiligungseffekte divergieren teils erheblich in Bezug auf die einzelnen Mitgliedsländer. Ländern, für welche die Selbst-

auskunft der Nichtwähler extrem kleine Beteiligungseffekte suggeriert, würden durch die Imputationsmethode oftmals größere Effekte zugeschrieben bekommen. Der umgekehrte Fall tritt weitaus seltener ein: In lediglich drei Fällen (Bulgarien, Estland und Zypern) ist der Beteiligungseffekt gemäß MI kleiner. Entsprechend ist das Verhältnis zwischen den beiden Befunden leicht negativ ( $r = -0,36$ ), jedoch ist diese Beziehung nur schwach signifikant ( $p = 0,09$ ).

Da die Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) nicht vollständig replizierbar ist, kann die Divergenz der geschätzten Verteilungseffekte auch durch andere Diskrepanzen zwischen den beiden Analyseverfahren entstanden sein, die nicht auf dem Unterschied zwischen Schätzen und Fragen beruhen. So weicht die Anzahl der Parteien in den einzelnen Ländern in der Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir von der unsrigen in den meisten Fällen leicht ab, obgleich dieselben Selektionsregeln angewandt wurden. In einigen Fällen ist die Abweichung der Parteizahl recht groß. So analysieren van der Eijk/Schmitt/Sapir mehr als doppelt so viele bulgarische Parteien wie wir, und mehr als 1,5 mal so viele Parteien in Deutschland und Estland. Zwar misst der Pedersen-Index die durchschnittlichen Abweichungen des kontrafaktischen Stimmenanteils, aber die Differenz zwischen den jeweiligen durchschnittlichen Abweichungen kann mit der Differenz der abweichenden Einheiten (Parteien) zunehmen. Zwischen der Höhe der Abweichungen der Parteizahlen und der Differenz der Beteiligungseffekte besteht jedoch kein empirischer Zusammenhang ( $r = 0,32$ ;  $p = 0,13$ ). Ebenso wenig besteht ein Zusammenhang zwischen der Differenz der Beteiligungseffekte und der Anzahl der Parteien in den Imputationsmodellen ( $r = 0,13$ ;  $p = 0,53$ ) einerseits oder der Anzahl der Parteien in der Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir ( $r = -0,20$ ;  $p = 0,34$ ).

Ferner bestehen bei sechs Ländern geringe Divergenzen bei den zugrunde gelegten Wahlbeteiligungsraten. Um zu überprüfen, inwiefern diese Unterschiede zur Differenz der geschätzten Beteiligungseffekte beigetragen haben, vergleichen wir die mittlere Differenz der Beteiligungseffekte in diesen sechs Ländern (6,1) mit der in den übrigen Mitgliedsstaaten (6,4). Es besteht kein signifikanter Unterschied zwischen den beiden Gruppen ( $t = 0,13$ ).

Die höheren Beteiligungseffekte, die aufgrund MI prädiert werden, führen schließlich zu größeren Auswirkungen auf die Sitzverteilung im EP als dies durch van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) geschätzt wurde. Nach den Ergebnissen dieser Autoren wäre lediglich in Bulgarien ein Mandat einer anderen Partei zugefallen, wobei keine Angaben zur Präzision oder Signifikanz dieser Schätzung gemacht werden. Nach unseren Schätzungen wäre die Sitzverteilung zwischen den bulgarischen Parteien unverändert. Dafür würden die EP-Sitze von Parteien in sechs anderen Ländern von

Beteiligungseffekten betroffen sein. Schätzungen zu Auswirkungen auf die Sitzverteilung werden in erster Linie für statistisch signifikante Beteiligungseffekte gemacht.

In Slowenien hätten LDS und NSi jeweils einen zusätzlichen Sitz erhalten, was für diese Parteien jeweils eine Verdopplung ihrer Sitze im EP bedeuten würde. Die Gewinne dieser Parteien wären zu Lasten von SDS und SD gegangen, die jeweils einen ihrer beiden Sitze verloren hätten. In Spanien hätte UPyD bis zu drei zusätzliche Sitze gewinnen und ihre Stärke im Parlament damit vervierfachen können. Die drei Sitze wären zu Lasten der Partido Popular gegangen. In Griechenland hätte PASOK einen Sitz weniger gewonnen (sieben anstatt acht). Allerdings lässt sich nicht eindeutig bestimmen, welcher Partei dieser Sitz zuteilgeworden wäre. Die hoffnungsvollsten Anwärter wären die linken Parteien und die SYRIZA gewesen, jedoch sind die geschätzten Zugewinne dieser Parteien statistisch nicht signifikant. In Malta hätte die Partit Laburista einen ihrer drei Sitze an die Partit Nazzjonalista verloren, von der sie damit von ihrer Position als stärkste maltesische Partei im EP verdrängt worden wäre. Wenn an der österreichischen EP-Wahl ebenso viele Wähler teilgenommen hätten wie bei der vorausgegangenen Nationalratswahl, hätte die ÖVP einen Sitz verloren. Dieser Sitz wäre möglicherweise an die Liste Dr. Martin oder die FPÖ gegangen, jedoch sind auch die simulierten Zuwächse dieser Parteien statistisch nicht signifikant. Und schließlich hätte Elena Băsescu in Rumänien genügend Stimmen erhalten, um ein oder zwei zusätzliche Sitze zu beanspruchen; dies wäre auf Kosten sowohl der sozialdemokratischen PSD als auch der Demokratisch-Liberalen Partei geschehen (auf deren Liste Băsescu ursprünglich kandidieren sollte).

Für die relative Stärke der Fraktionen hätten diese Veränderungen in den Stimm- und Sitzverteilungen allerdings nur sehr geringe Bedeutung. Insbesondere würde *die* Balance zwischen den beiden großen Volksparteigruppen, der Europäischen Volkspartei und der Progressiven Allianz der Sozialisten und Demokraten, kaum verändert werden. Beide Fraktionen würden wahrscheinlich jeweils drei Sitze verlieren. Die meisten Zugewinne würden hingegen von fraktionslosen Parteien verzeichnet (UPyD sowie FPÖ oder Dr. Martin), welche bei höherer Wahlbeteiligung insgesamt vier zusätzliche Sitze gewinnen würden. Über die slowenische LDS würde die Allianz der Liberalen und Demokraten für Europa einen zusätzlichen Sitz erlangen. Ähnlich würde die Vereinte Europäische Linke/Nordische Grüne Linke durch die Gewinne der griechischen Linksparteien einen zusätzlichen Sitz erhalten. Insgesamt würde eine Erhöhung der Wahlbeteiligung auf das Niveau von Hauptwahlen also zu einem Zugewinn von Sitzen kleiner Fraktionen und fraktionsloser Parteien auf Kosten der großen Volksparteigruppen führen.

## 4 Diskussion und Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag haben wir zwei Strategien zur Ermittlung der politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung am Beispiel der Europawahlen 2009 verglichen. Die Ergebnisse beider Methoden divergieren in Bezug auf die geschätzten Auswirkungen höherer Wahlbeteiligung. Während die Befragung der Nichtwähler zu ihren hypothetischen Wahlentscheidungen kaum einen nennenswerten Einfluss erhöhter Beteiligung auf das Wahlergebnis nahelegt, zeigt die multiple Imputation dieser Entscheidungen zum Teil beachtliche Beteiligungseffekte auf. Die auf MI basierenden Schätzungen deuten ferner daraufhin, dass höhere Wahlbeteiligung in mehreren Ländern zu veränderten Sitzverteilungen zwischen den Parteien führen würde, während dies nach den Selbstauskünften der Nichtwähler höchstens in einem Land der Fall wäre. Jedoch sind die Veränderungen der Sitzverteilungen zwischen den einzelnen Parteien derart, dass die relative Stärke der Fraktionen kaum berührt werden würde. In Bezug auf den Nettoeffekt kontrafaktischer Wahlbeteiligung auf die Kräfteverhältnisse im EP stimmen die Prädiktionen durch MI daher mit dem Ergebnis der Studie von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) überein.

Die Validität von Selbstauskünften zu hypothetischem Wahlverhalten unterliegt starken Vorbehalten (Brunell/DiNardo 2004). Insbesondere wird befürchtet, dass Selbstauskünfte der Nichtwähler zu hypothetischen Stimmangaben einem Mitläufereffekt unterliegen, welcher zu einer künstlich überhöhten Ähnlichkeit mit den tatsächlichen Wahlergebnissen führen kann (Pettersen/Rose 2007, S. 575). Der vorliegende Methodenvergleich erhärtet diesen Vorbehalt insofern, als die Simulation kontrafaktisch höherer Wahlbeteiligung mittels MI im Schnitt zu größeren Abweichungen vom offiziellen Wahlergebnis führt als die Simulation mittels Selbstauskunft der Nichtwähler. Zusätzlich könnte der Einfluss sozialer Erwünschtheit einen drückenden Effekt auf die Bereitschaft von Nichtwählern haben, eine hypothetische Wahlentscheidung etwa für extreme Parteien anzugeben.

Die Ermittlung kontrafaktischer Wahlentscheidungen durch MI reduziert sowohl Mitläufereffekte als auch den Einfluss sozialer Erwünschtheit. Die anschließende Addierung der Simulationen zu den Wahlentscheidungen in der Umfrage gemäß der individuellen Beteiligungswahrscheinlichkeit hat ferner den Vorteil, dass das kontrafaktische Verhalten von denjenigen Nichtwählern simuliert wird, die bezüglich ihrer Beteiligungsneigung den Wählern am ähnlichsten sind. Dies bedeutet, dass die simulierten Parteiwahlen von Nichtwählern verwendet werden, die am ehesten zu Wählern werden könnten. Schließlich haben imputationsbasierte Simulationen den Vorteil, realistische Messunsicherheit zu schätzen. Hierdurch wird der fundamentalen Schwierigkeit kontrafaktischer Analyse Rechnung getragen.

Der Einsatz von MI zur Ermittlung von Beteiligungseffekten unterliegt ebenfalls Vorbehalten. Diese ergeben sich zunächst aus der MAR-Annahme, deren Richtigkeit letztendlich nicht bekannt ist. Wie oben dargestellt, ist die MAR-Annahme jedoch plausibel, wenn ein umfassendes Imputationsmodell zur Verfügung steht, in dem mindestens eine Variable vollständig beobachtet ist (Collins et al. 2001). Diese Bedingung ist im Falle der Europawahlstudie 2009 erfüllt. Ein Nachteil dieser Methode besteht ferner in einem höheren Arbeitsaufwand, da die Simulation mehrere Schritte beinhaltet und für jede Wahl gesondert durchgeführt werden muss. Bei 25 Europawahlen ist dies ein nicht zu vernachlässigender Aufwand. Da die Ergebnisse jedoch, wie in dem vorliegenden Beitrag demonstriert wurde, zum Teil von der Wahl der Methode abhängen, sollte dieser Mehraufwand erbracht werden, wenn die Folgen veränderter politischer Partizipationsraten für die Stimmen- und Sitzverteilung unter den Parteien geschätzt werden sollen.

Der hier berichtete Methodenvergleich wurde anhand von Daten zu Nebewahlen durchgeführt. Es ist möglich, dass ein ähnlicher Vergleich anhand von Hauptwahldaten zu einem anderen Ergebnis kommt. Aufgrund des geringeren Spielraums für Beteiligungseffekte bei Hauptwahlen, dürften die Unterschiede zwischen den beiden Methoden weniger ins Gewicht fallen. Eine Überprüfung dieser Erwartung steht noch aus.

## Literatur

- Allison, P. D., 2002: *Missing Data* (Thousand Oaks, CA: Sage).
- Bennett, S. E. und D. Resnick, 1990: The Implications of Non-Voting for Democracy in the United States, *American Journal of Political Science* 34: 771-802.
- Bernhagen, P. und Marsh, M., 2010: Missing Voters, Missing Data: Using Multiple Imputation to Estimate the Effects of Low Turnout *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 20, 4, 447-472.
- Bernhagen, P. und M. Marsh, 2007: The Partisan Effects of Low Turnout: Analyzing Vote Abstention as a Missing Data Problem, *Electoral Studies* 26(3): 548-60.
- Brunell, T. L., und J. DiNardo, 2004: A Propensity Score Reweighting Approach to Estimating the Partisan Effects of Full Turnout in American Presidential Elections, *Political Analysis* 12: 28-45.
- Campbell, A., P. Converse, W. E. Miller und D. Stoke, 1960: *The American Voter*, John Wiley, New York.
- Citrin, J., E. Schickler und J. Sides, 2003: What if Everyone Voted? Simulating the Impact of Increased Turnout in Senate Elections, *American Journal of Political Science* 47: 75-90.
- Collins, L. M., J. L. Schafer und C.-M. Kam, 2001: A comparison of inclusive and restrictive strategies in modern missing data procedures, *Psychological Methods*, 6(4): 330-351.
- DeNardo, J., 1980: Turnout and the Vote: The Joke's on the Democrats, *American Political Science Review* 74: 406-20.
- Griffin, J. D. und B. Newman, 2005: Are Voters Better Represented? *Journal of Politics*, 67: 1206-1227.

- Hansford, T. G., und B. T. Gomez, 2010: Estimating the electoral effects of voter turnout. *American Political Science Review* 104 (2): 268-288.
- Highton, B. und R. E. Wolfinger, 2001: The Political Implications of Higher Turnout, *British Journal of Political Science* 31 (1): 179-223.
- Hill, K. Q., J. E. Leighley und A. Hinton-Andersson, 1995: Lower Class Mobilization and Policy Linkage in the U.S. States, *American Journal of Political Science* 39: 75-86.
- Honaker, J. und G. King, 2006: What to do About Missing Values in Time Series Cross-Section Data, Unpublished manuscript, available at <http://gking.harvard.edu/>.
- Karp, J. A., und D. Brockington, 2005: Social Desirability and Response Validity: A Comparative Analysis of Overreporting Voter Turnout in Five Countries, *Journal of Politics* 67, 3: 825-40.
- King, G., J. Honaker, A. Joseph und K. Scheve, 2001: Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation. *American Political Science Review* 95: 49-69.
- Klein, M. und M. Kühhirt, 2010: Sozial erwünschtes Antwortverhalten bezüglich der Teilung häuslicher Arbeit: die Interaktion von Interviewergeschlecht und Befragtenmerkmalen in Telefoninterviews. *Methoden – Daten – Analysen*. 4 (2): 79-104.
- Kohler, U. und R. Rose, 2010: Under what circumstances could maximizing turnout alter an election result? *Representation* 46 (2), 119-138.
- Lijphart, A., 1997: Unequal Participation: Democracy's Unresolved Dilemma, *American Political Science Review* 91: 1-14.
- Lutz, G., und M. Marsh, 2007: Introduction: Consequences of low turnout. *Electoral Studies* 26 (3): 539-547.
- Martinez, M. D. und J. Gill, 2005: The Effects of Turnout on Partisan Outcomes in U.S. Presidential Elections 1960-2000, *Journal of Politics* 67 (4): 1248-74.
- Pacek, A. und B. Radcliff, 1995: Turnout and the Left – Party Vote. *British Journal of Political Science* 25 (1): 137-153.
- Pedersen, M. N., 1979: 'The dynamics of the European party systems: Changing patterns of electoral volatility', *European Journal of Political Research* 7:1-26.
- Pettersen, P. und L. Rose, 2007: The day that didn't bark: would increased electoral turnout make a difference? *Electoral studies* 26 (3): 574-588
- Reif, K. und H. Schmitt, 1980: Nine Second-Order National Elections – A Conceptual-Framework for the Analysis of European Election Results. *European Journal of Political Research*, 8 (1), 3-44.
- Rubin, D. B., 1976: Inference and Missing Data, *Biometrika* 63: 581-592.
- Schmitt, H. und R. Mannheimer, 1991: About Voting and Non-Voting in the European Elections of June 1989. *European Journal of Political Research*, 19 (1), 31-54.
- Studlar, D. T. und W. Susan, 1986: The Policy Opinions of British Non-voters: A Research Note, *European Journal of Political Research* 14: 139-48.
- Tóka, G., 2004: 'Can Voters Be Equal? A Cross-national Analysis', *Review of Sociology of the Hungarian Sociological Association*, 10 (1): 47-65.
- van der Eijk, C. und M. van Egmond, 2007: Political effects of low turnout in national and European elections. *Electoral Studies*, 26 (3), 561-573.
- van der Eijk, C., H. Schmitt und E. V. Sapir, 2010: Die politischen Konsequenzen der niedrigen Wahlbeteiligung bei der Europawahl 2009, *Politische Vierteljahresschrift* 51: 605-617.
- van Egmond, M. H., E. V. Sapir, W. van der Brug, S. Hobolt und M. Franklin, 2010: EES 2009 Voter Study: Advance Release Notes. Amsterdam: University of Amsterdam.

Anschriften der Autoren

Patrick Bernhagen  
Zeppelin Universität  
Lehrstuhl für Politikwissenschaft  
(Schwerpunkt Politikfeld- und  
Verwaltungsforschung)  
Am Seemooser Horn 20  
88045 Friedrichshafen  
E-Mail: [patrick.bernhagen@zu.de](mailto:patrick.bernhagen@zu.de)

Richard Rose  
Director, Centre for the Study of Public Policy  
University of Strathclyde  
Glasgow, G1 1XQ  
Scotland  
E-Mail: [richard.rose@strath.ac.uk](mailto:richard.rose@strath.ac.uk)

## Anhang I      Variablen in den Imputations- und Beteiligungsmodellen

Alle Länder:

1. Geschlecht
2. Alter
3. Soziale Schicht (Selbsteinordnung)
4. Stadt-Land
5. Religiosität
6. Ausbildung (höchster Abschluss, ISCED-Niveau)
7. Häufigkeit mit der etwas über die Europa-Wahl im Fernsehen gesehen wurde
8. Interesse am Wahlkampf zur Europa-Wahl
9. Während des Wahlkampfs von einem Kandidaten oder einer Partei angesprochen (Summe von bis zu acht genannten Kontaktmöglichkeiten: a) per E-Mail, b) über eine Internet-Plattform wie myspace, wer-kennt-wen oder facebook, c) über das Telefon, d) persönliches Anschreiben, e) Broschüre per Post, f) persönlich an der Haustür, g) persönlich auf der Straße, h) persönlich auf Versammlungen oder Veranstaltungen)
10. Parteiwahl (laut Umfrage)
11. Wahrscheinlichkeit, Partei k jemals zu wählen (bis zu 8 Parteien)
12. Links-rechts-Selbsteinstufung
13. Einschätzung der allgemeinen Wirtschaftslage in (Land)
14. Einstellung zur europäischen Einigung [sollte weiter vorangetrieben werden, ... ist schon zu weit gegangen]
15. Einstellung zu Einwanderung
16. Wissen über europäische Einigung

*Zusätzliche Variablen in den Imputationsmodellen für Länder mit bedeutenden ethnischen oder regionalen Unterschieden:*

17. Zugehörigkeit zu nationaler oder ethnischer Gruppe (Estland, Lettland und Litauen: russisch versus baltisch, Finnland: finnisch versus schwedisch)
18. Region (Deutschland: Ost versus West; Spanien: Nordwesten, Nordosten, Osten versus Rest; Vereinigtes Königreich: Schottland, Wales versus England).

## Anhang II Parteien in der MI-Simulation

Land	Partei/Liste
Bulgarien	Blue Coalition (SDS-DSB) Citizens for European Development of Bulgaria (GERB) Coalition for Bulgaria (BSP) Movement for Rights and Freedoms (DPS) National Movement for Stability and Progress (NDSV) National Union Attack (ATAKA)
Dänemark	Dansk Folkeparti De Konservative Folkeparti Det Radikale Venstre Socialdemokraterne Socialistisk Folkeparti Venstre
Deutschland	B90/Die Grünen CDU/CSU FDP Linke SPD
Estland	Eesti Keskerakond Eesti Reformierakond Indrek Tarand Isamaa ja Res Publica Liit Sotsiaaldemokraatlik Erakond
Finnland	KESK (Suomen Keskusta) (Centern i Finland) KOK (Kansallinen Kokoomus) (Samlingspartiet) RKP (Ruotsalainen kansanpuolue) ( Svenska folkpartiet i Finland) SDP (Suomen Sosialidemokraattinen Puolue) VIHR (Vihreä liitto) (Gröna förbundet)
Frankreich	Europe Écologie Extrême gauche (LO/NPA, le parti d'Olivier Besancenot) FN Le front de gauche (Le parti de gauche + PCF) Libertas (Libertas+MPF+CPNT) MoDem PS UMP
Griechenland	Kommounistikó Kómma Elládas LAOS Néa Dimokratía PASOK Oikologoi Prasinoi SYRIZA
Irland	Fianna Fail Fine Gael Labour Party Sinn Fein

Land	Partei/Liste
Italien	Lega Nord Partito Democratico PdCI-PRC-S2000-CU Popolo della Libertà Unione di Centro
Lettland	Apvieniba Tevzemei un Brivibai/LNNK Jaunais laiks Latvijas Pirmā partija / Latvijas Ceļš Pilsoniska savienība Par cilvēka tiesībām vienota Latvija Saskaņas Centrs Tautas partija
Litauen	Darbo partija Liberalu ir centro sąjunga Lietuvos lenku rinkimu akcija Lietuvos Respublikos liberalu sąjūdis Lietuvos socialdemokratų partija Lietuvos valstiečių liaudininkų sąjunga Tevynės sąjunga - Lietuvos krikščionys demokratai
Malta	Partit Laburista Partit Nazzjonalista
Niederlande	CDA D66 Groen Links PvdA PVV (Wilders) SP VVD
Österreich	FPÖ GRÜNE Liste Dr. Martin ÖVP SPÖ
Polen	Platforma Obywatelska Polskie Stronnictwo Ludowe Prawo i Sprawiedliwość
Portugal	Bloco de Esquerda CDS-PP Centro Democrático e Social - Partido Popular CDU (PCP/PEV) PS PSD
Rumänien	Elena Băsescu Partidul Democrat-Liberal, PD-L Partidul Național Liberal, PNL Partidul România Mare, PRM Partidul Social Democrat, PSD Uniunea Democrată Maghiară din România, UDMR

---

Land	Partei/Liste
Schweden	Arbetarepartiet-Socialdemokraterna Centerpartiet Folkpartiet Junilistan Kristdemokraterna Miljöpartiet Moderaterna Piratpartiet Vänsterpartiet
Slowakei	KDH L'S-HZDS SDKÚ SMER SMK SNS
Slowenien	LDS - Liberalna demokracija Slovenije NSi - Nova Slovenija - krščanska ljudska stranka SD Socialni demokrati SDS Slovenska demokratska stranka SLS - Slovenska ljudska stranka ZARES - nova politika
Spanien	Edp-V Europa de los pueblos-Verdes PP (Partido Popular) PSOE (Partido Socialista Obrero Español) UPyD (Unión Progreso y Democracia)
Ungarn	Fidesz-Magyar Polgári Párt Jobbik MDF, Magyar Demokrata Fórum MSZP, Magyar Szocialista Párt SZDSZ, Szabad Demokraták Szövetsége
Tschechische Republik	CSSD KDU-CSL KSCM ODS
Ver. Königreich	British National Party (BNP) Conservatives Green Party Labour Liberal Democrats Plaid Cymru Scottish National Party UK Independence Party (UKIP)
Zypern	AKEL DIKO DISY EDEK

---

### Anhang III      Anzahl der Parteien in den beiden Vergleichsstudien

Land	van der Eijk/Schmitt/Sapir 2010	MI
Bulgarien	13	6
Dänemark	6	6
Deutschland	8	5
Estland	8	5
Finnland	5	5
Frankreich	8	8
Griechenland	7	6
Irland	-	4
Italien	5	5
Lettland	8	7
Litauen	10	7
Malta	8	2
Niederlande	4	7
Österreich	5	5
Polen	2	3
Portugal	6	5
Rumänien	5	6
Schweden	10	9
Slowakei	6	6
Slowenien	6	6
Spanien	6	4
Tschechien	4	5
Ungarn	6	5
Ver. Königreich	9	8
Zypern	6	4
Summe	161	139
Mittelwert	6,7	5,6

## Die Vermessung der Dynamik

*Eine rollierende Panelstudie  
im Vorfeld der baden-  
württembergischen  
Landtagswahl 2011*

## Measuring Dynamics

*A Rolling Panel Study in the  
run-up to the Baden-  
Wuerttemberg state election  
2011*

*Thorsten Faas und Johannes N. Blumenberg*

### *Zusammenfassung*

Eine rollierende Panelstudie vereint die Vorzüge des Rolling Cross-Section (RCS) Designs mit denen eines Panels. Wie das RCS-Design erlaubt es eine rollierende Panelstudie, tagesgenaue Veränderungen in den Einstellungen und Verhaltensmustern der Bevölkerung zu entdecken. Zugleich bleibt die paneltypische Möglichkeit, Prädiktoren von Veränderungen auf der individuellen Ebene zu analysieren, erhalten.

Im vorliegenden Beitrag werden zunächst die jeweiligen Vor- und Nachteile der beiden klassischen Forschungsdesigns – RCS und Panel – skizziert, um daraus die Möglichkeit einer Kombination beider Ansätze abzuleiten. Anschließend wird die „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ als konkreter Versuch, eine solche Studie zu realisieren, beschrieben: Dies schließt sowohl eine Diskussion der Qualität der Daten als auch von spezifischen Analysepotenzialen ein.

### *Abstract*

The rolling panel study combines the advantages of rolling cross-section designs with those of classic panel designs. Using a rolling panel, it is possible to scrutinize aggregate changes of attitudes and behavioural intentions on a day-by-day basis, as is the case for rolling cross-section studies. But the design also allows us to analyse individual changes and their causes – typical features of panel studies.

The present article starts with a discussion of the advantages and disadvantages of the two classic designs – panel and RCS. Based on that, we will deduce a solution to merge both approaches into a single integrated design. Following that, the “Election Study Baden-Wuerttemberg 2011” will be presented as an attempt to actually realize such a merged design. The discussion will exemplify possible analyses based on such data, but also an evaluation of data quality.

## 1 Einleitung<sup>1,2</sup>

Der wahlpolitische Prozess in Deutschland im Allgemeinen sowie die Beziehungen zwischen Wählern und Parteien im Speziellen sind seit einigen Jahren deutlichen Veränderungen unterworfen. Abnehmende Wahlfreude, zunehmende Wankelmütigkeit und eine Verlagerung der individuellen Wahlentscheidung bis spät in den Wahlkampf hinein als Grundlage dieser Phänomene sind die Kennzeichen des heutigen Elektorats. Selbstverständlichkeiten im Wahlprozess, die es früher einmal gegeben hat, sind selten geworden. Wähler „verhalten“ sich offenkundig nicht mehr nur, sie handeln aktiv und entscheiden sich – für oder gegen eine Partei, aber auch zunehmend für oder gegen die Teilnahme an einer Wahl. Wahlkämpfe und Wahlabende sind infolgedessen eher durch Unübersichtlichkeit als durch Selbstverständlichkeiten geprägt. An die Stelle von Stabilität tritt zunehmende Dynamik.

Diese fundamentalen Verschiebungen bleiben nicht ohne Folgen für die akademische Wahlforschung. Die Beschreibung und Erklärung von Stabilität haben gänzlich andere Erfordernisse als die Beschreibung und Erklärung von Veränderung und Dynamik. Dies gilt sowohl in theoretischer als auch in methodischer Hinsicht. Aus theoretischer Sicht stehen sich auf der einen Seite mikro- und makrosoziologische Modelle, auf der anderen Seite informationsorientierte Modelle aus der Politischen Kommunikationsforschung und der Politischen Psychologie gegenüber. Ein Fokus auf (langfristige) Stabilität dominiert erstere, während der Umgang mit Informationen, die per se kurzfristiger Natur sind, letztere prägt. Forschungsgeschichtlich ist dabei eine deutliche Verschiebung hin zu informationsorientierten Modellen erkennbar – wenig verwunderlich angesichts der skizzierten Entwicklungen.

Allerdings weist – im Gegensatz zur Erfassung von (unterstellter) Stabilität, für deren Zweck eine einmalige Messung von (vermeintlich) stabilen Merkmalen ausreicht – die Erfassung von Dynamik besondere Erfordernisse auf, was nicht zuletzt auch ein Blick in den Werkzeugkasten politischer Psychologen zeigt. Dynamische Prozesse der Informationsverarbeitung überhaupt abbilden zu können, ist keine Selbstverständlichkeit, weshalb Psychologen auch bevorzugt auf das kontrollierte Setting von Laborexperimenten zurückgreifen.

1 Wir danken den beiden anonymen Gutachtern für ihre hilfreichen Kommentare und Anregungen sowie Michelle Kohler und Judith Schenk für ihre Unterstützung bei der Finalisierung des Manuskripts.

2 Die Struktur des vorliegenden Beitrags orientiert sich an den Methodenberichten zu den beiden Rolling Cross-Section Studien, die im Vorfeld der Bundestagswahlen 2005 und 2009 unter Leitung von Rüdiger Schmitt-Beck realisiert wurden (siehe hierzu Schmitt-Beck/Faas/Holst 2006; Schmitt-Beck/Faas/Wolsing 2010).

Möchte man in der Welt von Bevölkerungsumfragen bleiben, so zeigt sich, dass bislang stets eines von zwei verfügbaren Instrumenten eingesetzt worden ist, um Dynamik – gerade mit Blick auf Wahlkämpfe – abzubilden: das Paneldesign und das Design rollierender Querschnitte. Beide Verfahren bringen große Vorteile mit sich, haben aber auch Nachteile: Erlauben Paneldaten die Beobachtung *individueller* Veränderung von Einstellungen und Verhaltensabsichten zwischen zwei oder mehreren Zeitpunkten, fehlt in der Regel die Sensibilität für *tagesaktuelle* Veränderungen. Genau umgekehrt verhält es sich beim Rolling Cross-Section Design (RCS; vgl. Johnston 2001; Johnston/Brady 2002). Hier wird es durch die tagesgenaue Aussteuerung der Befragung möglich, die Veränderung der Aggregatverteilung über den Befragungszeitraum hinweg feinkörnig (bis hin zu tagesgenauer Beobachtung) zu untersuchen. Offen muss dabei allerdings bleiben, bei welchen Personen Veränderungen auftreten, da jeden Tag andere Personen befragt werden. Vor- und Nachteile der beiden Designs verhalten sich demnach komplementär zueinander – eine Kombination beider Verfahren erscheint daher höchst wünschenswert. Allerdings steht der Nachweis, dass eine solche Kombination tatsächlich möglich ist, bislang noch aus.

An dieser Stelle setzt der vorliegende Beitrag an: Im Mittelpunkt steht die „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ – eine Studie, die rund um die Landtagswahl in Baden-Württemberg vom 27. März 2011 realisiert werden konnte. In diesem Rahmen wurde die Idee einer Panelstudie so mit den grundlegenden Prinzipien einer Rolling Cross-Section Studie verbunden, dass am Ende eine Studie resultierte, die die Vorzüge beider Ansätze vereinen soll.

Der vorliegende Beitrag gliedert sich wie folgt: Zunächst werden die jeweiligen Vor- und Nachteile der beiden klassischen Forschungsdesigns (Panel vs. RCS) in aller Kürze skizziert, um daraus die Möglichkeit einer Kombination beider Ansätze abzuleiten. Anschließend wird im dritten Abschnitt die „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ als konkreter Versuch, eine solche Studie zu realisieren, beschrieben. Die folgenden Kapitel beschäftigen sich zunächst mit der resultierenden Datenqualität dieser Studie (im Sinne einer notwendigen Bedingung), um abschließend an einem ausgewählten Beispiel das besondere Analysepotenzial der Daten aus dem integrierten Design aufzuzeigen.

## 2 Forschungsdesigns zur Erfassung von Wahlkampfdynamik

### 2.1 Möglichkeit 1: Panelstudien

Dass Paul Lazarsfeld heute – aus substanzwissenschaftlicher Sicht – mit dem mikrosoziologischen Ansatz und damit eher stabilem Wählerverhalten verbunden wird, ändert nichts an der Tatsache, dass er – aus methodischer Sicht – einen Meilenstein zur Erforschung von (möglicher) Dynamik von Wahlkämpfen gelegt hat: Lazarsfeld hat mit seinen Mitwirkenden in den 1940er-Jahren das Paneldesign in der Wahlforschung verankert (Lazarsfeld/Berelson/Gaudet 1968). In der Erwartung, Wahlkampfdynamik zu finden (was vor allem im Untertitel seiner einschlägigen Studie – „How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign“ – zum Ausdruck kommt), hat er in Erie County eine Panelbefragung (also das mehrfache Befragen eines identischen Personenkreises) realisiert (siehe Tabelle 1). So wollten Lazarsfeld und sein Team den Entscheidungsprozess der Bürger von Erie County sichtbar und erklärbar machen. Dass sich dieser Prozess, wie die Ergebnisse der Studie zeigten, bei der großen Mehrheit der damaligen Probanden in der empirischen Realität als eher statisch-stabil erwies, ändert an dem Potenzial des Lazarsfeld'schen Designs überhaupt nichts – auch wenn es praktisch zur Folge hatte, dass sein Design mangels substanzieller Notwendigkeit lange Zeit wenig Nachahmer fand.

Tabelle 1 Das Lazarsfeld'sche Paneldesign, Basis von „The People's Choice“ (in Anlehnung an Lazarsfeld/Berelson/Gaudet 1968: 4)

Zeit	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.	Okt.	Nov.
Panel		600	600	600	600	600	600
	3000						
Kontrollgruppe			A 600	B 600		C 600	

Die Genialität des Designs ergibt sich dabei nicht nur aus der mehrfachen Befragung eines identischen Personenkreises, sondern zeigt sich insbesondere in der zusätzlichen Berücksichtigung von Kontrollgruppen. Von den ursprünglich im Mai rekrutierten 3000 Personen sollte nämlich nur eine kleine Gruppe von 600 fortan in monatlichen Abständen wiederholt interviewt werden. Diese Gruppe eröffnete den Forschern die Möglichkeit, den Entscheidungsprozess dieses Personenkreises auf individueller Ebene nachzuverfolgen.

Zugleich aber birgt die mehrfache Befragung von Personen die Gefahr, dass das Befragen selbst Einfluss auf die Probanden und ihre Orientierungen nimmt (Sobol 1959)<sup>3</sup>. Zu verhindern ist eine solche Konditionierung im Rahmen einer Panelstudie natürlich nicht; aber durch entsprechende Kontrollgruppen lässt sie sich zumindest sichtbar machen. Lazarsfeld und sein Team führten daher parallel zu den Panelbefragungen der Monate Juli, August und Oktober zusätzliche Befragungen von Personen durch, die zwar ebenfalls im Mai rekrutiert worden waren, aber eben nicht an den weiteren Panelwellen teilgenommen hatten. Treten bei gleichzeitiger Befragung der Kern- und einer Kontrollgruppe Unterschiede in den Ergebnissen zwischen beiden Gruppen auf, so deutet dies auf einen Effekt der Befragung selbst hin.

Eine solche Panelkonditionierung ist nicht die einzige Möglichkeit zur Erklärung von Unterschieden zwischen Kontroll- und Kerngruppe. Alternativ kommt in Frage, dass sich die beiden Gruppen nach einiger Zeit in ihrer *Zusammensetzung* systematisch unterscheiden. Das sollte zwar seitens der Forscher tunlichst vermieden werden, ist aber mitunter nicht zu verhindern – etwa weil Personen aus der Kerngruppe des Panels infolge von Krankheit, Umzug, Tod oder schlicht der fehlenden Bereitschaft heraus, weiterhin interviewt zu werden, ausscheiden. In diesem Fall spricht man von „Panelmortalität“ (Stadtmüller 2009: 111).

Kurzum: Eine Panelstudie hat den großen Vorteil, Dynamik auf der Ebene einzelner Personen messen zu können, was allerdings zugleich die Gefahr von Konditionierungseffekten bei genau diesen Personen mit sich bringt. Auch ein gewisses Maß an Panelmortalität (und insbesondere die damit verbundene Gefahr einer systematischen Verzerrung) scheinen unvermeidlich.

Darüber hinaus weisen Panelstudien auch Schwächen auf, wenn es um die *Erklärung* von Wandel geht – insbesondere wenn dieser Wandel durch Rückbezug auf tatsächliche Ereignisse im Wahlkampf erklärt werden soll (vgl. Schmitt-Beck/Faas/Wolsing 2010). Das Lazarsfeld'sche Design sah, wie Tabelle 1 zeigt, Befragungen in monatlichem Abstand vor. Ergeben sich nun Unterschiede zwischen zwei Erhebungszeitpunkten, so sind diese (wohl) auf Ereignisse, die in diesem Monat zwischenzeitlich stattgefunden haben, zurückzuführen. Eine präzisere Zuschreibung, etwa zu Einzelereignissen, ist in der Regel nicht möglich, was im Sinne einer sauberen Erklärung nicht gänzlich befriedigend ist.

3 Die Probanden können durch die Befragung beispielsweise etwas über den Gegenstand lernen, sich gezielt auf weitere Befragungsteile vorbereiten oder erst durch die Befragung selbst Einstellungen zu bestimmten Themen entwickeln (Lenz 2009; Toepel/Das/van Soest 2009; Das/Toepel/van Soest 2011).

Der Taktfrequenz sind allerdings sowohl aus logistischen als auch aus ethischen Gründen (gegenüber den Befragten) Grenzen gesetzt; sie lässt sich nicht beliebig reduzieren. Nun könnte man einwenden, dass wichtige Einzelereignisse antizipierbar sind und die Panelwellen entsprechend terminiert werden können, um bestimmte, ereignisbezogene Ursache-Wirkungs-Vermutungen einem stringenter (Panel-)Test zu unterziehen. Tatsächlich finden sich solche Studien, etwa in Form von Kurzfristpanels im Kontext von Fernsehduellen (vgl. Faas/Maier 2011). Kennzeichen der so analysierbaren Ereignisse ist allerdings genau, dass a) sie lange im Voraus bekannt sind und b) theoretische Erwartungen hinsichtlich möglicher Effekte existieren.

Treten jedoch unerwartete Ereignisse auf, sind die Auswirkungen nicht theoretisch klar umrissen oder finden innerhalb kürzerer Zeit mehrere Ereignisse statt, stößt ein Paneldesign zwangsläufig an seine Grenzen (vgl. Schmitt-Beck/Faas/Wolsing 2010: 17). Dass Wahlkämpfe in der heutigen Zeit tatsächlich durch unvorhersehbare Ereignisse geprägt sind, hat nicht zuletzt die Wahl in Baden-Württemberg exemplarisch gezeigt: Die Atomkatastrophe von Fukushima ist ein prototypisches Beispiel dafür, wie unvorhergesehene Ereignisse einen Wahlkampf prägen, aber in einem Panel nicht abgebildet werden können. Um (mögliche) Effekte dennoch prüfen zu können, scheinen Designalternativen zwingend notwendig.

## 2.2 Möglichkeit 2: Rollierende Querschnitte

Solche Alternativen, die sowohl dem Problem der Taktung als auch der (Nicht-)Antizipierbarkeit von Ereignissen begegnen, existieren durchaus, nämlich in Form des Rolling Cross-Section Designs (Johnston 2001; Johnston/Brady 2002; Romer et al. 2006; Schmitt-Beck/Faas/Holst 2006; Schmitt-Beck/Faas/Wolsing 2010). Die Grundidee solcher Erhebungen besteht darin, „eine Querschnittsbefragung kontrolliert so über einen vorab definierten Zeitraum zu spreizen, dass auch die Befragten jedes einzelnen Tages jeweils eine Zufallsstichprobe aus der Grundgesamtheit konstituieren“ (Schmitt-Beck/Faas/Wolsing 2010: 3). Praktisch bedeutet das, dass die Stichprobenziehung zweistufig erfolgt: Im ersten Schritt wird eine herkömmliche Zufallsstichprobe, zum Beispiel von Telefonnummern gezogen, die dann allerdings im zweiten Schritt in weitere Einladungspakete („Replikate“) unterteilt wird. Pro Tag des anvisierten Beobachtungszeitraums wird ein Einladungspaket freigegeben und an diesem – wie auch den folgenden Tagen – nach einem strikten Kontaktprotokoll abgearbeitet.

Die tagesgenaue Steuerung hat das Ziel, den Beobachtungszeitraum in standardisierter Form feinkörnig zu untersuchen. Der Umstand, dass die einzel-

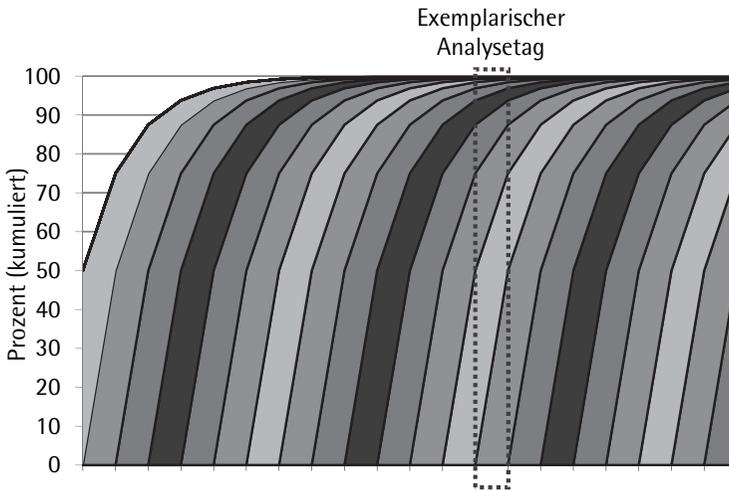
nen Einladungspakete nicht nur am Tag ihrer Freigabe, sondern auch in den darauf folgenden Tagen in streng kontrollierter Weise abgearbeitet werden, dient der Erhöhung der Repräsentativität und Varianz der resultierenden Daten. Es ist davon auszugehen, dass unmittelbar am Tag der Freigabe zunächst vor allem leicht erreichbare Personen erfolgreich kontaktiert und interviewt werden können. Erst durch die erweiterte Kontaktoutine über diesen ersten Tag hinaus werden auch schwer erreichbare Personen letztlich mit einbezogen. Praktisch schiebt man systematisch eine Welle schwer erreichbarer Personen vor sich her, was für jeden einzelnen Befragungstag bedeutet, dass man sowohl leicht als auch schwer erreichbare Personen tatsächlich interviewt – letztere aus den an den Vortagen freigegebenen Paketen.

Durch die zufällige Verteilung der Ausgangsstichprobe auf die einzelnen Replikate und die gleichförmige Abarbeitung entstehen nach kurzer Anlaufzeit strukturgleiche *Tagesstichproben*. Diese sind nicht mehr (wie zunächst die Replikate) über den Tag ihrer Freigabe, sondern über den Tag des tatsächlichen Interviews definiert. Überzufällige Unterschiede zwischen zwei Tagesstichproben sind – bei gegebener Strukturgleichheit – nur durch Ereignisse zu erklären, die zwischen den beiden Tagen stattgefunden haben. Das RCS-Design weist an dieser Stelle deutliche Parallelen zu einer experimentellen Logik (mit all ihren Vorteilen) auf, wobei das experimentelle Treatment aus den Ereignissen eines Tages besteht.

Abbildung 1 verdeutlicht die Logik noch einmal grafisch. Ihr liegt die Annahme zugrunde, dass 50 Prozent eines Replikats am Tag seiner Freigabe erreicht und interviewt werden, von den verbleibenden Personen nochmals 50 Prozent am Folgetag usw. Wie der exemplarische Erhebungstag zeigt, resultieren schon nach wenigen Tagen gut durchmischte Stichproben aus leicht und schwer erreichbaren Personen, die sich im Vergleich der verschiedenen Stichproben strukturell in nichts unterscheiden als dem Erhebungstag und seinem spezifischen Kontext.

Die Vorteile dieses Designs gegenüber dem Lazarsfeld'schen Paneldesign sind offensichtlich: Zu grobe Taktfrequenzen gibt es hier nicht – im Gegenteil: Tagesgenau lassen sich Bewegungen der öffentlichen Meinung nachzeichnen. Dabei beschränken sich die Möglichkeiten keineswegs darauf, nur zwei Tagesstichproben zu vergleichen. Die einzelnen Tagesstichproben lassen sich beliebig kumulieren – nach formalen Kriterien (z. B. Wochen) oder auch rund um Ereignisse. Antizipierbare ebenso wie völlig überraschende Ereignisse können in dieser Datenstruktur sichtbar ihre Spuren hinterlassen, sofern das Fragenprogramm entsprechend offen gestaltet ist.

Abbildung 1 Logik einer Rolling Cross-Section Studie



Es ist mit dem RCS-Design jedoch – und dies im Gegensatz zu einem klassischen Paneldesign – auch ein Nachteil verbunden: Diese Spuren werden nur im Aggregat oder zumindest in Teilgruppen hinterlassen. Kausale Inferenzen auf individueller Ebene sind unmöglich (vgl. Lenz 2009). Stattdessen greift eine quasi-experimentelle Logik, die bekanntlich auch auf Gruppenvergleichen (zwischen der Experimental- und der Kontrollgruppe) aufbaut: Unterschiede zwischen (Tages-)Gruppen lassen sich sehr präzise identifizieren. Der Frage allerdings, wer innerhalb der Gruppe auf ein Ereignis reagiert hat und warum, kann man sich nur über die Analyse von Subgruppen nähern. Auf die individuelle Ebene einzelner Befragter und den dort wirksamen Mechanismus kommt man mit einem RCS-Design nicht.

### 2.3 Rollierende Panelwellen als Möglichkeit 3?

Die bisherigen Ausführungen haben gezeigt: Panel- wie Rolling Cross-Section Studien haben ihre spezifischen Stärken und Schwächen. Entwicklungen auf der individuellen Ebene und die damit verbundenen Möglichkeiten kausaler Inferenz lassen sich nur mit Hilfe mehrfacher Befragungen identischer Personen nachzeichnen. Allerdings dürfen Befragungspersonen dabei nicht überstrapaziert werden, was zwangsläufig eine gröbere Beobachtungsfrequenz bei Panelstudien zur Folge hat. Zudem eignen sich Panelbefragungen besonders gut für antizipierbare Ereignisse, die aber – wie ein Blick gerade auf Wahlkämpfe der jüngeren Vergangenheit

bestätigt – nur eine Teilmenge (vermutlich) relevanter Ereignisse umfassen. Hier wiederum liegt der große Vorteil von RCS-Studien, mittels derer sich auch längere Zeiträume sehr präzise beobachten lassen. Kurzum: Stärken und Schwächen verhalten sich komplementär zueinander.

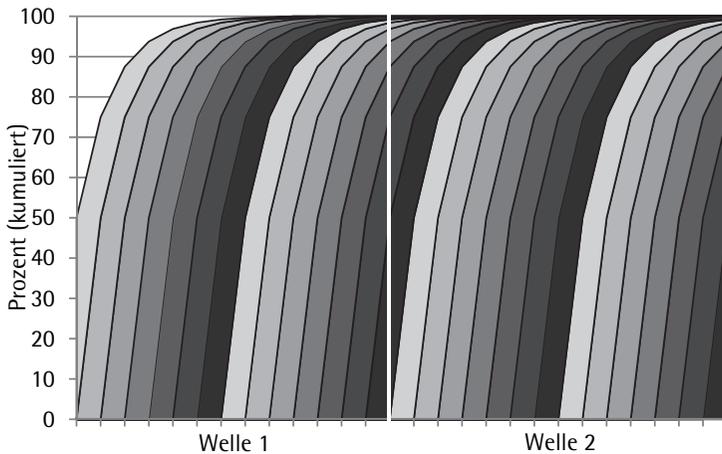
Ein Blick in die Forschungspraxis zeigt, dass bislang zumeist entweder die eine oder die andere Variante zur Beobachtung von Wahlkampfdynamik zum Einsatz gekommen ist. Mitunter – wie im Falle der German Longitudinal Election Study (GLES) – werden im Rahmen einer modularen Struktur einer Wahlstudie auch beide Varianten gleichzeitig realisiert, ohne allerdings unmittelbar miteinander in Verbindung zu stehen.<sup>4</sup>

Dabei ist eine Integration beider Prinzipien in einem integrierten Studiendesign durchaus vorstell- und machbar. So werden schon in der bisherigen Praxis RCS-Vorwahlumfragen mit einer zweiten Panelwelle kombiniert, die nach der Wahl erhoben wird, um damit Schlüsse auf individueller Ebene zu ermöglichen (vgl. Johnston/Brady 2002). Die bislang vorliegenden Studien erlauben es allerdings nicht, intraindividuelle Entwicklungen innerhalb der Vorwahlperiode zu beobachten; zudem ist im skizzierten erweiterten RCS-Design die Anzahl der realisierten Wellen mit  $N=2$  minimal.

Doch auch eine weiterreichende Integration beider Ansätze erscheint möglich. Ausgehend vom Lazarsfeld'schen Paneldesign können auch einzelne Panelwellen in rollierender Art und Weise gestaltet werden. Abbildung 2 deutet dies in schematischer Weise an. Zu sehen ist eine Reihe von Panelwellen, die in sich wiederum in kontrollierter Art und Weise – einer RCS-Logik folgend – ins Feld gegeben und abgearbeitet werden. Die Panelwellen fungieren also sowohl als Panel als auch als rollierende Querschnitte, ohne dass eine Eigenschaft die andere massiv beeinflusst. Aus der Perspektive einer Panellogik heraus ändert sich also lediglich die Feldsteuerung des Panels; aus der RCS-Perspektive werden an den einzelnen Tagen nicht fortlaufend *neue* Replikate, sondern ab einem bestimmten Tag wieder alte Replikate (aus Vorwellen) erneut ins Feld gegeben. Auf diese Weise ändert sich zwar das konkrete Vorgehen bei der Durchführung der Designs, der Kern der Designs wird davon jedoch nicht tangiert.

4 Im Rahmen der GLES gibt es darüber hinaus auch noch ein spezifisches Modul zu Fernsehduellen, in dessen Rahmen ein vierwelliges Paneldesign, rund um dieses wichtigste Einzelereignis in heutigen Wahlkämpfen, realisiert wird.

Abbildung 2 Das Rollierende Panel



Bevor am Beispiel der „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ nun detaillierter auf die konkrete Ausgestaltung einer solchen Studie eingegangen wird, ist abschließend noch ein Hinweis nötig. Bislang wurde die Frage des Erhebungsmodus gänzlich ausgeblendet. Dabei finden sich für die beiden Grundprinzipien durchaus typische Modi: Lazarsfeld hat sein Paneldesign mit persönlichen Interviews realisiert; RCS-Studien werden zumeist telefonisch durchgeführt.

In jüngerer Vergangenheit sind für beide Designs auch vermehrt Onlineumfragen eingesetzt worden, wie etwa im Kontext der amerikanischen, britischen oder auch der deutschen Wahlstudie. Generell kommen Onlineumfragen in sehr unterschiedlichen Gewändern (mit sehr unterschiedlichen Qualitätsansprüchen) daher (vgl. Schonlau/Fricke/Elliott 2002). Wenn für Wahlstudien auf Onlineumfragen zurückgegriffen wird, so bauen diese meist auf der Idee so genannter Access Panels auf. Internetnutzer können sich hier – je nach Panel – selbstständig als Mitglieder solcher Access Panels registrieren und stehen damit fortan für zukünftige Onlinebefragungen zur Verfügung. Soll dann eine konkrete Onlinebefragung realisiert werden, können Personen – gegebenenfalls quotiert – aus diesem Pool von Befragungswilligen dazu eingeladen werden.

Natürlich sind mit Onlineumfragen gewisse Einschränkungen hinsichtlich ihrer Repräsentativität verbunden, nicht zuletzt, weil Personen ohne Internetzugang zwangsläufig außen vor bleiben. Zudem ist unklar, welchen Qualitätsansprüchen die Befragten und ihr Antwortverhalten letztlich genügen. Entsprechend ist die Verwendung solcher Studien nicht unumstritten (vgl. Chang/Krosnick 2009; Faas/Schoen 2006; Sanders et al. 2007).

Dennoch bieten Online-Befragungen gerade für Panelstudien (im Lazarsfeld'schen Sinne) sehr günstige Voraussetzungen, da die Teilnahmebereitschaft der Probanden für das Gelingen maßgeblich ist. Diese ist bei Access Panels vergleichsweise hoch und kann gegebenenfalls durch entsprechende Incentives noch weiter erhöht werden. Insgesamt scheint daher diese Variante einer Onlinebefragung für das uns hier interessierende integrierte Design durchaus geeignet, wohl wissend, dass damit Einbußen hinsichtlich der Repräsentativität verbunden sind.

Mit einem ähnlichen Zielkonflikt sah sich Lazarsfeld bei seiner lokalen Panelstudie in Erie County konfrontiert, den sein Team und er mit dem Satz „In any case, we were studying the *development* of votes and not their distribution“ (Lazarsfeld/Berelson/Gaudet 1968: 3) entschieden. Dieser Sichtweise haben auch wir uns mit Blick auf die „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ angeschlossen, die es im Folgenden vorzustellen gilt.

### 3 „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“

#### 3.1 Grundkonzept

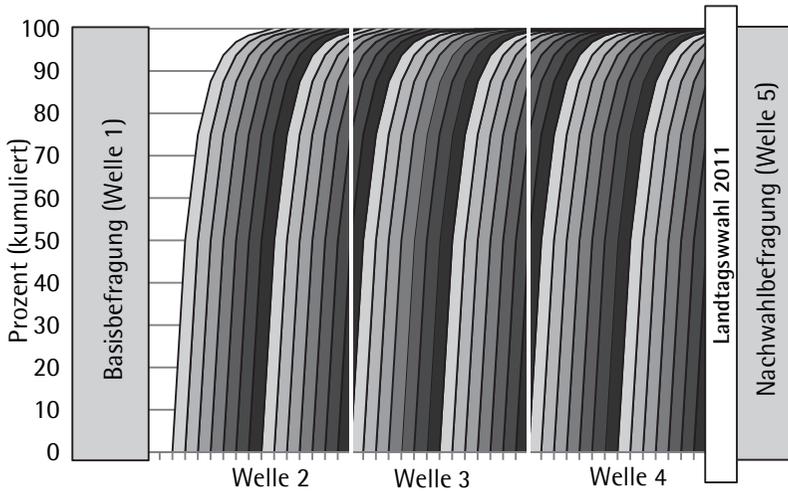
Aufbauend auf den RCS-Studien, die im Vorfeld der Bundestagswahlen 2005 und 2009 realisiert werden konnten (Schmitt-Beck/Faas/Holst 2006; Schmitt-Beck/Faas/Wolsing 2010), haben wir im Umfeld der baden-württembergischen Landtagswahl 2011 eine Studie realisiert, die in der skizzierten Art und Weise Panelwellen mit dem Prinzip rollierender Querschnitte verbindet: die „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ (Abbildung 3).<sup>5</sup> Insgesamt waren darin fünf Befragungswellen vorgesehen: eine Basismessung noch Ende 2010 (Panelwelle 1), drei Wahlkampfwellen vor der Wahl (Panelwellen 2 bis 4), die jeweils in einer RCS-Logik realisiert werden sollten sowie schließlich eine fünfte Welle nach der Landtagswahl (Panelwelle 5).

Die Basismessung war vom 18. November 2010 bis zum 2. Februar 2011 im Feld. Ihr Ziel war es, die Einstellungen der Befragten zunächst möglichst frei von Wahlkampfeffekten zu messen. Gleichzeitig ist erfahrungsgemäß die Mortalität bei einer Panelbefragung zwischen der ersten und zweiten Welle am größten. Da Mortalität jedoch einen erheblichen Effekt auf das rollierende Design hätte, sollte diese mit Blick auf die Wahlkampfwellen selbst auf ein Minimum reduziert werden – vor allem durch die vorgeschaltete Basismessung. Insgesamt konnten im Rahmen der

5 Die Studie ist im Rahmen des Juniorprofessorenprogramms des Landes Baden-Württemberg gefördert worden.

Basismessung 3.147 vollständige Interviews realisiert werden. Rekrutiert wurden die Befragten dabei aus den Access Panels von YouGov (n=2.600) und Respondi (n=547) unter der Maßgabe, die Bevölkerung Baden-Württembergs in ihrer Struktur möglichst gut abzubilden.<sup>6</sup>

Abbildung 3 Studiendesign der Wahlstudie Baden-Württemberg 2011



Diese Personen bilden den Ausgangspool von Personen für die dynamische Betrachtung des unmittelbaren Vorwahlzeitraums. Beobachtet wurden die letzten sechs Wochen vor der Landtagswahl, die am 27. März 2011 stattfand. Drei Panelwellen, jeweils gespreizt über einen Zeitraum von zwei Wochen, waren dafür vorgesehen. Dazu wurden die 3.147 Personen, die den Fragebogen der Basismessung vollständig ausgefüllt hatten, zufällig in 14 gleich große Replikate unterteilt, von denen täglich eines – beginnend am 13. Februar 2011 – zur Befragung freigegeben wurde.<sup>7</sup>

6 Sowohl die lange Feldzeit der ersten Welle (von November bis in die ersten Februartage hinein) als auch die Rekrutierung aus zwei verschiedenen Access Panels sind Folge eines eher schleppenden Verlaufs der Rekrutierung von Probanden für die erste Welle. Access Panels – obwohl sie mehrere Tausend Personen umfassen – stoßen derzeit offenkundig für Studien mit einem regionalen Bezug (wie die „Wahlstudie Baden-Württemberg“) noch an Grenzen. Diesem Problem sind wir durch die lange Feldzeit und den zusätzlichen Rückgriff auf ein zweites Access Panel begegnet.

7 Tatsächlich wurden, wie auch Tabelle 2 zeigt, nur 3.078 Personen zur zweiten Welle eingeladen, da sich zwischen den beiden Wellen insgesamt 59 Personen aus den Access Panels abgemeldet hatten.

An den einzelnen Tagen erhielten die Mitglieder der jeweiligen Tagespakete morgens eine Einladung zur Teilnahme an der Studie per E-Mail zugesandt („Einladung zu einer wissenschaftlichen Studie“). Drei Tage später wurden diejenigen, die bis dahin noch nicht reagiert hatten, an die Studie erinnert, nochmal drei Tage später folgte eine zweite Erinnerung. Weitere drei Tage später wurde das Paket geschlossen, danach war eine Teilnahme der restlichen Personen dieses Tagespakets nicht mehr möglich. Jede Zielperson hatte also beginnend mit ihrem jeweiligen Einladungstag genau neun Tage Zeit, um an der Befragung teilzunehmen.<sup>8</sup> Durch die Erinnerungen und die lange Öffnung der Befragung wurde sichergestellt, dass auch schwer erreichbare Personen ausreichende Möglichkeiten erhielten, an der Umfrage teilzunehmen, was sich positiv auf die letztlich resultierende Varianz der Tagesstichproben auswirken sollte.

Der Design-Unterschied zu einer reinen RCS-Studie, in deren Rahmen für jeden Tag der Feldzeit ein neues Replikat ins Feld gegeben worden wäre, und damit die Verbindung des Panel- mit dem RCS-Prinzip stellt sich nach genau zwei Wochen ein. Nach 14 Tagen nämlich – also beginnend am 27. Februar 2011 – erhielten die Befragten die Einladung zur zweiten, nach weiteren 14 Tagen – ab dem 13. März 2011 – zur dritten und letzten Wahlkampfwellen.<sup>9</sup> Die zufälligen Zuweisungen zu einzelnen Tagespaketen für die erste Wahlkampfwellen bestimmten dabei auch die Zugehörigkeiten zu den Paketen der folgenden Vorwählerhebungen.<sup>10, 11</sup>

- 8 Vor dem Hintergrund der Tatsache, dass Befragte bis zu neun Tage Zeit hatten, um an einer Befragungswelle teilzunehmen, sind an dieser Stelle zwei Hinweise angebracht: Erstens kann es infolgedessen passieren, dass Personen zwar zur Feldzeit der ersten Wahlkampfwellen eingeladen werden, aber erst zur Feldzeit der zweiten Welle teilnehmen. An dieser Stelle vermischen sich die beiden Prinzipien und der genaue Umgang mit den Daten hängt von der konkreten Fragestellung ab. Zweitens setzt die Landtagswahl vom 27. März den Vorwählerbefragungen ein natürliches Ende, so dass Personen, die erst spät zur letzten Wahlkampfwellen eingeladen wurden, nicht mehr die vollen neun Tage Zeit hatten, um unsere Fragen zu beantworten. Für das RCS-Design ist das unproblematisch, für das Paneldesign allerdings fehlen hier systematisch Befragte dieser Welle im Vergleich zu den Vorwellen.
- 9 Um es aus einer anderen Perspektive noch einmal auf den Punkt zu bringen: Am 15. Feldtag würde man in einem klassischen RCS-Design ein neues Replikat mit gänzlich neuen Befragten ins Feld geben; im Design rollierender Panelwellen wird am 15. Feldtag kein neues, sondern erneut das Replikat des ersten Feldtags ins Feld gegeben.
- 10 Der Fragebogen war über den gesamten Vorwahlzeitraum weitgehend konstant. Gleichwohl haben wir einige Fragen von Welle zu Welle ausgetauscht, um angesichts der relativ kurzen Abstände zwischen den Wellen für eine gewisse Abwechslung für die Befragten zu sorgen. Der konkrete Fragebogen, den die Befragten jeweils erhielten, wurde dabei durch den Zeitpunkt des erstmaligen Aufrufens der Studie bestimmt. Wurde also eine Person am letzten Samstag der zweiten Welle eingeladen, nahm aber erst am darauf folgenden Montag an der Studie teil, so erhielt sie den Fragebogen der dritten Welle. Im Durchschnitt dauerten die Befragungen 20 Minuten.
- 11 Parallel zur vierten Panelwellen wurde, ebenfalls einer RCS-Logik folgend, eine neue Befragungswelle mit knapp 1.000 Befragten gestartet, um – wie bei Lazarsfeld/Berelson/Gaudet (1968) – eine mögliche Panelkonditionierung der Kerngruppe des Panels potenziell sichtbar machen zu können. Darauf wollen wir an dieser Stelle aber nicht näher eingehen.

Nach der Wahl wurden die Teilnehmer aller vorherigen Wellen zu einer fünften Welle eingeladen, welche unmittelbar nach der Wahl gestartet wurde und bis zum 18. April lief. Im Mittelpunkt dieser Nachwahlwelle standen die retrospektive Perspektive der Wahlentscheidungsfindung und vor allem die Wahlentscheidung selbst als tatsächliches Verhalten.<sup>12</sup> Tabelle 2 gibt Aufschluss über die genauen Feldzeiten, Einladungen und resultierenden Fallzahlen. Wie sich hier zeigt, hat sich die Vorschaltung einer Basismessung bewährt: Die Rekrutierung der Befragten für die Basismessung war in der Tat beschwerlich (und die Rücklaufquote entsprechend niedrig); mit dem Eintreten in die unmittelbare Vorwahlphase mit ihren rollierenden Wellen aber stellt sich eine erfreulich hohe und vor allem stabile Rücklaufquote von Welle zu Welle ein.<sup>13</sup>

Tabelle 2 Die Panelwellen der Wahlstudie

	W1 Basismessung	W2 Wahlkampf	W3 Wahlkampf	W4 Wahlkampf	W5 Nachwahl
Feldzeit	18.11. bis 02.02.	13.02. bis 26.02.	27.02. bis 12.03.	13.03. bis 26.03.	28.03. bis 18.04.
Eingeladene Personen	11989	3078	3052	3048	2916
Vollständige Interviews (Prozent der Einladungen)	3147 (26,3 %)	2230 (72,4 %)	2059 (67,5 %)	1895 (62,2 %)	2130 (73,1 %)

### 3.2 Feldverlauf und Datenqualität

Sowohl die Panel- als auch die RCS-Elemente stellen an die Erhebungsphase ganz eigene Herausforderungen. Während im Panel die erreichten Fallzahlen über die Wellen hinweg stabil gehalten werden sollten, ist die strukturelle Konstanz der einzelnen Tagesstichproben aus RCS-Sicht zentral. Dabei ist weiterhin zu bedenken, dass durch die Basismessung das Teilnehmerfeld für die rollierenden Wellen von Beginn an festgelegt war und keinerlei Nachjustierungen während der unmittelba-

- 12 Aufgrund der besonderen Situation nach der Wahl mit der Übernahme der Regierungsgeschäfte durch den ersten grünen Ministerpräsidenten in Deutschland wurde vom 17. Mai bis zum 25. Mai 2011 noch eine sechste Panelwelle durchgeführt – auf diese wollen wir aber hier nicht näher eingehen.
- 13 Dabei ist für die Rücklaufquote der vierten Welle unmittelbar vor der Wahl zu bedenken, dass diese Welle bedingt durch die Wahl vom 27. März 2011 trunziert wurde, was die Rücklaufquote im Vergleich zu den vorhergehenden Wellen zwangsläufig schmälert. Die leicht rückläufige Zahl *eingeladener* Personen, die Tabelle 2 ebenfalls ausweist, ist dabei auf Abmeldungen aus dem Access Panel zurückzuführen.

ren Vorwahlphase mehr ermöglichte. Dem Feldverlauf kommt daher für das Gelingen der Studie zentrale Bedeutung zu.

Für die Panelkomponente stellt sich also besonders die Frage nach dem Ausmaß und der Systematik einer möglichen *Panelmortalität*. Je mehr Wellen eine Studie insgesamt hat und je größer die Distanz zwischen den einzelnen Wellen ist, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass Probanden aus dem Panel ausscheiden und sich so der durchgehend befragte Personenkreis (in potenziell systematischer Weise) verkleinert.

Welche Muster ergeben sich aus dieser Logik heraus am Beispiel der „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“? Tabelle 3 zeigt die Teilnahmemuster für die 3.147 ursprünglich befragten Personen der Basismessung. Dabei wird deutlich, dass es – erwartungsgemäß – Panelmortalität gegeben hat und dass diese besonders deutlich beim Übergang von Welle 1 zu Welle 2 auftrat: In knapp einem Fünftel der Fälle finden wir ein Muster, demzufolge eine Person an der ersten Welle teilgenommen hat, danach aber für weitere Wellen nicht mehr zu gewinnen war.

Erfreulicherweise aber weist Tabelle 3 ein anderes Muster (mit fast 50 Prozent) als dominant aus: Nahmen nämlich Probanden an mehr als einer Panelwelle teil, so verblieben sie in der Regel auch für *alle* folgenden Wellen im Panel.<sup>14</sup> Aus der Sicht unseres integrierten Designs ist das Muster, wonach eine Person zwar zusätzlich zur ersten Welle noch an Welle 2 teilgenommen hat, danach aber nicht mehr für weitere Wellen zu gewinnen war, problematisch. Dieses Muster tritt bei rund fünf Prozent der betrachteten Personen auf. Inwieweit systematische Faktoren mit dieser Form der Panelmortalität verbunden sind, werden wir im nächsten Schritt prüfen. Darüber hinaus zeigten sich noch weitere Muster der Teilnahme, die sich aber nicht mehr in bestimmten Clustern konzentrieren. Alles in allem ist das Niveau der Panelmortalität damit erfreulich gering und konzentriert sich vor allem auf den Übergang von Welle 1 zu Welle 2, was den Erwartungen entspricht, aber das Design rollierender Panelwellen nicht tangiert, welches erst mit Welle 2 einsetzt.

14 Zudem ist an dieser Stelle anzumerken, dass am Tag der Landtagswahl alle Pakete für die letzte Vorwahlbefragungswelle geschlossen wurden. Ein Teil der Personen hatte also insgesamt weniger Zeit, um den Fragebogen der Welle 4 abzuschließen, was die Fallzahlen der vierten Welle negativ beeinflusst. Ein Befragungsmuster, bei dem die Teilnahme an der vierten Welle fehlt, deutet in diese Richtung und ist immerhin auch in 6,5 Prozent aller Fälle zu verzeichnen.

Tabelle 3 Muster der Panelteilnahme

Muster	Anteil der Befragten				
	W1	W2	W3	W4	W5
X	X	X	X	X	47,3 %
X					18,1 %
X	X	X		X	6,5 %
X	X				4,7 %
Andere Muster					23,4 %

Unter Teilnahme werden dabei nur vollständig beendete Interviews gefasst.

Tabelle 4 Prädiktoren der Teilnahme an der/den Folgewelle(n)

Modell	1	2	3	4	5	6
	W1:W2	W2:W3	W3:W4	W4:W5	W1:W5	W2:W5
Alter	0,015 ***	0,004	0,014 **	0,008	0,016 ***	0,012 ***
Frau	0,158	-0,078	-0,035	-0,113	0,005	-0,120
Politisches Interesse	0,110 *	0,108	0,080	0,108	0,115 *	0,056
Niedrige Bildung	-0,024	-0,001	-0,010	-0,111	-0,076	0,060
Hohe Bildung	0,259 **	0,092	0,225	-0,040	0,154	0,148
LTW06: Nichtwahl	0,053	-0,124	-0,452 *	-0,058	-0,161	-0,322 *
Stuttgart 21: Gegner	0,079	0,098	0,182	0,312	0,149	0,120
Links-Rechts-Selbsteinstufung	0,005	-0,032	-0,006	-0,036	-0,022	-0,026
N	2933	2052	1768	1541	2872	2038
Pseudo R <sup>2</sup>	0,015 ***	0,007	0,019 ***	0,010	0,020 ***	0,015 ***

Logitkoeffizienten; Signifikanzniveaus: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

Bei der Betrachtung von Panelmortalität ist deren Ausmaß eine wichtige Komponente; daneben wäre aber insbesondere dann ein Problem für die Studie damit verbunden, wenn sie *selektiv* auftreten würde, bestimmte Personen also systematisch häufiger aus dem Panel ausschieden als andere (Kaspar 2009: 85). Um das Ausmaß selektiver Mortalität empirisch zu ermitteln, haben wir für die jeweiligen Übergänge von Welle zu Welle, für die Teilnahme an allen Wellen sowie für die Teilnahme an den Panelwellen 2 bis 5 jeweils logistische Regressionsmodelle geschätzt. Die abhängige Variable bildet dabei die vollständige Teilnahme an der Folge- beziehungsweise den folgenden Panelwellen (Tabelle 4). Die einbezogenen Erklärungsfaktoren folgen einer eher explorativen Logik aus dem Kontext der Studie; einbezogen haben wir Alter, Geschlecht, Bildung, politisches Interesse einer Person ebenso wie ihre Wahlteilnahme bei der Landtagswahl 2006, ihre Links-Rechts-Selbstein-

stufung sowie ihre Position zu Stuttgart 21. Ausgegraute Prädiktoren (und Modelle insgesamt) in Tabelle 4 erwiesen sich als statistisch nicht signifikant.

Was zeigen nun die Ergebnisse? Erfreulich ist zunächst die durchweg äußerst geringe Erklärungskraft der Modelle; an einigen Stellen *innerhalb des unmittelbaren Vorwahlzeitraums* ist die Erklärungskraft sogar nicht signifikant von Null verschieden. Die höchste Erklärungskraft ergibt sich bei der Betrachtung der Panelmortalität insgesamt, also im Vergleich von Welle 5 mit Welle 1. Bei dieser Gesamtbetrachtung machen höheres Alter und höheres politisches Interesse einen Verbleib im Panel wahrscheinlicher; dies gilt gerade auch für den Übergang von Welle 1 zu Welle 2. Diese Korrelate der Panelmortalität decken sich mit Befunden aus anderen Panelstudien (vgl. etwa Sobol 1959; Kaspar 2009). Erfreulich ist allerdings, dass diejenigen Faktoren, die sich bei Betrachtung *einzelner* Übergänge als signifikante Prädiktoren erweisen, durchaus von diesem globalen Muster abweichen und sich von Welle zu Welle unterscheiden – sofern sie überhaupt auftreten. Verstärkungseffekte im Verlauf der Studie scheint es demnach nicht zu geben.

Insgesamt bleibt aus einer Panellogik heraus festzuhalten, dass bei der „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ zunächst nach der Basismessung ein großes Teilnehmerfeld bereitstand. Beim Übergang in die dynamische Vorwahlphase ist zwar eine gewisse Panelmortalität zu verzeichnen, die aber – was Niveau und Systematik betrifft – auf erfreulich niedrigem und damit akzeptablem Niveau geblieben ist.

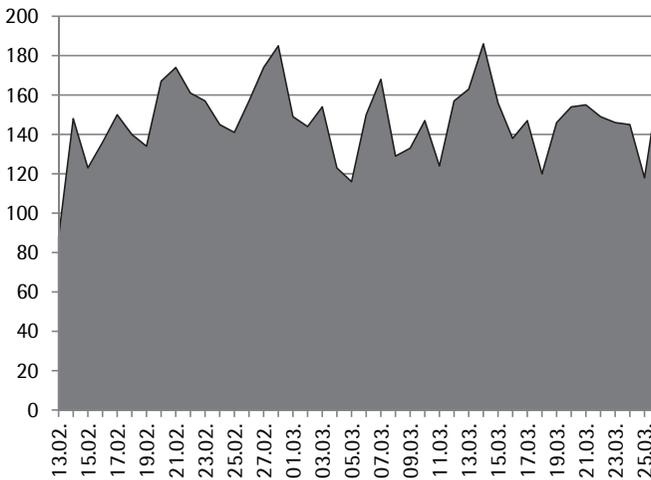
Im nächsten Schritt wollen wir nun unsere Aufmerksamkeit auf Feldverlauf und Durchführung der *rollierenden* Panelwellen lenken, also die RCS-Logik in den Vordergrund rücken. Ziel an dieser Stelle müssen strukturgleiche Tagesstichproben sein; um diese zu erreichen, folgte die genaue Taktung der Einladungen und Erinnerungen, wie oben skizziert, einem strengen, automatischen Algorithmus. Konnte damit tatsächlich ein gleichmäßiges, strukturgleiches Bild auch bei tageweiser Betrachtung erreicht werden?

Werfen wir dazu zunächst einen Blick auf die pro Feldtag resultierenden Fallzahlen. Den allerersten Befragungstag und den Tag der Wahl ausgeblendet<sup>15</sup>, wurden im Durchschnitt 149 Interviews realisiert. Die Standardabweichung betrug

15 Am letzten Befragungstag, dem Wahltag, wurden keine neuen Personen mehr zur Befragung eingeladen und die noch geöffneten Einladungspakete wurden kurz nach Öffnung der Wahllokale vormittags geschlossen. Die ersten Befragungstage werden bei der Untersuchung von rollierenden Querschnitten üblicherweise ausgeschlossen, da das RCS-Design einige Tage Anlauf benötigt, bis sich die gewünschten Fallzahlen und die gewünschte Mischung aus leicht und schwer erreichbaren Personen tatsächlich einstellt. Üblicherweise wird hierfür eine Zeit von fünf Tagen einkalkuliert. Im Falle der Wahlstudie waren die Fallzahlen jedoch bereits ab dem zweiten Tag ausreichend hoch, um sie in die Analyse einzubeziehen, auch wenn die optimale Durchmischung zu diesem Zeitpunkt noch nicht gegeben war (siehe auch Abbildung 5).

16,8 Interviews. Die geringste Anzahl realisierter Interviews wurde am Samstag, den 5. März, mit 116, die größte am Montag, den 14. März, mit 186 erreicht, wie Abbildung 4 zeigt.<sup>16</sup> Insgesamt stellt sich, was die resultierenden Fallzahlen betrifft, ein einigermaßen gleichmäßiger Feldverlauf ein, der in seiner Form und „Zackigkeit“ durchaus den Verläufen reiner RCS-Studien entspricht.

Abbildung 4 Entwicklung der Teilnehmerzahlen

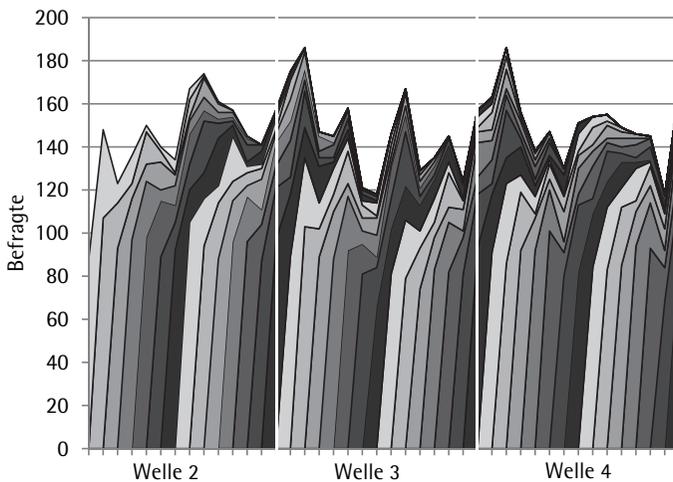


Allerdings ist die Zahl der Interviews pro Tag nur ein Indikator für einen gleichmäßigen Feldverlauf; darüber hinaus kommt es auf eine gute Mischung von leicht und schwer erreichbaren Personen in den einzelnen Tagesstichproben an, die in ihrer Struktur identisch sein sollen. Wie Abbildung 5 zeigt, greift tatsächlich für das rollierende Panel die für eine Rolling Cross-Section typische Logik, die Abbildung 1 idealtypisch aufzeigt. An jedem einzelnen Tag werden sowohl leicht als auch schwer erreichbare Personen zur Umfrage eingeladen. Während viele der leicht erreichbaren Personen direkt am Tag der Einladung an der Umfrage teilnehmen, braucht es bei den eher schwer erreichbaren Personen mitunter mehrere Kontaktversuche (Erinnerungen), bis sie an der Umfrage teilnehmen. Jedenfalls nehmen nicht alle

16 Dass der beste Tag auf einen Montag und der schlechteste auf einen Samstag fällt, ist durchaus typisch: Während des gesamten Befragungszeitraums wurden an Wochenenden geringere Tagesfallzahlen erreicht als an Werktagen. Dies ist unter anderem darauf zurückzuführen, dass ein Teil der Personen am Wochenende weniger häufig E-Mails abrufen. Auf die Frage „Wenn Sie jetzt einmal speziell an Wochenenden denken, wie häufig rufen Sie dann – im Vergleich zu Werktagen – Ihre E-Mails ab?“ antworteten 12 Prozent der Personen mit „häufiger“, 59 Prozent mit „genauso häufig“ und 28 Prozent mit „weniger häufig“.

Personen eines Pakets am gleichen Tag an der Umfrage teil, sondern verteilen sich auf den Einladungstag sowie die Folgetage. Dies führt zu Beginn der rollierenden Phase zu einer kurzen Anlaufphase der Studie. Schon nach wenigen Tagen stellt sich für die Tagesstichproben eine gute Mischung von leicht und schwer erreichbaren Personen ein (Abbildung 5), die dem Augenschein nach sehr konstant über den Feldverlauf hinweg bleibt. Dies gilt gerade auch für die kritischen Übergänge zwischen den einzelnen Panelwellen, die in Abbildung 5 durch vertikale weiße Linien markiert sind.

Abbildung 5 Struktur der Tagesstichproben

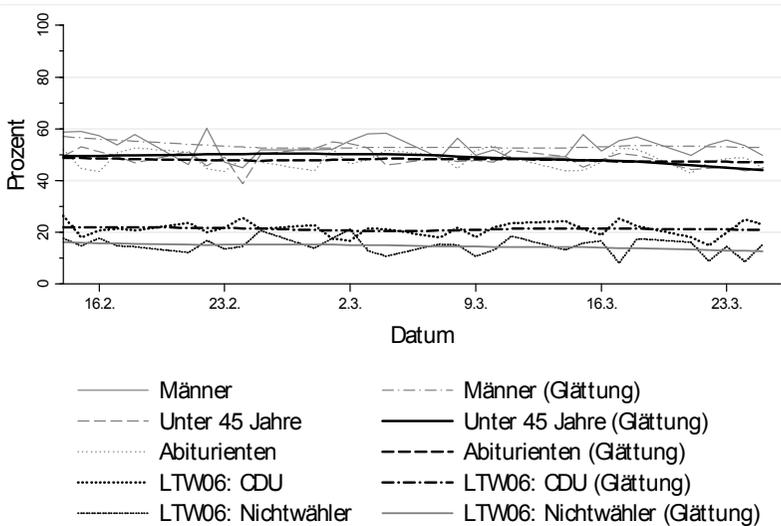


Strukturgleiche Tagesstichproben sind eine notwendige Voraussetzung für weitergehende inhaltliche Analysen. Nur wenn tatsächlich sichergestellt ist, dass sich diese Struktur nicht ändert, können beobachtbare Veränderungen von politischen Einstellungen und Verhaltensabsichten tatsächlich als Konsequenz des Wahlkampfs und seiner Ereignisse interpretiert werden. Abbildung 5 legt nahe, dass diese notwendige Bedingung tatsächlich erfüllt ist; aber wir können dies noch stringenter überprüfen.

Wenn die einzelnen Tagesstichproben strukturgleich sind, sollten stabile Merkmale von Befragten (zum Beispiel ihr Alter oder ihr Geschlecht) in den einzelnen Tagesstichproben – abgesehen von zufälligen Schwankungen – identisch verteilt sein. Zur Überprüfung der Datenqualität unter diesen Gesichtspunkten können wir daher entsprechende Trendlinien für Verteilungen ausgewählter stabiler Merkmale betrachten. Die Linien sollten flach sein. Da für die einzelnen Tage nur rela-

tiv geringe Fallzahlen (von rund 150 Interviews) zur Verfügung stehen, wollen wir nicht bloß tageweise Mittelwerte betrachten, sondern auch geglättete Trendlinien. Wir haben dazu das LOWESS-Verfahren (mit einer Bandbreite von 0,5) verwendet; dabei wird jeder Punkt durch ein polynomiales Regressionsmodell an eng benachbarte Punkte angepasst.

Abbildung 6 Verteilungsstabilität ausgewählter soziodemographischer Merkmale (Bandbreite 0,5)



Die Ergebnisse dieser Analysen zeigt Abbildung 6. Auch wenn die Trendlinien nicht in allen Fällen gänzlich flach sind, so bleiben alles in allem die Verteilungen des Lebensalters, des Geschlechts, des höchsten Schulabschlusses und der Parteiwahl bei der vorhergehenden Landtagswahl im Feldverlauf sehr stabil. Systematische Trends lassen sich kaum ausmachen.

Diese visuellen Analysen lassen sich noch weiter statistisch unterfüttern, indem – in Anlehnung an Schmitt-Beck/Faas/Wolsing (2010) – aus allen verfügbaren Tagesstichproben jeweils zwei herausgegriffen und die jeweils interessierenden Anteile (mit Hilfe logistischer Regressionsmodelle) miteinander verglichen werden. Vergleicht man auf diese Weise alle möglichen Paare von Tagesstichproben (konkret: die sich daraus jeweils ergebenden Anteile der skizzierten Variablen), so sollten diese sich nur zufällig unterscheiden. Bei einem angelegten statistischen Signifikanzniveau von fünf Prozent würde man rein zufallsbedingt in bis zu fünf Prozent aller Kombinationen von Feldtagen Abweichungen erwarten, aber nicht mehr.

Tabelle 5 listet die tatsächlich beobachtbaren Abweichungsanteile basierend auf allen möglichen Zweierkombinationen der Tagesstichproben auf. Die Ergebnisse zeigen, dass sich nur in einem Fall – nämlich dem Anteil der Nichtwähler bei der Landtagswahl 2006 – deutlich überzufällige Abweichungen ergeben; das deckt sich mit den Analysen der Panelmortalität oben. Nichtwähler sind uns im Verlauf der Vorwahlbeobachtung in etwas überdurchschnittlichem Maße „abhanden“ gekommen. Auch für das Geschlecht ergibt sich ein zu hoher Wert an Abweichungen, der allerdings mit 5,1 Prozent nur minimal erhöht ist.

Tabelle 5 Anteile signifikanter Abweichungen im Paarvergleich von Tagesstichproben

Prozentualer Anteil Abweichungen im Tagespaarvergleich ( $p > 0,05$ )	
Geschlecht	5,1
Alter	2,6
Abiturienten	2,4
LTW06: CDU	1,8
LTW06: Nichtwähler	6,7
Anzahl Paare	820

Der Großteil der Abweichungen ist demnach auf rein zufällige Streuungen zurückzuführen. Die für eine RCS-Studie notwendigen Voraussetzungen konnten alles in allem erfüllt werden, auch in der Variante der rollierenden Panelstudie.

## 4 Analysepotenziale

Wie bereits ausgeführt, erweitert das rollierende Panel die Analysemöglichkeiten der verknüpften Designs um die Vorzüge des jeweils anderen. So können nicht nur Trends und Dynamiken tagesgenau nachgezeichnet werden (RCS), es ist auch feststellbar, auf welchen individuellen Faktoren diese beruhen (Panel). Um dies zu verdeutlichen, möchten wir abschließend an einem Beispiel das Analysepotenzial der Daten aufzeigen. Wir greifen dazu auf ein Ereignis zurück, das den Wahlkampf und die Wahl in Baden-Württemberg nachhaltig beeinflusst hat – nämlich das Atomunglück von Fukushima, das sich zwei Wochen vor dem Wahltag ereignet hat.

Grundsätzlich ist die Atomkraft seit vielen Jahren eines der wichtigsten Positionsissues im politischen Wettbewerb in Deutschland. In der Folge weist das Thema bei Parteien und ihren Anhängern ein hohes Maß an Stabilität auf (Thur-

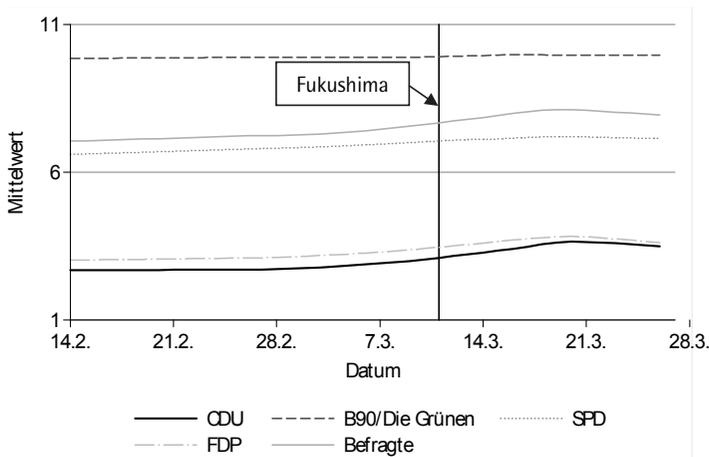
ner 2010: 338). Während der Feldzeit der „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ kam es jedoch zu eben jenem desaströsen Ereignis in Japan, das an dieser Stabilität gerüttelt hat. In Abbildung 7 sind die mit dem LOWESS-Verfahren geglätteten Trendlinien zur Frage

„Sollte die Kernenergie weiter ausgebaut oder sollten alle Kernkraftwerke sofort abgeschaltet werden? Wie stehen Ihrer Meinung nach die Parteien dazu, wenn Sie eine Skala von 1 bis 11 verwenden?“

dargestellt. Die Skala reichte dabei von 1 „Weiterer Ausbau der Kernenergie“ bis 11 „Sofortige Abschaltung aller Kernkraftwerke“. Bis zum Zeitpunkt des Unglücks, in der Abbildung dargestellt als senkrechte durchgezogene Linie, gab es, wie vermutet, nur sehr wenige Veränderungen im Zeitverlauf. B90/Die Grünen wurden klar in der Nähe des sofortigen Ausstiegs eingeordnet, die Position der SPD war gemäßigter und CDU sowie FDP befanden sich in den Augen der Wähler relativ nahe beim Skalenpunkt „Weiterer Ausbau der Kernenergie“. Die Position der Befragten lag im Mittel zwischen der Position der SPD und jener der Grünen – allerdings bei erheblicher interindividueller Varianz.

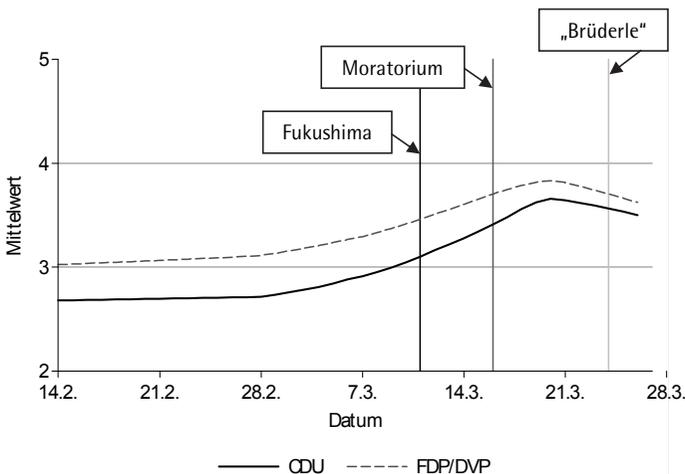
Mit dem Unglück veränderten sich diese Positionen jedoch. Insbesondere die Befragten näherten sich im Mittel noch weiter der Position der Grünen an. Doch auch die wahrgenommenen Positionen der CDU und der FDP veränderten sich merklich.

Abbildung 7 Wahrgenommene Parteipositionen und eigene Einstellung zur Atomkraft (LOWESS-Kurven; Bandbreite 0,5)



Verfeinert man die Skala (Abbildung 8), werden diese Veränderungen noch deutlicher sichtbar. Daneben fällt auf, dass die Veränderung bei Union und FDP ab etwa dem 19. März wieder zum Erliegen kommt, tendenziell sogar wieder zurückgeht. Die weiter rechts eingezeichneten Linien geben Aufschluss über mögliche Gründe. Am 15. März verkündete Angela Merkel, dass es ein Moratorium, also die Aussetzung der Laufzeitverlängerung deutscher Atomkraftwerke, geben würde. Kurz nach diesem Zeitpunkt erreichen die (geglätteten) Mittelwerte für Union und FDP ihre Höchstwerte. Bereits eine Woche später jedoch ist eine Stabilisierung der Position zu erkennen. Als am 23. März (Linie 3) zudem bekannt wurde, dass Rainer Brüderle vor Industrievertretern verlauten ließ, es handle sich bei dem Moratorium lediglich um eine Wahlkampf-Taktik, dürfte dies die Trendumkehr weiter verstärkt haben.

Abbildung 8 Parteipositionen zur Atomkraft – Details (LOWESS-Kurven; Bandbreite 0,5)



Offen bleibt bis zu diesem Punkt allerdings die Frage, wessen individuelle Positionen und Wahrnehmungen für die Veränderungen im Aggregat verantwortlich sind. Mittels der Paneldaten kann nun explizit überprüft werden, wer diese Personen waren. Hierzu werden zunächst die Differenzen zwischen den Antworten der Befragungswellen zwei und drei<sup>17</sup> – also vor der Atomkatastrophe – auf der einen

17 Die Atomkatastrophe ereignete sich am vorletzten Befragungstag der Befragungswelle 3. Für diejenigen Personen, die an diesem Tag oder danach in Welle 3 befragt wurden, wurde die

Seite, Befragungswelle vier auf der anderen Seite berechnet. Insgesamt gaben 47,9 Prozent der Befragten nach Fukushima einen höheren (und damit atomkritischeren) Wert an; 36,8 Prozent nannten den gleichen Wert wie zuvor. Im Mittel veränderte sich die Position um +0,8 Punkte auf der elfstufigen Skala.

Um nun herauszufinden, mit welchen individuellen Faktoren diese Veränderungen zusammenhängen, schätzen wir explorativ eine OLS-Regression, bei der die Differenz zwischen den Positionen zwischen den beiden Zeitpunkten als abhängige Variable dient. Als unabhängige Variablen werden die soziodemographischen Variablen Alter, Geschlecht und Bildung aufgenommen. Hinzu kommt politisches Interesse als Prädiktor für Informiertheit, sowie die eigene ideologische Position, gemessen anhand der Links-Rechts-Selbsteinstufung (Tabelle 6).

Tabelle 6 Einflussfaktoren auf Veränderung der Haltung zu Atomkraft nach Fukushima (OLS-Regression)

	Größe der Veränderung	Standardfehler
Alter	0,010*	0,005
Frau	-0,120	0,140
Politisches Interesse	-0,207	0,203
Interesse am Wahlkampf	-0,008	0,150
Niedrige Bildung	-0,090	0,088
Hohe Bildung	-0,120	0,072
Links-Rechts-Selbsteinstufung	0,181***	0,032
<i>N</i>	992	
Adjusted R <sup>2</sup>	0,036	

*Unstandardisierte Effektkoeffizienten; Signifikanzniveaus: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$*

Wie die Ergebnisse zeigen, sind das Alter und die Links-Rechts-Selbsteinstufung signifikante Prädiktoren individueller Positionsveränderungen. Ältere Personen ebenso wie Personen, die sich politisch weiter rechts einstufen, sind atomkritischer geworden.

Die Mischung von Rolling Cross-Section und Panel ermöglicht es also, mehr Einblicke in derartige Prozesse zu bekommen, als es bei der Verwendung eines der Verfahren alleine möglich gewesen wäre. Auch wenn wir mit der Atomkraft und der Atomkatastrophe ein besonders prominentes Beispiel herausgegriffen haben, so ändert das nichts am Potenzial der Studie auch für andere Fragestellungen. Es ließe sich ebenso im Zusammenhang mit dem Ansehensverlust von Stefan Mappus, den

Einstellung in Welle 2 als Vergleichswert herangezogen.

Themenkarrieren (beispielsweise der Rolle von Stuttgart 21 während des gleichen Wahlkampfes) oder der Rolle von Emotionen während des Wahlkampfes anwenden – all dies haben wir an anderer Stelle bereits zeigen können (vgl. Blumenberg/Faas 2012a, 2012b).

## 5 Fazit

Ziel des Beitrags war es, die Theorie und Praxis eines rollierenden Panels vorzustellen, dessen Durchführung anhand des Beispiels „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ zu beschreiben und das damit verbundene Analysepotenzial aufzuzeigen. Das rollierende Panel soll das Beste aus zwei Welten (Panel- und RCS-Studien) verbinden. Wie beim RCS-Design soll es die tagesgenaue Beobachtung von Änderungen in den Einstellungen und Verhaltensmustern der Bevölkerung abbilden, ohne dabei jedoch die Möglichkeit zu verlieren, auch „hinter die Kulissen“ zu schauen und die individuellen Gründe und Prädiktoren dieser Veränderungen zu analysieren.

Doch nützt das beste theoretische Instrument wenig, wenn es sich in der Praxis nicht bewährt. Zentral sind dabei im konkreten Fall Feldsteuerung und Feldverlauf. Weder darf es zu hoher Panelmortalität und Panelkonditionierung (aus der Perspektive der Panelkomponente) kommen, noch dürfen sich die einzelnen Tagesstichproben (aus der RCS-Perspektive) systematisch unterscheiden. Beides konnte im Fall der „Wahlstudie Baden-Württemberg 2011“ ohne merkliche Abstriche erreicht werden. Dabei hat sich vor allem die Erhebung einer Basismessung vor der ersten rollierenden Welle als günstig erwiesen: Panelmortalität hat sich so vor allem zwischen Basismessung und rollierender Phase eingestellt – berührte aber damit die eigentliche Vorwahlphase mit ihrer dynamischen Logik nicht.

Auch auf der inhaltlichen Ebene hat das neue Instrument die erwarteten Ergebnisse geliefert: Gerade vor dem Hintergrund unserer konkreten Ergebnisse aus dem Kontext der Landtagswahl in Baden-Württemberg – exemplarisch konnten wir dies am Beispiel der Veränderungen der Einstellungen zur Atomkraft in Deutschland in Folge der Atomkatastrophe in Japan zeigen – wurde deutlich, dass es einen wahren Mehrwert gegenüber den klassischen Instrumenten liefert, ohne zugleich nennenswerte Nachteile mitzubringen.

Insgesamt wäre es zu begrüßen, wenn zukünftig auch in anderen Studien über eine Integration von Panel- und RCS-Komponenten nachgedacht würde, anstatt sie als separate Komponenten zu realisieren. Die Vorteile der Integration und die Machbarkeit des Unterfangens konnten anhand der „Wahlstudie Baden-

Württemberg 2011“ demonstriert werden: Das Ganze ist mehr als die Summe seiner Teile.

## Literatur

- Blumenberg, J. N. und T. Faas, 2012a: Abstimmung gut, alles gut? Der Bürger im Staat. 3-2012: 182-187.
- Blumenberg, J. N. und T. Faas, 2012b: Stuttgart 21: Einstellungen und Emotionen. in: U. Wagschal (Hg.): Machtwechsel oder Politikwechsel – Eine Bilanz der Landtagswahl 2011 in Baden-Württemberg. [im Erscheinen]
- Chang, L. und J. A. Krosnick, 2009: National Surveys Via Rdd Telephone Interviewing Versus the Internet. Comparing Sample Representativeness and Response Quality. *Public Opinion Quarterly* 73 (4): 641-678.
- Das, M., V. Toepoel und A. van Soest, 2011: Nonparametric Tests of Panel Conditioning and Attrition Bias in Panel Surveys. *Sociological Methods & Research* 40 (1): 32-56.
- Faas, T. und J. Maier, 2011: Medienwahlkampf: Sind TV-Duelle nur Show und damit nutzlos? S. 99-114 in: E. Bytzek und S. Roßteutscher (Hg.): Der unbekannte Wähler?: Mythen und Fakten über das Wahlverhalten der Deutschen. Frankfurt a. M.: Campus.
- Faas, T. und H. Schoen, 2006: Putting a Questionnaire on the Web is not enough: A Comparison of Online and Offline Surveys Conducted in the Context of the German Federal Election 2002. *Journal of Official Statistics* 22 (2): 177-190.
- Johnston, R., 2001: Capturing Campaigns in National Election Studies. S. 149-172 in: E. Katz und Y. Warshel (Hg.): Election studies. What's their use? Boulder, Colo: Westview Press.
- Johnston, R. und H. E. Brady, 2002: The rolling cross-section design. *Electoral Studies* 21: 283-295.
- Kaspar, H., 2009: Panelpflege, Panelmortalität und Konvertierung im Panel. S. 85-109 in: H. Schoen, H. Rattinger und O. W. Gabriel (Hg.): Vom Interview zur Analyse. Methodische Aspekte der Einstellungs- und Wahlforschung. Baden-Baden: Nomos.
- Lazarsfeld, P. F., B. Berelson und H. Gaudet, 1968: *The People's Choice. How the Voter Makes Up his Mind in a Presidential Campaign.* New York: Columbia Univ. Press.
- Lenz, G., 2009: Learning and Opinion Change, Not priming: Reconsidering the Evidence for the Priming Hypothesis. *American Journal of Political Science* 53 (4): 821-837.
- Romer, D., K. Kenski, K. Winne, C. Adasiewicz und K. H. Jamieson, 2006: Capturing campaign dynamics, 2000 and 2004. The national Annenberg election survey. Philadelphia: University of Pennsylvania.
- Sanders, D., H. D. Clarke, M. C. Stewart und P. Whiteley, 2007: Does Mode Matter For Modeling Political Choice? Evidence From The 2005 British Election Study. *Political Analysis* 15 (3): 257-285.
- Schmitt-Beck, R., T. Faas und C. Holst, 2006: Der Rolling Cross-Section Survey – ein Instrument zur Analyse dynamischer Prozesse der Einstellungsentwicklung: Bericht zur ersten deutschen RCS-Studie anlässlich der Bundestagswahl 2005. *ZUMA-Nachrichten* (58): 13-49.
- Schmitt-Beck, R., T. Faas und A. Wolsing, 2010: Kampagnendynamik bei der Bundestagswahl 2009. Arbeitspapiere – Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (134).
- Schonlau, M., R. D. Fricker Jr. und M. N. Elliott, 2002. *Conducting Research Surveys via E-mail and the Web.* Santa Monica, CA: RAND.
- Sobol, M. G., 1959: Panel Mortality and Panel Bias. *Journal of the American Statistical Association* 54 (285): 52-68.
- Stadtmüller, S., 2009: Weniger Befragte, schlechtere Ergebnisse? Die Wirkungen der Panelmortalität. S. 111-130 in: H. Schoen, H. Rattinger und O. W. Gabriel (Hg.): Vom Interview

- zur Analyse. Methodische Aspekte der Einstellungs- und Wahlforschung. Baden-Baden: Nomos.
- Turner, P. W., 2010: „Issue-Unentschiedene“ und „Issue-Inkonsistente“ als Targetpopulationen? Das Beispiel Kernenergie (1987-2005). S. 333-351 in: T. Faas, K. Arzheimer, S. Roßteutscher (Hg.): Information Wahrnehmung Emotion: Politische Psychologie in der Wahl- und Einstellungsforschung. Wiesbaden: VS Verlag.
- Toepoel, V., M. Das und A. van Soest, 2009: Relating Question Type to Panel Conditioning: Comparing Trained and Fresh Respondents. *Survey Research Methods* 3 (2): 73-80.

## Anschrift der Autoren

Thorsten Faas / Johannes N. Blumenberg  
Institut für Politikwissenschaft  
Bereich „Methoden der empirischen  
Politikforschung“  
Johannes Gutenberg-Universität Mainz  
Hegelstraße 59  
55099 Mainz  
E-Mail: [thorsten.faas@uni-mainz.de](mailto:thorsten.faas@uni-mainz.de)  
[blumenberg@politik.uni-mainz.de](mailto:blumenberg@politik.uni-mainz.de)



## Online-Umfragen: Eine geeignete Er- hebungsmethode für die Wahlforschung?

*Ein Vergleich unterschied-  
licher Befragungsmodi am  
Beispiel der Bundestagswahl  
2009*

## Online-Surveys: An appropriate survey method for electoral research?

*A comparison of different  
survey modes in use at the  
2009 German Federal  
Election*

*Ina Elisabeth Bieber und Evelyn Bytzek*

### *Zusammenfassung*

Online-Umfragen werden in den Sozialwissenschaften immer beliebter, so auch in der Wahlforschung. Zahlreiche Studien konnten jedoch zeigen, dass sich Teilnehmer/innen an Online-Umfragen nicht nur hinsichtlich des soziodemographischen Hintergrunds, sondern auch der politischen Einstellungen von Teilnehmer/innen an persönlich-mündlichen oder telefonischen Umfragen deutlich unterscheiden. Bei Analysen des Wählerverhaltens sind diese Unterschiede jedoch unproblematisch, wenn sich die Zusammenhänge zwischen den Untersuchungsmerkmalen im Rahmen der verschiedenen Befragungsmodi ähnlich gestalten und somit die Wahlentscheidung durch dieselben Faktoren erklärt werden kann. Der vorliegende Beitrag widmet sich der Betrachtung dieser Zusammenhänge, indem Modelle des Wahlverhaltens miteinander verglichen werden, die mit Daten verschiedener Umfragemodi berechnet wurden. Hierfür werden Daten der German Longitudinal Election Study

### *Abstract*

Online surveys are becoming more and more popular in the social sciences, for example in electoral research. Plenty of studies have shown that participants who take part in online-surveys differ significantly from participants taking part in face-to-face, or telephone surveys, in terms of their socio-demographic background and political attitudes. Still, since electoral research aims primarily to explain voting behavior, online surveys are deemed useful tools, if the relationship between dependent and independent variables are similar in different survey types, for instance, if vote choice can be described by the same factors, regardless of the survey mode. This paper analyzes these relationships by comparing models of voting behavior which are based on data from different survey modes. Survey data from the German Longitudinal Election Study (GLES) is used since this project simultaneously conducted a face-to-face and telephone survey, as well as online

(GLES) herangezogen, da im Rahmen dieses Projekts im Vorfeld der Bundestagswahl 2009 eine persönlich-mündliche, eine telefonische und mehrere Online-Umfragen nahezu zeitgleich durchgeführt wurden, was ideale Bedingungen für einen Vergleich der verschiedenen Umfragemodi bietet. Diese Untersuchung trägt somit dazu bei, die Eignung von Online-Umfragen für Analysen der empirischen Wahlforschung besser einschätzen zu können.

surveys ahead of the 2009 German Federal Election. Hence, these are ideal conditions for comparing different survey modes. Consequently, this paper enables one to evaluate the use of online surveys for empirical electoral research

## 1 Einleitung

Lange Zeit galten die persönlich-mündliche, die schriftliche und die Telefonbefragung in der quantitativen empirischen Sozialforschung als beste Möglichkeiten, um mittels Befragungen Daten mit guter Qualität zu generieren, die eine adäquate Auskunft über die Meinungen, Einstellungen und Verhaltensweisen der Bevölkerung geben (vgl. hierzu Dillman 1978). Seit Beginn dieses Jahrhunderts erfreut sich jedoch eine weitere Befragungsmethode zunehmender Beliebtheit: In der Meinungsforschung und auch in der empirischen Sozialforschung spielen Online-Umfragen eine immer größere Rolle (vgl. Dillman 2000; Jakob et al. 2009; Pötschke 2010; Welker/Wenzel 2007; Zerback et al. 2009). Ihre Vorteile liegen klar auf der Hand: Im Vergleich zu den klassischen Umfragetypen können Online-Umfragen schnell und kostengünstig realisiert werden. Die moderne Technik macht es möglich, dass die Daten bereits wenige Tage nach der Erhebung den Forscher/innen zur Verfügung stehen und dadurch erste Forschungsergebnisse zeitnah der Forschungsgemeinschaft präsentiert werden können (Bandilla/Hauptmanns 1998; Baur/Florian 2009).

Trotz dieser Vorteile stehen Online-Umfragen häufig in der Kritik: Insbesondere die Ziehung einer Zufallsstichprobe aus einer definierten Grundgesamtheit erweist sich als problematisch (Baur/Florian 2009; Couper/Miller 2008). Dies ist jedoch die Voraussetzung für die in der Wahlforschung häufig angewandten inferenzstatistischen Verfahren (Pötschke 2010). Neben der Präzision und der Genauigkeit sollte eine Zufallsstichprobe insbesondere das Kriterium der Repräsentativität sicherstellen, was bedeutet, „dass jedes Element einer Grundgesamtheit eine angebbare, von Null verschiedene Auswahlchance hat und sie zufällig ausgewählt werden“ (Pötschke 2010:58). Ziel dabei ist es, dass die Stichprobe die Grundgesamtheit in angemessener Weise abbildet und die Forscher/innen auf der Grund-

lage der Stichprobe Aussagen über die Grundgesamtheit treffen können (Bortz/Döhring 2005:401; Kromrey 2006).

Die Grundgesamtheit in Umfragen der Wahlforschung bildet zumeist die wahlberechtigte Bevölkerung. Lange Zeit galten das persönlich-mündliche Interview und die telefonische Befragung als adäquate Methode, um Daten zu generieren, die durch ein elaboriertes Stichprobendesign ein angemessenes Abbild der wahlberechtigten Bevölkerung wiedergeben. Aufgrund zunehmend niedriger Ausschöpfungsquoten, insbesondere bei Telefonbefragungen, ist jedoch anzuzweifeln, dass dies immer gelingt. Online-Umfragen stehen jedoch im Vergleich zu diesen Umfragen vor einem Problem: Die adäquate Abbildung der wahlberechtigten Bevölkerung in Online-Befragungen ist prinzipiell nur dann möglich, wenn entweder die Online-Penetration weit fortgeschritten ist oder wenn die Rekrutierung grundsätzlich offline erfolgt, wobei Personen ohne Internetanschluss für die Zeit der Befragung mit technischen Mitteln ausgestattet werden, die die Beantwortung von Internet-Umfragen ermöglichen (ADM 2001). Die meisten Online-Umfragen basieren jedoch nicht auf einer solch aufwändigen Rekrutierung. Stattdessen werden einfachere Rekrutierungswege angewandt: Hier kann grundlegend zwischen einer *aktiven* und *passiven Auswahl* der Befragungsteilnehmer unterschieden werden (ADM 2001): Bei einer passiven Auswahl rekrutieren sich die Teilnehmer/innen selbst (sog. Selbstrekrutierung, vgl. Couper 2000). Das Untersuchungsinstitut kann folglich nicht selbst entscheiden, wer befragt werden soll. Diese Art der Stichprobenziehung genügt nach ADM nicht den wissenschaftlichen Anforderungen aufgrund potentieller Stichprobenverzerrungen und mangelnder Repräsentativität. Nur eine aktive Auswahl, bei der das Institut selbst bestimmt, wen es um eine Teilnahme bittet, erfüllt die wissenschaftlichen Standards (ADM 2001).

Um diese aktive Auswahl zu erfüllen, greifen die Erhebungsinstitute häufig auf Befragte aus sogenannten Online- bzw. Access-Panels zurück. Dies ist in der Regel ein Pool an Personen, die sich grundsätzlich bereit erklärt haben, an Online-Umfragen teilzunehmen und von den Online-Panel-Anbietern zu Befragungen eingeladen werden. Befragte werden dabei mittels einer mathematisch-statistischen Zufallsauswahl oder spezifischen, für die Untersuchung relevanten Quotierungen aus diesem Pool ausgewählt (ADM 2001).

Die Online-Panels unterscheiden sich zudem deutlich hinsichtlich der Art der Befragtenrekrutierung: Hierbei ist zwischen *Probability-based* und *Non-probability Samples* zu unterscheiden (vgl. Couper 2000, Couper/Miller 2008). Ein Probability-based Sample zeichnet sich dadurch aus, dass auf der Grundlage einer Zufallsstichprobe (bspw. Telefonstichprobe) die Befragten ausgewählt werden. Wenn eine Person über keinen PC oder keinen Internetanschluss verfügt, wird

ihr die Hardware und die Internetverbindung für den Zeitraum der Untersuchung zur Verfügung gestellt (vgl. Chang/Krosnick 2009; Couper/Coutts 2006). Obwohl diese Verfahrensweise grundsätzlich als Methode der Wahl gehandelt werden kann – Chang und Krosnick (2009) ziehen diese Methode sogar der Telefonbefragung vor – kann diese weder als kostengünstig, noch in der Bereitstellungsphase der Hardware als zeitsparend eingestuft werden (vgl. hierzu auch Bandilla et al. 2001). Demgegenüber bestehen Non-probability Samples aus einem offenen Teilnehmer/innenkreis, wobei hier selbstrekrutierte Umfragen von Umfragen mittels sogenannten Volunteer-Panels bzw. Opt-in-Panels zu unterscheiden sind: Bei Volunteer- bzw. Opt-in-Panels müssen sich die Teilnehmer/innen zunächst bei dem Panelanbieter registrieren (vgl. Bandilla/Hauptmanns 1998; Couper 2000; Yeager et al. 2011), daher ist die Zusammensetzung von Volunteer-Panels nicht zufällig. Bei selbstrekrutierten Umfragen werden die Teilnehmer/innen mittels allgemeiner Aufforderungen oder Hinweise auf eine Umfrage aufmerksam gemacht und nicht das Befragungsinstitut entscheidet, welche Personen zur Umfrage eingeladen werden (sog. passive Auswahl) (ADM 2001).

Diese Unterschiede in der Ziehung der Stichprobe und der Auswahl der Befragungsteilnehmer/innen spiegeln sich auch deutlich in Unterschieden in der Verteilung soziodemographischer Merkmale und politischer Einstellungen zwischen persönlich-mündlichen und telefonischen Befragungen auf der einen und Online-Umfragen auf der anderen Seite wider: Mitglieder in Volunteer-Panels sind zumeist jünger, männlich, höher gebildet und haben eine stärkere Affinität, Parteien des linken Spektrums zu wählen, im Vergleich zur Durchschnittsbevölkerung (vgl. Baur/Florian 2009; Couper 2000; Roster et al. 2004; Sanders et al. 2007; Schenk/Wolf 2006; Wolsing/Faas 2009).

Da die empirische Wahlforschung einerseits zeitnah die Entwicklungen in der Wählerschaft analysieren möchte, jedoch andererseits auf Daten angewiesen ist, mittels derer Aussagen über die wahlberechtigte Bevölkerung gemacht werden können, stellt sich die Frage, ob es aufgrund der Stichprobenziehung und der Befragtenrekrutierung überhaupt sinnvoll ist, Online-Umfragen zur Untersuchung des Wahlverhaltens heranzuziehen. Im Gegensatz zu den kommerziellen Umfrageinstituten besteht das Bestreben der wissenschaftlichen Wahlforschung jedoch weniger in der exakten Darstellung von Häufigkeitsverteilungen, sondern vielmehr in der Erklärung des politischen Verhaltens, insbesondere von Wahlbeteiligung und Wahlentscheidung, in Anbetracht soziodemographischer Merkmale und politischer Einstellungen: Warum und aus welchem Grund sind einige Personen nicht zur Wahl gegangen und welche Wähler/innen haben welche Parteien bzw. Politiker/innen aus

welchen Gründen gewählt? Diese Fragen stehen in der Regel im Mittelpunkt der wissenschaftlichen Wahlforschung.

Aus diesem Blickwinkel können Online-Umfragen für die empirische Wahlforschung durchaus von Nutzen sein. Die Voraussetzung hierfür ist, dass sich die Beziehungen zwischen den abhängigen und unabhängigen Variablen in Auswertungen auf Basis von Online-Umfragedaten ähnlich darstellen wie in Auswertungen auf Basis persönlich-mündlicher sowie telefonischer Umfragedaten. Ob dieser Zusammenhang tatsächlich besteht und empirisch nachgewiesen werden kann, steht im Mittelpunkt des vorliegenden Beitrags. Die Untersuchung beschränkt sich dabei auf Modelle der Wahlbeteiligung und der Wahlentscheidung, da diese die zentralen Explananda der Wahlforschung darstellen. Um die Qualität von Online-Umfragen in Hinblick auf Erklärungen der Wahlbeteiligung und Wahlentscheidung zu untersuchen, werden die Ergebnisse entsprechender Modelle auf Basis von zwei Online-Umfragen mit einer persönlich-mündlichen und einer telefonischen Befragung verglichen. Da eine Vielzahl an Faktoren neben Stichprobenziehung und Ausschöpfungsquote zu Unterschieden zwischen Umfragen führen können, vergleichen wir zusätzlich die persönlich-mündliche und die telefonische Umfrage miteinander. Bewegen sich die Abweichungen zwischen Online- und persönlich-mündlicher bzw. telefonischer Umfrage in ähnlichen Größenordnungen wie die Abweichungen zwischen persönlich-mündlicher und telefonischer Umfrage, gehen wir davon aus, dass Online-Umfragen in Hinblick auf Modelle des Wählerverhaltens vergleichbare Ergebnisse liefern wie diese beiden „klassischen“ Umfrageformen und damit einen deutlichen Nutzen für die empirische Sozialforschung haben.

Wesentlich bei solchen Vergleichen ist, dass möglichst viele Faktoren konstant gehalten werden. Die vorliegende Untersuchung hat hierbei den Vorteil, dass im Rahmen der *German Longitudinal Election Study* (GLES) zur Bundestagswahl 2009 Umfragen mit unterschiedlichen Modi, aber ähnlichen Feldzeiten und weitgehend identischen Frageformulierungen erhoben wurden (vgl. hierzu Schmitt-Beck et al. 2010a).<sup>1</sup> Diese Datenlage ermöglicht einen in seiner Stringenz bislang nicht dagewesenen Vergleich zwischen Online-, Telefon- und persönlich-mündlicher Befragung.

Zur Beantwortung der Frage nach der Qualität von Analysen mit Online-Umfragen wird zunächst ein kurzer Überblick über die bisherige Forschung gegeben. Im Anschluss daran werden die verwendeten Daten und Modelle detailliert

1 Minimale Unterschiede zwischen den Frageformulierungen sind notwendigen Anpassungen an den jeweiligen Erhebungsmodus geschuldet.

vorgestellt. Darauf folgt die Darstellung der Ergebnisse, die im letzten Teil dieses Beitrags zusammengefasst und diskutiert werden.

## 2 Forschungsstand und theoretischer Hintergrund

Die Beliebtheit von Online-Umfragen hat diese zum Gegenstand zahlreicher methodischer Forschungsarbeiten über deren Datenqualität gemacht (vgl. hierzu Fricker et al 2005; Galesic/Bosnjak 2009; Jakob et al. 2009; Malhotra 2008; Taddicken 2008; Toepoel 2008; Welker/Wenzel 2007). Bei bisherigen Untersuchungen zur Qualität von Online-Umfragen stehen verschiedene Aspekte im Mittelpunkt: So wird grundsätzlich die Frage gestellt, ob es Unterschiede in der Ausschöpfung zwischen klassischen und Online-Umfragen gibt, wie es um die Häufigkeit von Item-Nonresponse oder der Extremität von Antworten in Online-Umfragen bestellt ist, wie lange die Befragten zur Beantwortung spezifischer Items benötigen, ob unter den Interviewabbrechern spezifische Muster vorzufinden sind und inwiefern mittels Quotierung oder Gewichtungen (beispielsweise Propensity Score Weighting) die Qualität von Online-Daten verbessert werden kann (vgl. hierzu Bandilla et al. 2009; Baur/Florian 2009; Blasius/Brandt 2009; Bosnjak et al. 2001; Callegaro/Disogra 2008; Faas 2003a, 2003b; Fricker et al. 2005; Heerwegh 2009; Heerwegh/Loosveldt 2008; Jin 2011; Kaplowitz et al. 2004; Manfreda et al. 2008; Maurer/Jandura 2009; Roßmann et al. 2011; Schonlau et al. 2006; Yeager et al. 2011).

Zahlreiche Studien versuchen auch die Güte der Online-Daten dahingehend zu prüfen, ob und inwiefern sich die Randverteilungen soziodemographischer und bzw. oder politischer Einstellungsvariablen unterscheiden. Hier konnten deutliche Unterschiede in den Randverteilungen sowohl bei den soziodemographischen Merkmalen als auch bei den politischen Einstellungen zwischen Online- und klassischen Umfragen identifiziert werden (vgl. Bandilla et al. 2001; Berrens et al. 2003; Blasius/Brandt 2009; Chang/Krosnick 2009; Faas 2003a, 2003b; Faas/Schoen 2006, 2009; Yeager et al. 2011), wobei Bandilla et al. (2009) auch zeigen konnten, dass bei Befragten mit ähnlichem Bildungshintergrund auch ähnliche Verteilungen in Hinblick auf inhaltliche Themen vorliegen.

Die Replikation von derartigen Häufigkeitsverteilungen ist jedoch nicht das primäre Interesse der empirischen Wahlforschung. Wie bereits angedeutet, werden häufig Modelle des Wahlverhaltens berechnet, die Auskunft darüber geben, wann welche Wähler/innen mit welchen Einstellungen, Meinungen und Verhaltensweisen sich an Wahlen beteiligen bzw. nicht beteiligen („Wahlbeteiligung“) und für welche Partei(en) diese dann am Wahltag votieren („Wahlentscheidung“). Der

Fokus liegt hierbei folglich auf der Untersuchung der Beziehungen zwischen verschiedenen Merkmalen. Diesbezüglich herrscht in der Forschung bisher kein einheitlicher Befund vor: Während das soeben referierte Ergebnis von Bandilla et al. (2009) grundsätzlich darauf hindeutet, dass in Abhängigkeit vom Bildungshintergrund ähnliche Verteilungen bezüglich inhaltlicher Themen vorliegen und somit grundlegend eine Beziehung zwischen verschiedenen Eigenschaften der Befragten besteht, gehen Faas und Schoen (2006, 2009) davon aus, dass die Teilnehmer/innen an Online-Umfragen mit Selbstrekrutierung dem Gegenstand der Umfrage ein stärkeres Interesse entgegenbringen als Teilnehmer/innen an persönlich-mündlichen Umfragen oder Online-Umfragen mit Teilnehmer/innen aus einem Volunteer-Panel. So ist davon auszugehen, dass aufgrund des stärkeren Interesses die Befragten spezifische Vorstellungen haben und daher stärkere Zusammenhänge zwischen unterschiedlichen politischen Einstellungen bestehen als bei Teilnehmer/innen klassischer Umfragen. Dies gilt laut Faas und Schoen (2006) jedoch nur für Online-Umfragen, die auf einer Selbstrekrutierung der Befragten basieren und nicht für Stichproben aus Volunteer-Panels. Die Erwartung, dass die Beziehungen zwischen politischen Einstellungen in selbstrekrutierten Online-Umfragen stärker ausgeprägt sind als in einer persönlich-mündlichen Umfrage, konnte von Faas und Schoen (2006) bestätigt werden. Erstaunlicherweise – und entgegen ihren Erwartungen – zeigt sich ein solcher Effekt in Teilen jedoch auch bei der Online-Umfrage, deren Teilnehmer/innen aus einem Volunteer-Panel gezogen wurden. Die Autoren begründen dies mit Unterschieden in der Feldzeit beider Umfragen. Dennoch wirft dieser Befund die Frage auf, ob Befragte aus Online-Umfragen – ob nun selbstrekrutiert oder im Rahmen eines Volunteer-Panels ausgewählt – generell ein anderes Interesse am Gegenstand der Befragung haben als Teilnehmer/innen klassischer Umfragen. Im Rahmen unserer Untersuchung wäre dann zu erwarten, dass die Beziehungen zwischen Merkmalen in den Online-Umfragen ausgeprägter sind als in der telefonischen und der persönlich-mündlichen Umfrage.

Dem steht der Befund einer Forschergruppe aus Großbritannien entgegen, die Untersuchungen zu genau dieser Frage mit Daten der British Election Study 2001 und 2005 durchgeführt hat (Sanders et al. 2002, 2007). Es wurden Modelle der Wahlbeteiligung und Wahlentscheidung von persönlich-mündlichen Umfragen in direkten Vergleich zu Online-Umfragen (mit Volunteer-Panel-Rekrutierung) gesetzt. Die Forscher/innen konnten so zeigen, dass Modelle des Wahlverhaltens auf Basis unterschiedlicher Datenquellen zu vergleichbaren Ergebnissen hinsichtlich signifikanter Erklärungsfaktoren gelangen und auch die Erklärungskraft dieser Modelle beeindruckende Ähnlichkeiten aufweisen. Dennoch weisen Sanders et al. (2007) auch darauf hin, dass diese Ergebnisse möglicherweise die spezifische Situ-

ation in Großbritannien widerspiegeln und fordern die internationale Forschungsgemeinschaft auf, ähnliche modusvergleichende Studien durchzuführen. Dieser Forderung kamen Stephenson und Crête (2010) bei Provinzwahlen im kanadischen Quebec 2007 nach und haben Modelle des Wahlverhaltens mittels Daten aus Telefonbefragungen mit Online-Umfragen verglichen. Ihre Ergebnisse sind mit denen von Sanders et al. (2007) vergleichbar. Somit lässt sich bisher zusammenfassend sagen, dass keine eindeutigen Befunde vorliegen, die einen gravierenden Unterschied in den Beziehungen zwischen Merkmalen in Modellen der Wahlbeteiligung und Wahlentscheidung zwischen Online-, persönlich-mündlichen oder telefonischen Umfragen erwarten lassen.

Unsere Untersuchung schließt direkt an die Arbeiten von Sanders et al. (2002, 2007) und Stephenson und Crête (2010) an. Wir gehen jedoch über diese Untersuchungen hinaus, indem wir Online-Umfragen nicht nur mit einer persönlich-mündlichen oder einer telefonischen Befragung vergleichen, sondern mit beidem. Zusätzlich vergleichen wir auch die persönlich-mündliche mit der telefonischen Befragung, da wir auch zwischen diesen Umfragemodi leichte Unterschiede erwarten. Dieses Vorgehen ermöglicht uns daher eine bessere Einschätzung dazu, wie gravierend potentielle Unterschiede zwischen klassischen und Online-Umfragen sind. Bevor wir zu den Ergebnissen dieser Untersuchung kommen, stellen wir im folgenden Abschnitt zunächst die verwendeten Daten und Methoden vor.

### 3 Daten und Methoden

Im Rahmen dieser Untersuchung werden Daten der *German Longitudinal Election Study* (GLES) zur Bundestagswahl 2009 verwendet. Es stehen zwei Online-Umfragen, eine persönlich-mündliche und eine Telefonbefragung zur Verfügung: Die persönlich-mündliche Befragung wurde als computer-assisted personal interview (CAPI) durchgeführt und fand zwischen dem 12. August und dem 26. September 2009 statt, insgesamt wurden 2.173 Personen befragt.<sup>2</sup> Es handelt sich um eine klassische Querschnittsbefragung mit einer dreistufigen Zufallsstichprobe und

2 Die Ausschöpfungsquote der persönlich-mündlichen Umfrage beträgt 52,4 %, basierend auf der um stichprobenneutrale Ausfälle bereinigten Bruttostichprobe (Studienbeschreibung zu GLES 2009 Vor- und Nachwahl-Querschnitt (Kumulation), ZA5302, v6.0.0). Alle verwendeten Daten und Methodenberichte sind öffentlich zugänglich und können nach einer Registrierung bei <http://www.gesis.org/wahlen/gles/> heruntergeladen werden. Die ZA-Nummern der Umfragen lauten ZA5300 (persönlich-mündliche Querschnittsbefragung), ZA5303 (telefonische Rolling Cross-Section-Umfrage), ZA5338 (Online-Befragung im August 2009) und ZA5339 (Online-Befragung im September 2009).

einem Oversampling von ostdeutschen Befragten (das Verhältnis von ost- zu westdeutschen Befragten beträgt 1:2). Es wurde daher ein entsprechendes Gewicht eingesetzt, das ein Designgewicht zur Korrektur dieses Oversamplings und ein Transformationsgewicht zum Transformieren der Haushalts- in eine Personenstichprobe kombiniert. Da diese Befragung die Basis für ein dreiwelliges Panel darstellt, das sich über die beiden kommenden Bundestagswahlen erstreckt, wurden auch Personen unter 18 Jahren befragt. Um vergleichbare Daten zu erhalten, werden diese Fälle aus dem Datensatz eliminiert, wodurch 2.144 Fälle untersucht werden.

Die telefonische Umfrage (computer-assisted telephone interview, CATI) startete am 29. Juli 2009; vor der Wahl wurden insgesamt 6.008 Fälle realisiert.<sup>3</sup> Die beiden Online-Umfragen waren vom 24. August bis zum 1. September 2009 (Online 1, 1.039 Befragte) und vom 18. bis zum 27. September 2009 (Online 2, 1.010 Befragte) im Feld und decken damit nur einen Teil des Zeitraums der persönlichen und der telefonischen Umfrage ab.<sup>4</sup> Es handelt sich um Quotenstichproben anhand der Merkmale Alter (18-29 Jahre: 25 %, 30-39 Jahre: 20 %, 40-49 Jahre: 25 %, 50-59 Jahre: 15 %, 60 Jahre und älter: 15 %), Geschlecht (weiblich: 50 %, männlich: 50 %) und Bildung (niedrig: 35 %, mittel: 40 %, hoch: 25 %) aus dem von der Respondi AG betriebenen Online-Access-Panel.<sup>5</sup>

Um einschätzen zu können, ob die Verwendung von Anpassungsgewichten in den folgenden Analysen sinnvoll ist, betrachten wir die Abweichungen der vier Umfragen bei den Merkmalen Geschlecht, Alter und Bildung von offiziellen Daten des Statistischen Bundesamtes (Statistisches Bundesamt 2009). Hierfür wird für jede Ausprägung eines Merkmals (in Bezug auf Geschlecht also für männlich/weiblich) die Differenz zwischen den Anteilen dieser Ausprägung in der Bevölkerung

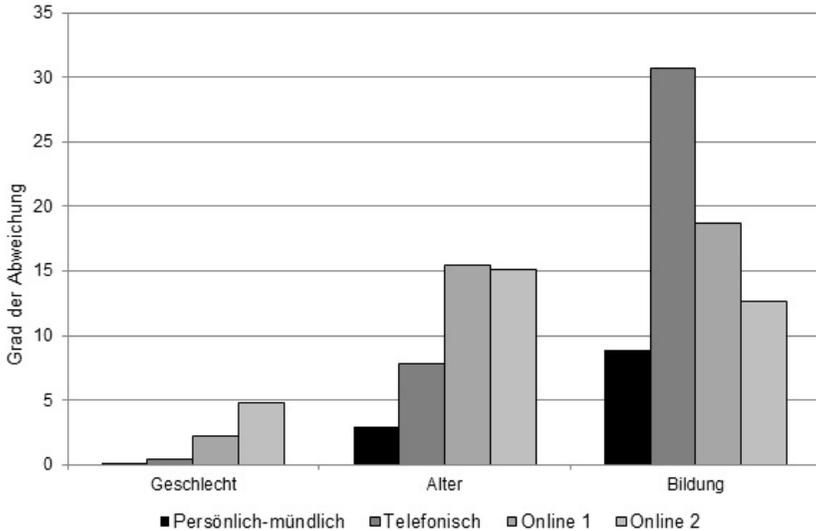
3 Die Ausschöpfungsquote der telefonischen Umfrage beträgt 20,0 %, basierend auf der um stichprobenneutrale Ausfälle bereinigten Bruttostichprobe (Schmitt-Beck et al. 2010b).

4 Bei beiden Online-Umfragen machen wir nur von den Fällen Gebrauch, bei denen wir davon ausgehen können, dass die Befragten die Umfrage ernstgenommen haben. Sogenannte Zeitunterschreiter, die weniger als 60 % der durchschnittlichen Bearbeitungsdauer für die vollständige Bearbeitung der Umfrage benötigten, wurden von der Analyse ausgeschlossen.

5 Die Panelisten für dieses Online-Access-Panel (Volunteer Panel) werden vorwiegend über Respondi-eigene Online-Meinungsportale (z. B. <http://www.sozioland.de>) rekrutiert. Darüber hinaus werden auch Onsite-Befragungen, Suchmaschinen und telefonische Rekrutierung über Partnerinstitute aus der Marktforschung zur Rekrutierung genutzt. Die Quotierung erfolgte in Anlehnung an den Mikrozensus und die Internetpopulation (Studienbeschreibung zu GLES 2009 Langfrist-Online-Tracking, T5, ZA5338, Version 3.0.0). Im Kontext von Online-Umfragen spricht man aufgrund fehlender Zufälligkeit bei der Auswahl der Panelmitglieder von „participation rate“, die den Anteil an nutzbaren Interviews an der Gesamtzahl an Einladungen zu der Umfrage angibt (AAPOR 2010). Diese liegt in der ersten Online-Befragung bei 35,8 % (eigene Berechnung auf Basis der Studienbeschreibung zu GLES 2009 Langfrist-Online-Tracking T5, ZA5338, v3.0.0) und in der zweiten Online-Befragung bei 34,8 % (eigene Berechnung auf Basis der Studienbeschreibung zu GLES 2009 Langfrist-Online-Tracking T6, ZA5339, v2.0.0).

laut Statistischem Jahrbuch und den Anteilen in der Umfrage ermittelt. Diese Differenz wird quadriert, über die Ausprägungen eines Merkmals hinweg summiert und radiziert. Abbildung 1 trägt diese Abweichungen ab.<sup>6</sup>

Abbildung 1 Abweichung der demographischen Merkmale von offiziellen Daten (in Prozentpunkten)



Während in Hinblick auf das Geschlecht der Befragten bei keiner der vier Umfragen große Abweichungen von den offiziellen Daten zu verzeichnen sind, weichen die beiden Online-Umfragen sowohl beim Alter (nach Klassen) sowie der Bildung deutlich von den Daten des Statistischen Bundesamtes ab.<sup>7</sup> Bei der telefonischen und persönlich-mündlichen Befragung sind die Abweichungen in Hinblick auf das Merkmal Alter gering, die telefonische Befragung sticht jedoch beim Merkmal Bildung mit einer sehr großen Abweichung hervor. Diese Abweichungen legen die Verwendung von verschiedenen Anpassungsgewichten nahe: Bei der telefonischen Umfrage wird im Folgenden in Kombination mit einem Transformationsgewicht ein Gewicht verwendet, das die überproportionale Zahl höher gebildeter Befrag-

6 Die Daten der persönlich-mündlichen Befragung (CAPI) wurden – wie erwähnt – in Hinblick auf das Oversampling ostdeutscher Befragter und in Hinblick auf die Transformation einer Haushalts- in eine Personenstichprobe gewichtet. Letzteres wurde auch bei der telefonischen Befragung (CATI) angewandt.

7 Unterschiede in den Abweichungen zwischen den beiden Online-Umfragen kommen durch Unterschiede bei der Quotenerfüllung zustande.

ter korrigiert. Zudem werden die beiden Online-Umfragen mittels eines Anpassungsgewichts in Anlehnung an den Mikrozensus gewichtet, um Alter, Bildung, Geschlecht und regionale Verteilung an die Allgemeinbevölkerung anzugleichen. Die Gewichtung dient dem Zweck, im Hinblick auf die soziodemographische Struktur möglichst ähnliche Daten zu erhalten.<sup>8</sup>

Zur Feststellung der Nützlichkeit von Online-Umfragen in der an Kausalmodellen interessierten Wahlforschung stellen wir drei Vergleiche an: Zunächst vergleichen wir die beiden Online-Umfragen je mit der persönlich-mündlichen und der telefonischen Umfrage. Hierfür werden die beiden Online-Umfragen zu einem Datensatz zusammengefasst, da das grundsätzlich gleiche Design der beiden Online-Umfragen dies erlaubt. Außerdem vergleichen wir die persönlich-mündliche und die telefonische Umfrage miteinander. Der Grund hierfür ist, dass nicht pauschal davon ausgegangen werden kann, dass keinerlei Abweichungen zwischen Online- und klassischen Umfragen zu finden sind. Diese Abweichungen können auf eine Vielzahl an Faktoren zurückzuführen sein, da die Rahmenbedingungen von Umfragen nicht perfekt konstant gehalten werden können. Dies trifft auch auf den Vergleich zwischen persönlich-mündlicher und telefonischer Umfrage zu. Diese Art des Vergleichs hilft uns folglich bei der Einschätzung, wie gravierend mögliche Abweichungen zwischen Online- und klassischen Umfragen sind.

Um diese drei paarweisen Vergleiche anzustellen orientieren wir uns an dem Vorgehen von Sanders et al. (2002, 2007) und berechnen Modelle der Wahlbeteiligung und Wahlentscheidung zunächst getrennt mit den Daten der jeweiligen Umfrage. Hieran lässt sich sehen, ob trotz unterschiedlicher Datengrundlagen die gleichen Variablen signifikant Einfluss auf die abhängigen Variablen nehmen. Im nächsten Schritt werden je zwei Datensätze (also für Vergleich 1 die persönlich-mündliche und die Online-Umfragen, für Vergleich 2 die telefonische und die Online-Umfragen und für Vergleich 3 die persönlich-mündliche und die telefonische Umfrage) zu einem Datensatz zusammengeführt und die Modelle für Wahlbeteiligung und Wahlentscheidung mit diesen gepoolten Datensätzen berechnet. In diese Modelle werden für jede unabhängige Variable Interaktionseffekte zwischen unabhängiger Variable und Datenbasis eingeführt. Zur Bildung eines Interak-

8 Da die Verwendung von Gewichten bekanntermaßen Einfluss auf die Ergebnisse nehmen kann, haben wir alle Modelle sowohl mit als auch ohne Einschalten der oben genannten Anpassungsgewichte berechnet (die jeweiligen Transformations- und Designgewichte wurden generell verwendet) und konnten nur in sechs von insgesamt 60 Fällen einen Unterschied in der Signifikanz der Moduseffekte feststellen. Diese Unterschiede beziehen sich zudem nur auf die Wirkung der soziodemographischen Merkmale auf Wahlbeteiligung und Wahlentscheidung, also auf eben jene Merkmale, die auch Gewichtungsfaktoren sind. Wir gehen daher von einem zu vernachlässigbaren Effekt der Gewichtung auf die Ergebnisse unserer Analyse hinsichtlich unserer substantiellen unabhängigen Variablen aus.

tionseffekts konstruieren wir jeweils eine Variable, die den Wert 1 für Befragte aus dem einen Umfragetyp und den Wert 0 für Befragte aus dem anderen Umfragetyp annimmt. Diese Variable multiplizieren wir beispielsweise mit der unabhängigen Variablen Parteiidentifikation und bilden so den Interaktionseffekt zwischen dieser unabhängigen Variablen und der Datenbasis.<sup>9</sup> Ist einer dieser Interaktionseffekte signifikant, bedeutet dies, dass der Effekt der darauf bezogenen unabhängigen Variablen auf die abhängige Variable zwischen den beiden Datenquellen unterschiedlich ist. Ist ein Interaktionseffekt nicht signifikant, gibt es in Hinblick auf die Wirkung dieser unabhängigen Variablen keine signifikanten Unterschiede zwischen den beiden Datenquellen (Sanders et al. 2007: 271). Da uns jedoch bewusst ist, dass Interaktionseffekte in nicht-linearen Regressionen unter bestimmten Voraussetzungen statistische Signifikanz verlieren können (Best/Wolf 2010; Ai/Norton 2003), wenden wir für nicht-signifikante Interaktionseffekte folgendes an den Vorschlag in Best und Wolf (2010) angelehntes Verfahren an: Wir berechnen mit den gepoolten Daten zunächst ein Grundmodell ohne Interaktionseffekt und darauf aufbauend für jeden nicht-signifikanten Interaktionseffekt ein Modell, das diesen zusätzlich enthält. Diese beiden Modelle vergleichen wir in Hinblick auf die Werte des Aikake-Schwarz-Informationskriteriums (AIC) sowie des Bayesianischen Informationskriteriums (BIC) miteinander. Geben beide Informationskriterien einen besseren Modellfit für das Modell mit Interaktionseffekt gegenüber dem Grundmodell an, kann dies als ein deutliches Indiz für einen nicht unwesentlichen Einfluss des Erhebungsmodus auf die Wirkung der unabhängigen auf die abhängige Variable gelten. Deutet lediglich das AIC, das weniger stark für eine Erhöhung der Zahl an Schätzparametern bestraft als das BIC, auf eine Verbesserung des Modellfits durch den Interaktionseffekt hin, kann dies bestenfalls als schwacher Hinweis in Richtung eines Einflusses des Erhebungsmodus interpretiert werden.

In Hinblick auf unsere Analysestrategie ist uns bewusst, dass wir die Ergebnisse nicht daraufhin interpretieren können, welche Datengrundlage das „wahre“ Ergebnis liefert. Hierfür fehlen uns Theorien zur Relation der Effektstärken. Die Erwartung ist jedoch, dass die Unterschiede in den Effektstärken zwischen persönlich-mündlicher und telefonischer Befragung gering sein sollten. Unser Vor-

9 Im Falle des Vergleichs zwischen persönlich-mündlicher und telefonischer Umfrage werden die unabhängigen Variablen mit einer dichotomen Variable multipliziert, die den Wert 1 für Fälle aus der telefonischen Befragung und den Wert 0 für Fälle aus der persönlich-mündlichen Befragung annimmt. Im Falle des Vergleichs zwischen persönlich-mündlicher und Online-Umfragen nimmt diese Variable den Wert 1 an, wenn es sich um Befragte aus der persönlich-mündlichen Umfrage handelt, andernfalls den Wert 0. Beim Vergleich zwischen telefonischer und Online-Umfragen nimmt die Variable den Wert 1 für Befragte aus den Online-Umfragen an, andernfalls 0.

gehen kann daher nicht darüber Auskunft geben, welche Datenquelle das „wahre“ Ergebnis liefert, aber es kann zeigen, ob und inwieweit die Ergebnisse voneinander abweichen.

Da im vorliegenden Beitrag die Qualität von Analysen der Wahlbeteiligung und der Wahlentscheidung mit Daten aus Online-Umfragen untersucht werden soll, richtet sich die Wahl der statistischen Analysemodelle nach den Charakteristika der beiden abhängigen Variablen. Die abhängige Variable im Modell der Wahlbeteiligung ist dichotom codiert mit dem Wert 1 für Wähler/innen und dem Wert 0 für Nichtwähler/innen und geht aus einer sechsstufigen Frage nach der Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung hervor.<sup>10</sup> Daher werden logistische Regressionen berechnet. Als unabhängige Variablen werden Geschlecht, Alter (in Klassen) und Bildung als soziodemographische Kontrollvariablen herangezogen. Substantielle unabhängige Variablen sind das Politische Interesse, das Vorliegen einer Parteiidentifikation und der Grad an Unterschieden, der zwischen den Parteien wahrgenommen wird (gemessen anhand der Abweichung zwischen den unterschiedlichen Parteienskalometern bei einem Befragten: umso höher der Wert, umso größer sind die Unterschiede, die zwischen den Parteien wahrgenommen werden, vgl. Johann 2009). Politisches Interesse und Parteiidentifikation werden dichotom gemessen mit dem Wert 1 für das Vorliegen Politischen Interesses bzw. einer Parteiidentifikation und dem Wert 0 andernfalls. Von den drei substantiellen Variablen wird jeweils ein positiver Effekt auf die individuelle Wahlbeteiligung erwartet.

Da bei der Wahlentscheidung zwischen diskreten Alternativen, den Parteien, ausgewählt werden kann, berechnen wir multinomiale Logit-Modelle mit den Entscheidungsalternativen CDU/CSU, SPD, FDP, Bündnis 90/Die Grünen und die Linke. Hierfür haben wir einen „gestapelten“ Datensatz gebildet, in dem jeder Befragte mit fünf Zeilen vertreten ist, für jede Entscheidungsalternative eine. Jede Zeile gibt folglich in Hinblick auf die abhängige Variable an, ob der Befragte für (1) oder gegen diese Partei (0) gestimmt hat. Dies erlaubt uns, für jede unabhängige Variable nur jeweils einen (Interaktions-) Effekt zu berechnen. So gibt beispielsweise der Effekt der Parteiidentifikation auf die Wahlentscheidung die Wirkung dieser Variable im Mittel über alle fünf Alternativen hinweg an. Hierdurch können wir die Modellergebnisse trotz der hohen Zahl an unabhängigen Variablen (insbesondere

10 Die Frage, wie wahrscheinlich es ist, dass ein Befragter zur Wahl gehen wird, hat die folgenden Ausprägungen: (1) Bestimmt, (2) wahrscheinlich, (3) vielleicht, (4) wahrscheinlich nicht, (5) bestimmt nicht, (6) habe bereits Briefwahl gemacht. Die Ausprägungen 1, 2 und 6 wurden zum Wert 1 der dichotomen Wahlbeteiligungsvariable zusammengefasst, die Ausprägungen 3, 4 und 5 zum Wert 0. Da unseres Erachtens die Antwort „vielleicht“ nicht auf eine feste Absicht zur Wahl zu gehen schließen lässt, stellt dies für uns die bestmögliche Unterscheidung zwischen Wählern und Nichtwählern dar.

in den Modellen mit Interaktionseffekten) und Alternativen kompakt darstellen. Da es sich bei unseren Berechnungen um einfache Modelle mit gut abgesicherten substantiellen unabhängigen Variablen handelt, halten wir diese Herangehensweise für angemessen. Als soziodemographische Kontrollvariablen werden wiederum Geschlecht, Alter (in Klassen) und Bildung herangezogen. Substantielle Variablen sind die Identifikation mit der jeweiligen Partei, ob man der Partei die Lösung des derzeit wichtigsten Problems zutraut und die Bewertung der Spitzenkandidat/innen der Partei (basierend auf der Skalometereinstufung, bei der Union wurde der Mittelwert der Spitzenkandidaten von CDU und CSU herangezogen).<sup>11</sup> Von allen drei substantiellen Variablen wird ein positiver Effekt auf die Wahrscheinlichkeit, die jeweilige Partei zu wählen, erwartet.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Wahlbeteiligung

Bevor die Ergebnisse des Modells zur Erklärung der Wahlbeteiligung vorgestellt werden, wird zunächst kurz auf Unterschiede in der Wahlbeteiligung zwischen den verschiedenen Umfragen im Vergleich zur tatsächlichen Wahlbeteiligung bei der Bundestagswahl 2009 eingegangen: Die Wahlbeteiligung lag bei der Bundestagswahl bei 70,8 %. Mit jeweils knapp 90 % überschätzen die telefonische und die beiden Online-Umfragen die Wahlbeteiligung (trotz Anpassungsgewichtung) deutlich, während dies bei der persönlich-mündlichen Umfrage mit knapp 75 % weniger stark der Fall ist.

Die Überschätzung in den Online-Umfragen trotz fehlendem Interviewerkontakts, der häufiger zu sozial erwünschten Antworten führt, könnte durch ein höheres Politisches Interesse der Befragten begründet sein. Daher ist das Politische Interesse auch eine der unabhängigen Variablen in unserem Modell der Wahlentscheidung. Ob in Hinblick auf Erklärungen der Wahlbeteiligung Unterschiede zwischen den Umfragen vorliegen, kann nur die Berechnung der oben vorgestellten Modelle klären. Tabelle 1 gibt zunächst die Ergebnisse der nach Befragungsmodus getrennten Modelle wieder.

11 Bei der Wahl der substantiellen unabhängigen Variablen haben wir gängige Erklärungsfaktoren für das jeweils zu erklärende Verhalten herangezogen (für die Wahlbeteiligung vgl. z. B. Johann 2009, für die Wahlentscheidung Kellermann 2007), zu denen die notwendigen Informationen in allen verwendeten Datensätzen zur Verfügung stehen.

Tabelle 1 Ergebnisse des Wahlbeteiligungsmodells mit Daten aus unterschiedlichen Befragungsmodi

	Persönlich-mündlich	Telefonisch	Online
Geschlecht	0,06 (0,13)	0,06 (0,09)	0,12 (0,18)
Alter: 30-39	0,69 (0,21)***	0,25 (0,14)	0,03 (0,28)
Alter: 40-49	0,70 (0,19)***	0,74 (0,13)***	0,46 (0,27)
Alter: 50-59	1,13 (0,21)***	0,58 (0,14)***	0,45 (0,29)
Alter: 60 und älter (Referenzkategorie Alter: 18-29)	1,03 (0,19)***	1,26 (0,16)***	0,65 (0,27)*
Bildung: Mittel	0,12 (0,15)	0,53 (0,10)***	0,26 (0,20)
Bildung: Hoch (Referenzkategorie Bildung: Niedrig)	0,73 (0,20)***	1,23 (0,15)***	0,66 (0,26)*
Politisches Interesse	2,40 (0,29)***	1,39 (0,15)***	1,46 (0,25)***
Parteiidentifikation	1,14 (0,13)***	0,75 (0,09)***	1,25 (0,18)***
Parteiendifferential	2,97 (0,41)***	1,12 (0,26)***	2,04 (0,43)***
Konstante	-1,82 (0,28)***	-0,19 (0,19)	-0,51 (0,38)
Log-likelihood	-789,60	-1627,22	-481,70
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,23	0,14	0,22
AIC	1601,20	3276,45	985,40
BIC	1662,39	3349,25	1044,96
N	1926	5535	1660

Anmerkung: Die Zellen enthalten Koeffizienten logistischer Regression (Standardfehler in Klammern), Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ .

Betrachtet man zunächst die Ergebnisse getrennt nach Befragungsmodus, ist festzustellen, dass die drei substantiellen Variablen Politisches Interesse, Parteiidentifikation und Parteiendifferential in allen drei Umfragen einen signifikanten Effekt auf die Wahlbeteiligung ausüben.<sup>12</sup> Zwischen persönlich-mündlicher und Telefonumfrage bestehen zusätzlich nur wenige Unterschiede hinsichtlich signifikanter Effekte soziodemographischer Merkmale auf die Wahlbeteiligung.

Lediglich in Hinblick auf ein mittleres Bildungsniveau zeigt das Modell, das auf den Daten der Telefonumfrage basiert, einen signifikanten Effekt, das auf den Daten des persönlich-mündlichen Interviews basierende Modell jedoch nicht. Der

12 Beim Vergleich der persönlich-mündlichen und der Online-Umfragen mit der telefonischen Umfrage ergibt sich das Problem, dass die Fallzahlen der Telefonbefragung nahezu dreimal so hoch sind wie die der anderen beiden Umfragen. Da die Fallzahl einen Einfluss auf die Signifikanz von Koeffizienten haben kann, haben wir bei der Telefonumfrage als Test die Fälle jedes zweiten Erhebungstags aus der Analyse herausgenommen. Die Ergebnisse dieses Tests geben keine Anhaltspunkte dafür, dass die Signifikanz der Effekte in den Modellen der Telefonbefragung von der Fallzahl abhängt.

umgekehrte Fall liegt beim Effekt der Altersgruppe der 30- bis 39-Jährigen vor. Dagegen lassen sich bei den Modellen auf Basis der Online-Umfragen kaum signifikante Effekte der soziodemographischen Merkmale auf die Wahlbeteiligung feststellen. Hier liegt folglich ein deutlicher Unterschied zur persönlich-mündlichen und der telefonischen Umfrage vor.

Doch welches Ergebnis bringt nun der paarweise Vergleich der drei Umfragemodi anhand von Interaktionseffekten? Ist einer dieser Interaktionseffekte signifikant, bedeutet dies, dass der Effekt der darauf bezogenen unabhängigen Variablen auf die abhängige Variable zwischen den beiden Datenquellen unterschiedlich ist (Sanders et al. 2007: 271). Gibt es nun signifikante Unterschiede zwischen der Wirkung der unabhängigen Variablen in Abhängigkeit vom Befragungsmodus? Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse dieser Berechnungen. Hierbei beschränken wir uns auf die Darstellung der Interaktionseffekte (mit Ausnahme des Modus-Haupteffekts), da die Haupteffekte dieser Regressionen identisch mit den Effekten in den nach Befragungsmodus getrennten Modellen in Tabelle 1 sind.

Überraschenderweise zeigen sich hier deutliche Unterschiede zwischen der persönlich-mündlichen und der telefonischen Umfrage in Hinblick auf die drei substantiellen unabhängigen Variablen, wie sich anhand der signifikanten Interaktionseffekte zeigen lässt. In diesem Ergebnis spiegeln sich die deutlichen Unterschiede in den Effektstärken wider, die in der telefonischen Umfrage durchweg schwächer ausgeprägt sind als in der persönlich-mündlichen. Dagegen sind die Effekte des Bildungsniveaus in der persönlich-mündlichen Umfrage schwächer, was sich wiederum in signifikanten Interaktionseffekten für dieses soziodemographische Merkmal niederschlägt. Im Gegensatz dazu lassen sich weder für den Vergleich zwischen persönlich-mündlicher noch telefonischer Umfrage mit den Online-Umfragen signifikante Interaktionseffekte für die soziodemographischen Merkmale finden. Auch die Unterschiede zwischen den Wirkungen der substantiellen unabhängigen Variablen scheinen weniger stark ausgeprägt zu sein: Beim Vergleich zwischen persönlich-mündlicher und den Online-Umfragen zeigt sich ein signifikanter Unterschied in der Wirkung des Politischen Interesses auf die Wahlbeteiligung, beim Vergleich zwischen telefonischer und den Online-Umfragen liegt hingegen ein signifikanter Unterschied bei der Wirkung des Vorhandenseins einer Parteiidentifikation vor. Bei beiden Vergleichen deutet zudem der oben beschriebene Test nicht signifikanter Interaktionseffekte anhand von Informationskriterien schwach in die Richtung, dass es auch Unterschiede in Hinblick auf die Wirkung des Parteidifferentials zwischen persönlich-mündlicher bzw. telefonischer und Online-Umfragen gibt (zu Ergebnissen dieser Tests siehe Tabelle A1 im Anhang).

Tabelle 2 Ergebnisse des Wahlbeteiligungsmodells, Vergleiche zwischen den Befragungsmodi

	Vergleich 1: Persönlich- mündlich vs. Online	Vergleich 2: Telefonisch vs. Online	Vergleich 3: Persönlich-mündlich vs. Telefonisch
Geschlecht	-0,06 (0,22)	0,06 (0,20)	0,00 (0,16)
Alter: 30-39	0,66 (0,35)	-0,21 (0,31)	0,45 (0,26)*
Alter: 40-49	0,24 (0,34)	-0,28 (0,31)	-0,03 (0,24)
Alter: 50-59	0,68 (0,36)	-0,13 (0,32)	0,55 (0,26)*
Alter: 60 und älter (Referenzkategorie Alter: 18-29)	0,38 (0,33)	-0,61 (0,31)	-0,23 (0,26)
Bildung: Mittel	-0,13 (0,25)	-0,27 (0,22)	-0,40 (0,18)*
Bildung: Hoch (Referenzkategorie Bildung: Niedrig)	0,07 (0,33)	-0,57 (0,30)	-0,50 (0,25)*
Politisches Interesse	0,94 (0,39)*	0,07 (0,29)	1,01 (0,33)**
Parteiidentifikation	-0,12 (0,22)	0,50 (0,20)*	0,38 (0,16)*
Parteiendifferential	0,93 (0,59)+	0,92 (0,50)+	1,85 (0,49)***
Modus	-1,31 (0,47)**	-0,32 (0,43)	-1,63 (0,34)***
Konstante	-0,51 (0,38)	-0,19 (0,19)	-0,19 (0,19)
Log-likelihood	-1271,30	-2108,93	-2416,82
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,24	0,16	0,19
AIC	2586,60	4261,85	4877,65
BIC	2722,67	4413,24	5029,83
N	3586	7195	7461

Anmerkung: Die Zellen enthalten Koeffizienten logistischer Regression (Standardfehler in Klammern), abgebildet sind lediglich die Koeffizienten der Interaktionseffekte, Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , + Verbesserung des Modellfit durch Interaktionseffekt (nur bei AIC).

Wie lässt sich dieses Ergebnis vor dem Hintergrund einer nicht unwesentlichen Zahl an signifikanten Effekten soziodemographischer Merkmale in den Modellen auf Basis der persönlich-mündlichen und der telefonischen Umfrage, die in den Online-Umfragen-Modellen nicht signifikant sind, erklären (vgl. Tabelle 1)? Die Interaktionseffekte beziehen sich lediglich auf Unterschiede in der Höhe der Effekte, ob diese Effekte im Zusammenspiel mit dem Standardfehler konventionelle Signifikanzniveaus erreichen, spiegeln sie nicht wider.

In Hinblick auf das Wahlbeteiligungsmodell sind die Ergebnisse folglich gemischt: Positiv ist hervorzuheben, dass die substantiellen unabhängigen Variablen Politisches Interesse, Parteiidentifikation und Parteiendifferential bei der Berechnung mit unterschiedlichen Datenquellen immer signifikante Effekte auf die Wahlbeteiligung zeigen würden, die grundsätzliche Interpretation der Ergeb-

nisse folglich sehr ähnlich wäre. Zwischen der persönlich-mündlichen und der telefonischen Umfrage liegen hierbei jedoch deutliche Unterschiede in den Effektstärken vor, die sich in signifikanten Interaktionseffekten im direkten Vergleichsmodell niederschlagen. Dies ist weniger stark für den Vergleich zwischen den Online-Umfragen und der persönlich-mündlichen sowie der telefonischen Umfrage der Fall. Bevor auf Basis dieser Befunde eine Einschätzung der Nützlichkeit von Online-Umfragen für Untersuchungen des Wahlverhaltens gegeben wird, werden im nächsten Abschnitt zunächst die Ergebnisse der Modelle zur Wahlentscheidung vorgestellt.

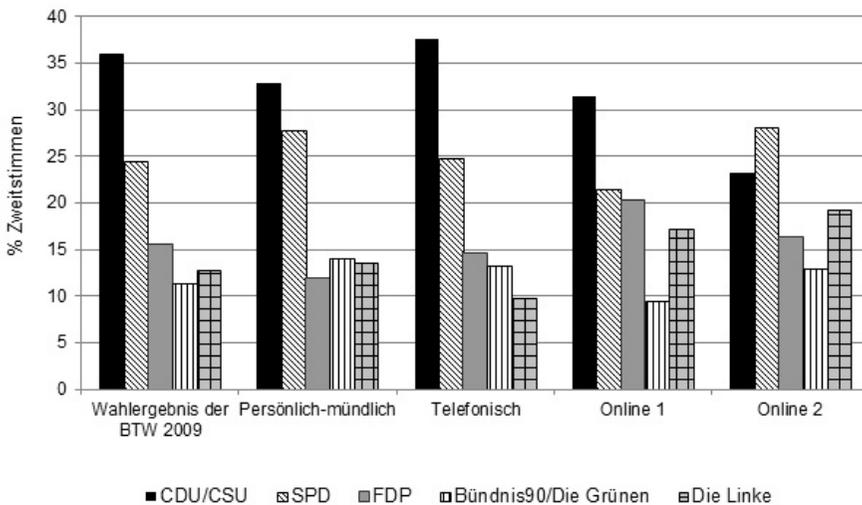
## 4.2 Wahlentscheidung

Vor der Betrachtung der Ergebnisse des Beziehungsmodells erfolgt ein Vergleich der vier Umfragen mit der Verteilung der Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 (Abbildung 2): Während die Verteilungen der Wahlabsicht bei der telefonischen und der persönlich-mündlichen Umfrage auf den ersten Blick dem realen Wahlergebnis sehr ähneln, gibt es im Detail doch einige Unterschiede: Die persönlich-mündliche Umfrage überschätzt den Anteil von SPD sowie Bündnis 90/Die Grünen und unterschätzt den Anteil von CDU/CSU und FDP. Damit kann man sie als leicht linkslastig bezeichnen. Die telefonische Umfrage ist bei SPD und FDP sehr nah am realen Wahlergebnis, überschätzt aber den Anteil der CDU/CSU, und zwar in erster Linie zu Lasten der Linken. Im Vergleich zu den beiden Online-Umfragen sind diese Abweichungen jedoch gering: Während die im August durchgeführte Online-Umfrage (Online 1) den Anteil der FDP und der Linken massiv zu Lasten von CDU/CSU und SPD überschätzt, aber in der Relation der Parteistärken immerhin noch mit dem realen Ergebnis zu vergleichen ist, ist selbst dies bei der direkt vor der Wahl durchgeführten Online-Umfrage (Online 2) nicht der Fall. Hier wäre die SPD die stärkste Partei, gefolgt von der CDU/CSU und der Linken.

Anhand dieser Ergebnisse bestätigt sich der schon mehrmals gezeigte Befund, dass Online-Umfragen für die Darstellung von Verteilungen politischer Einstellungen nur schwer herangezogen werden können. Doch wie sieht es mit den Beziehungen zwischen politischen Einstellungen und Wahlabsicht aus? Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse des Wahlentscheidungsmodells auf Basis unterschiedlicher Datenquellen. Betrachtet man zunächst wieder diese Ergebnisse, zeigt sich wiederum, dass die drei substantiellen Variablen Parteiidentifikation, Problemlösungskompetenz und Kandidatenbewertung in allen drei Umfragen signifikante Effekte auf die Wahlentscheidung ausüben. Dagegen haben die soziodemographischen Merkmale nur in wenigen Ausnahmen einen signifikanten Effekt, beispielsweise in

Hinblick auf ein hohes Bildungsniveau in der telefonischen Umfrage. Bei Betrachtung signifikanter Effekte zeigen sich folglich nur geringfügige Unterschiede zwischen den drei Umfragemodi.

Abbildung 2 Wahlabsicht und reales Wahlergebnis



Wie sieht es nun mit den Interaktionseffekten im direkten paarweisen Vergleich aus? Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse dieser Berechnungen, wiederum mit Beschränkung auf die Darstellung der Interaktionseffekte (mit Ausnahme des Modus-Haupteffekts), da die Haupteffekte dieser Regressionen identisch mit den Effekten in den nach Erhebungsmodus getrennten Modellen in Tabelle 3 sind.

Auch hier lassen sich so gut wie keine Unterschiede in Hinblick auf die Wirkung der soziodemographischen Merkmale auf die Wahlentscheidung festzustellen, lediglich in Hinblick auf die Wirkung der Bildung geben die Tests der nicht-signifikanten Interaktionseffekte anhand der Informationskriterien einen schwachen Hinweis auf einen Unterschied zwischen telefonischer und Online-Umfragen einerseits und persönlich-mündlicher und telefonischer Umfrage andererseits (vgl. Tabelle A2 im Anhang). Erstaunlicherweise lassen sich die größten Unterschiede in Hinblick auf die substantiellen unabhängigen Variablen wiederum zwischen persönlich-mündlicher und telefonischer Umfrage finden: Sowohl bei der Wirkung der Parteiidentifikation als auch bei der Problemlösungskompetenz zeigen sich signifikante Unterschiede zwischen den beiden Datenquellen. Beim Vergleich zwischen persönlich-mündlicher und Online-Umfragen lässt sich nur ein signifi-

kanter Unterschied in der Wirkung der Parteiidentifikation auf die Wahlentscheidung nachweisen. Dagegen gibt es einen signifikanten Unterschied in der Wirkung der Problemlösungskompetenz zwischen telefonischer und Online-Umfragen sowie einen schwachen Hinweis (basierend auf der Betrachtung der Informationskriterien in einem Modell mit und ohne den Interaktionseffekt zur Kandidatenbewertung, siehe Tabelle A2 im Anhang) darauf, dass es auch Unterschiede in Hinblick auf die Wirkung der Kandidatenbewertung zwischen den beiden Umfragemodi geben könnte.

Tabelle 3 Ergebnisse des Wahlentscheidungsmodells mit Daten aus unterschiedlichen Befragungsmodi

	Persönlich-mündlich	Telefonisch	Online
Geschlecht	-0,05 (0,09)	-0,12 (0,05)*	-0,11 (0,08)
Alter: 30-39	0,19 (0,17)	0,10 (0,09)	0,09 (0,17)
Alter: 40-49	0,22 (0,16)	0,11 (0,08)	0,17 (0,15)
Alter: 50-59	0,31 (0,16)	0,18 (0,08)*	0,26 (0,16)
Alter: 60 und älter (Referenzkategorie Alter: 18-29)	0,12 (0,15)	0,08 (0,08)	0,10 (0,14)
Bildung: Mittel	0,18 (0,11)	0,05 (0,06)	0,17 (0,09)
Bildung: Hoch (Referenzkategorie Bildung: Niedrig)	0,07 (0,12)	0,32 (0,07)***	0,14 (0,10)
Parteiidentifikation	2,56 (0,10)***	2,29 (0,05)***	2,13 (0,09)***
Problemlösungskompetenz	1,73 (0,10)***	1,23 (0,05)***	1,89 (0,09)***
Kandidatenbewertung	3,66 (0,23)***	3,45 (0,13)***	3,61 (0,18)***
Konstante	-5,21 (0,24)***	-5,14 (0,14)***	-4,88 (0,23)***
Log-likelihood	-1877,91	-5936,47	-2226,04
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,49	0,37	0,42
AIC	3777,83	11894,94	4474,08
BIC	3855,80	11984,54	4552,35
N (Beobachtungen)	8855	25485	9095
N (Befragte)	1771	5097	1819

Anmerkung: Die Zellen enthalten Koeffizienten multinomialer Logit-Modelle (Standardfehler in Klammern), Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ .

Insgesamt schneiden die Online-Umfragen folglich im direkten Vergleich zu persönlich-mündlicher und telefonischer Umfrage nicht schlecht ab. Die Unterschiede in den Effektstärken sind teilweise sogar geringer als zwischen persönlich-mündlicher und telefonischer Befragung. Darüber hinaus würde man bei einer Interpreta-

tion der Signifikanzen hinsichtlich der substantiellen unabhängigen Variablen auf Basis aller drei Umfragen zu demselben Ergebnis kommen.

Tabelle 4 Ergebnisse des Wahlentscheidungsmodells, Vergleiche zwischen den Befragungsmodi

	Vergleich 1: Persönlich- mündlich vs. Online	Vergleich 2: Telefonisch vs. Online	Vergleich 3: Persönlich-mündlich vs. Telefonisch
Geschlecht	0,06 (0,12)	0,01 (0,09)	-0,07 (0,10)
Alter: 30-39	0,10 (0,24)	-0,00 (0,19)	0,10 (0,19)
Alter: 40-49	0,05 (0,22)	0,07 (0,17)	0,11 (0,18)
Alter: 50-59	0,04 (0,23)	0,08 (0,18)	0,13 (0,18)
Alter: 60 und älter (Referenzkategorie Alter: 18-29)	0,03 (0,20)	0,02 (0,16)	0,05 (0,17)
Bildung: Mittel	0,01 (0,14)	0,12 (0,11)+	0,12 (0,12)+
Bildung: Hoch (Referenzkategorie Bildung: Niedrig)	-0,07 (0,16)	-0,18 (0,12)+	-0,25 (0,14)+
Parteiidentifikation	0,43 (0,13)**	-0,16 (0,10)	0,28 (0,11)*
Problemlösungskompetenz	-0,15 (0,13)	0,66 (0,11)***	0,50 (0,11)***
Kandidatenbewertung	0,05 (0,29)	0,16 (0,23)+	0,21 (0,27)+
Modus	-0,32 (0,33)	0,26 (0,27)	-0,06 (0,28)
Konstante	-4,88 (0,23)***	-5,14 (0,14)***	-5,14 (0,14)***
Log-likelihood	-4103,95	-8162,51	-7814,38
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,45	0,39	0,41
AIC	8251,91	16369,02	15672,76
BIC	8423,41	16554,94	15858,53
N (Beobachtungen)	17950	34580	34340
N (Befragte)	3590	6916	6868

Anmerkung: Die Zellen enthalten Koeffizienten multinomialer Logit-Modelle (Standardfehler in Klammern), abgebildet sind lediglich die Koeffizienten der Interaktionseffekte, Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ , + Verbesserung des Modellfit durch Interaktionseffekt (nur bei AIC),

## 5 Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Was lässt sich auf Basis dieser Ergebnisse über den Nutzen von Online-Umfragen für Modelle zu Beziehungen zwischen politischen Einstellungen und politischem Verhalten in der Wahlforschung sagen? Zunächst wurde ein unlängst bekanntes Phänomen bestätigt, nämlich dass Online-Umfragen in den Randverteilungen von

soziodemographischen Merkmalen und politischen Einstellungen zum Teil gravierend von „klassischen“ Umfragen abweichen (vgl. hierzu auch Bandilla et al. 2001; Berrens et al. 2003; Blasius/Brandt 2009; Faas 2003a, 2003b; Faas/Schoen 2006, 2009, Yeager et al 2011). Für die Darstellung deskriptiver Ergebnisse sind Online-Umfragen folglich nur schwer heranzuziehen und das trotz Quotenstichprobe und Anpassungsgewichtung.

Anders sieht es in Hinblick auf die Ergebnisse von Modellen zu Wahlbeteiligung und Wahlabsicht aus: Bezüglich der Wahlbeteiligung kann zunächst festgestellt werden, dass in nach Datenquelle getrennten Modellen die Ergebnisse in Hinblick auf die Signifikanz der substantiellen unabhängigen Variablen gleich sind. Bei Betrachtung der Interaktionseffekte treten jedoch deutliche Unterschiede zwischen persönlich-mündlicher und telefonischer Umfrage in Hinblick auf die Effektstärken der substantiellen Variablen auf. Vergleicht man demgegenüber die Online-Umfragen mit der persönlich-mündlichen und der telefonischen Befragung, sind die Unterschiede in den Effektstärken als deutlich geringer einzuschätzen. Ein ähnliches Bild liefern die Modelle zur Wahlentscheidung der Befragten: Die drei substantiellen Variablen haben in allen drei Modellen einen signifikanten Effekt auf die Wahlabsicht. Und auch hier sind die Unterschiede zwischen den Online-Umfragen und der persönlich-mündlichen bzw. der telefonischen Umfrage nicht höher als zwischen den beiden letztgenannten.

Unser Fazit lautet daher, dass die Berechnung von Modellen der Wahlbeteiligung und der Wahlentscheidung unabhängig von der Datenbasis sehr ähnliche Ergebnisse liefert. Neben den vielfältigen weiteren Nutzungsmöglichkeiten von Online-Umfragen (z. B. für die Untersuchung geschlossener Netzwerke oder für experimentelle Studien, vgl. Bandilla/Hauptmanns 1998), stellen sie folglich auch für die Untersuchung von Einflussbeziehungen im Bereich des Wahlverhaltens eine nützliche Datenquelle dar.

Dieses Ergebnis gewinnt dadurch an Gewicht, dass die Online-Umfragen sowohl mit einer persönlich-mündlichen als auch mit einer telefonischen Umfrage verglichen und zusätzlich die beiden letztgenannten Umfragemodi ebenfalls einem Vergleich unterzogen wurden. Die Analyse profitiert hierbei davon, dass sowohl die Erhebungszeiträume als auch die Fragenformate weitgehend konstant gehalten werden konnten, die vorliegende Untersuchung folglich stringenter ist als bisherige Studien. Zusammen mit den bisherigen Befunden, die mit unseren in Einklang stehen, ergibt sich somit ein starkes Argument für die Nutzbarkeit von Online-Umfragen. Dennoch bleiben etliche Fragen offen: Beispielsweise haben wir (auch aufgrund fehlender Daten) grundständige Modelle der Wahlbeteiligung und der Wahlentscheidung berechnet. Die Frage lautet daher, ob die Ergebnisse bei ver-

feinerten Modellen aufrechterhalten werden können. Darüber hinaus haben wir alle Befragten in unsere Modelle einbezogen. Neuere Untersuchungen der Wahlforschung versuchen jedoch Unterschiede in den Einflussstärken unterschiedlicher Faktoren zwischen Wählergruppen zu finden (beispielsweise in Hinblick auf Politisches Wissen). Auch hier ist zu fragen, ob Online-Umfragen durch die doch deutlich unterschiedliche Zusammensetzung der Befragten auch für solche Untersuchungen nützlich sind. Folglich ist weitere Forschung zur Qualität von Online-Umfragen notwendig. Die Ergebnisse bislang zeigen jedoch in eine positive Richtung, sodass Online-Umfragen aufgrund ihrer vielfältigen Vorteile das Potential haben, zu einer der wichtigsten Datenerhebungsformen der empirischen Sozialforschung zu werden.

## Literatur

- American Association of Public Opinion Research, 2010: AAPOR Report on Online Panels. Online verfügbar unter: [http://www.aapor.org/AM/Template.cfm?Section=AAPOR\\_Committee\\_and\\_Task\\_Force\\_Reports&Template=/CM/ContentDisplay.cfm&ContentID=2223](http://www.aapor.org/AM/Template.cfm?Section=AAPOR_Committee_and_Task_Force_Reports&Template=/CM/ContentDisplay.cfm&ContentID=2223), (letzter Zugriff: 16.12.2012).
- Ai, C. und E. C. Norton, 2003: Interaction Terms in Logit and Probit Models. In: *Economics Letters* 80, 123-129.
- Arbeitskreis Deutscher Markt- und Sozialforschungsinstitute (ADM), 2001: Standards zur Qualitätssicherung für Online-Befragungen. Online verfügbar unter: [http://www.adm-ev.de/fileadmin/user\\_upload/PDFS/Onlinestandards\\_D.PDF](http://www.adm-ev.de/fileadmin/user_upload/PDFS/Onlinestandards_D.PDF) (letzter Zugriff: 30.5.2011).
- Bandilla, W. und P. Hauptmanns, 1998: Internetbasierte Umfragen als Datenerhebungstechnik für die empirische Sozialforschung? In: *ZUMA-Nachrichten* 43, 36-53.
- Bandilla, W., M. Bosnjak und P. Altdorfer, 2001: Effekte des Erhebungsverfahrens? Ein Vergleich zwischen einer Web-basierten und einer schriftlichen Befragung zum ISSP-Modul Umwelt. In: *ZUMA-Nachrichten* 49, 7-28.
- Bandilla, W., L. Kaczmarek, M. Blohm und W. Neubarth, 2009: Coverage- und Nonresponse-Effekte bei Online-Bevölkerungsumfragen. In: Jakob, Nikolaus, Schoen, Harald, Zerback, Thomas (Hg.): *Sozialforschung im Internet. Methodologie und Praxis der Online-Befragung*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 129-145.
- Baur, N. und M. J. Florian, 2009: Stichprobenprobleme bei Online-Umfragen. In: Jakob, Nikolaus, Schoen, Harald, Zerback, Thomas (Hg.): *Sozialforschung im Internet. Methodologie und Praxis der Online-Befragung*, Wiesbaden: VS-Verlag für Sozialwissenschaften, 109-128.
- Berrens, R. P., A. K. Bohara, H. Jenkins-Smith, C. Silva und D. L. Weimer, 2003: The Advent of Internet Surveys for Political Research: A Comparison of Telephone and Internet Samples. In: *Political Analysis* 11(1), 1-22.
- Best, H. und C. Wolf, 2010: Logistische Regression. In: Wolf, C. und H. Best (Hg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 827-854.
- Blasius, J. und M. Brandt, 2009: Repräsentativität in Online-Befragungen. In: Weichbold, M., J. Bacher und C. Wolf (Hg.): *Umfrageforschung. Herausforderungen und Grenzen*, Wiesbaden: VS-Verlag für Sozialwissenschaften, 157-177.
- Bosnjak, M., T. L. Tuten und W. Bandilla, 2001: Participation in Web Surveys. A Typology. In: *Zuma-Nachrichten* 48, 7-17.

- Bortz, J. und N. Döring, 2005: *Forschungsmethoden und Evaluation für Human- und Sozialwissenschaftler*. Heidelberg: Springer Medizin Verlag.
- Callegaro, M. und C. Disogra, 2008: Computing Response Metrics for Online Panels. In: *Public Opinion Quarterly* 72 (5), 1008-1032.
- Chang, L. und J. A. Kroshnick, 2009: National Surveys Via RDD Telephone Interviewing Versus the Internet. Comparing Sample Representativeness and Response Quality. In: *Public Opinion Quarterly* 73 (4), 641-678.
- Couper, M. P., 2000: Web Surveys: A Review of Issues and Approaches. In: *Public Opinion Quarterly* 64 (4), 464-494.
- Couper, M. und E. Coultts, 2006: Online-Befragung. Problem und Chancen verschiedener Online-Erhebungen. In: Diekmann, A. (Hg.): *Methoden der Sozialforschung*, Sonderheft 44 der KZfSS, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 217-243.
- Couper, M. P. und P. V. Miller, 2008: Web Survey Methods. In: *Public Opinion Quarterly* 72(5), 831-835.
- Dillman, D. A., 1978: *Mail and Telephone Surveys: The Total Design Method*. New York: Wiley.
- Dillman, D. A., 2000: *Mail and Internet Surveys: The Tailored Design Method*. New York: Wiley.
- Faas, T., 2003a: Offline rekrutierte Access Panels: Königsweg der Online-Forschung? In: *ZUMA-Nachrichten* 53, 58-76.
- Faas, T., 2003b: Umfragen im Umfeld der Bundestagswahl 2002: Offline und Online im Vergleich. In: *ZA-Information* 52, 120-136.
- Faas, T. und H. Schoen, 2006: Putting a Questionnaire on the Web is not Enough – A Comparison of Online and Offline Surveys Conducted in the Context of the German Federal Election 2002. In: *Journal of Official Statistics* 22 (2), 177-190.
- Faas, T. und H. Schoen, 2009: Nur eine Frage der Zeit? Eine Analyse zweier Online-Umfragen zu den Bundestagswahlen 2002 und 2005. In: Schoen, H., H. Rattinger, und O. W. Gabriel (Hg.): *Vom Interview zur Analyse. Methodische Aspekte der Einstellungs- und Wahlforschung*, Baden-Baden: Nomos, 343-360.
- Fricker, S., M. Galesic, R. Tourangeau, und T. Yan, 2005: An Experimental Comparison of Web and Telephone Surveys. In: *Public Opinion Quarterly* 69 (3), 370-392.
- Galesic, M. und M. Bosnjak, 2009: Effects of Questionnaire Length on Participation and Indicators of Response Quality in a Web Survey. In: *Public Opinion Quarterly* 73 (2), 349-360.
- Heerwegh, D., 2009: Mode Differences Between Face-to-Face and Web Surveys: An Experimental Investigation of Data Quality and Social Desirability Effects. In: *International Journal of Public Opinion Research* 21 (1), 111-121.
- Heerwegh, D. und G. Loosveldt, 2008: Face-to-Face versus Web Surveying in a High-Internet-Coverage Population. Differences in Response Quality. In: *Public Opinion Quarterly* 72 (5), 836-846.
- Jackob, N., H. Schoen und T. Zerback (Hg.), 2008: *Sozialforschung im Internet. Methodologie und Praxis der Online-Befragung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Jin, L., 2011: Improving response rates in web surveys with default setting: The effects of default on web survey participation and permission. In: *International Journal of Market Research* 53 (1), 75-94.
- Kaplowitz, M. D., T. D. Hadlock und R. Levine, 2004: A Comparison of Web and Mail Survey Response Rates. In: *Public Opinion Quarterly* 68 (1), 94-101.
- Kellermann, C., 2007: „Trends and Constellations“: Klassische Bestimmungsfaktoren des Wahlverhaltens bei den Bundestagswahlen 1990-2005. In: Rattinger, H., O. W. Gabriel, und J. W. Falter (Hg.): *Der gesamtdeutsche Wähler. Stabilität und Wandel des Wählerverhaltens im wiedervereinigten Deutschland*, Baden-Baden: Nomos, 297-327.
- Kromrey, H., 2006: *Empirische Sozialforschung. Modelle und Methoden der standardisierten Datenerhebung und Auswertung*. Stuttgart: Lucius & Lucius Verlag.

- Johann, D., 2009: Eine Betrachtung der Wahlbeteiligung bei der Bundestagswahl 2005 auf Basis von Rational-Choice-Konzepten. In: Kühnel, S., O. Niedermayer, und B. Westle (Hg.): *Wähler in Deutschland. Sozialer und politischer Wandel, Gender und Wahlverhalten*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 424-445.
- Malhotra, N., 2008: Completion Time and Response Order Effects in Web Surveys. In: *Public Opinion Quarterly* 72 (5), 914-934.
- Manfreda, K. L., M. Bosnjak, J. Berzelak, I. Haas und V. Vehovar, 2008: Web surveys versus other survey modes. A meta-analysis comparing response rates. In: *International Journal of Market Research* 50, 79-104.
- Maurer, M. und O. Jandura, 2009: Masse statt Klasse? Einige kritische Anmerkungen zu Repräsentativität und Validität von Online-Befragungen. In: Jakob, N., H. Schoen und T. Zerback (Hg.): *Sozialforschung im Internet. Methodologie und Praxis der Online-Befragung*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 129-145.
- Pötschke, M., 2010: Datengewinnung und Datenaufbereitung. In: Wolf, C. und H. Best (Hg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 41-64.
- Roßmann, J., J. E. Blumenstiel und M. Steinbrecher, 2011: *Why do respondents drop-out from online surveys? Results from follow-up surveys in the German Longitudinal Election Study (GLES)*. Konferenz der European Survey Research Association (ESRA). Lausanne, 18.-22.07. 2011.
- Roster, C. A., R. D. Rogers, G. Albaum und D. Klein, 2004: A Comparison of Response Characteristics From Web and Telephone surveys. In: *International Journal of Market Research* 46 (3), 359-373.
- Sanders, D., H. Clarke, M. Stewart, P. Whiteley und J. Twyman, 2002: *The 2001 British Election Study Internet Poll: a Methodological Experiment*. Konferenzpapier für das Annual Meeting der American Political Science Association, Boston, 27.-31. August 2002.
- Sanders, D., H. Clarke, D. Harold, D., M. C. Stewart und P. Whiteley, 2007: Does Mode Matter for Modeling Political Choice? Evidence from the 2005 British Election Study. In: *Political Analysis* 15 (3), 257-285.
- Schenk, M. und M. Wolf, 2006: Die digitale Spaltung der Gesellschaft. Zur politikorientierten Nutzung des Internets und der traditionellen Medien in den sozialen Milieus. In: Imhof, K., R. Blum, H. Bonfadelli und O. Jarren (Hg.): *Demokratie in der Mediengesellschaft*, Wiesbaden: VS-Verlag für Sozialforschung, 239-260.
- Schmitt-Beck, R., H. Rattinger, S. Roßteutscher und B. Weßels, 2010a: Die deutsche Wahlforschung und die German Longitudinal Election Study (GLES). In: Faulbaum, F. und C. Wolf (Hg.): *Gesellschaftliche Entwicklungen im Spiegel der empirischen Sozialforschung*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 141-172.
- Schmitt-Beck, R., T. Faas und A. Wolsing, 2010b: Kampagnendynamik bei der Bundestagswahl 2009: die Rolling Cross-Section-Studie im Rahmen der „German Longitudinal Election Study“ 2009. In: *MZES Arbeitspapier* 134. Mannheim: Universität Mannheim.
- Schonlau, M., A. van Soest, A. Kapteyn und M. P. Couper, 2006: Selection Bias in Web surveys and the Use of Propensity Scores. In: *RAND Working Papers* WR-279, April 2006.
- Statistisches Bundesamt, 2009: *Statistisches Jahrbuch 2009 für die Bundesrepublik Deutschland*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Stephenson, L. B. und J. Crête, 2010: Studying Political Behavior: A Comparison of Internet and Telephone Surveys. In: *International Journal of Public Opinion Research* 23 (1), 24-55.
- Taddicken, M., 2008: *Methodeneffekte bei Web-Befragungen. Einschränkungen der Datengüte durch ein „reduziertes Kommunikationsmedium“?* Köln: Herbert von Halem Verlag.
- Toepoel, V., M. Das, und A. van Soest, 2008: Effects of Design in Web Surveys: Comparing Trained and Fresh Respondents. In: *Public Opinion Quarterly* 72 (5), 985-1007.
- Welker, M. und O. Wenzel, 2007: *Online-Forschung 2007. Grundlagen und Fallstudien*. Köln: Herbert von Halem Verlag.

- Wolsing, A. und T. Faas, 2009: Können offene Online-Umfragen dynamische Prozesse der Einstellungsentwicklung erfassen? In: Jakob, N., H. Schoen und T. Zerback (Hg.): *Sozialforschung im Internet: Methodologie und Praxis der Online-Befragung*, Wiesbaden: VS-Verlag: 213-232.
- Yeager, D. S., J. A. Krosnick, L. Chang, H. S. Javitz, M. S. Levendusky, A. Simpser und R. Wang, 2011: Comparing the Accuracy of RDD Telephone Surveys and Internet Surveys Conducted with Propability and Non-probability samples. In: *Public Opinion Quarterly* 75(4), 709-747.
- Zerback, T., H. Schoen, N. Jakob und S. Schlereth, 2009: Zehn Jahre Sozialforschung mit dem Internet. Eine Analyse zur Nutzung von Online-Befragungen in den Sozialwissenschaften. In: Jakob, N., H. Schoen und T. Zerback (Hg.): *Sozialforschung im Internet: Methodologie und Praxis der Online-Befragung*, Wiesbaden: VS-Verlag für Sozialwissenschaften, 15-31.

Anschriften der Autorinnen Ina Elisabeth Bieber  
Johann Wolfgang Goethe-Universität  
Frankfurt am Main  
Fachbereich 03 Gesellschaftswissenschaften  
Institut für Gesellschafts- und Politikanalyse  
Robert-Mayer-Straße 5  
60054 Frankfurt am Main  
E-Mail: [bieber@soz.uni-frankfurt.de](mailto:bieber@soz.uni-frankfurt.de)

Evelyn Bytzek  
Universität Koblenz-Landau  
Institut für Sozialwissenschaften  
Abteilung Politikwissenschaft  
Kaufhausgasse 9  
76829 Landau in der Pfalz  
E-Mail: [bytzek@uni-landau.de](mailto:bytzek@uni-landau.de)

## Anhang

Tabelle A1 Ergebnisse des Informationskriteriumtests nicht-signifikanter Interaktionseffekte im Wahlbeteiligungsmodell

	Vergleich 1: Persönlich-mündlich vs. Online		Vergleich 2: Telefonisch vs. Online		Vergleich 3: Persönlich-mündlich vs. Telefonisch	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
	Grundmodell	2582,03	2656,25	4260,89	4343,47	4913,10
Politisches Interesse	-	-	4262,75	4352,21	-	-
Parteiidentifikation	2584,03	2664,43	-	-	-	-
Parteiendifferential	2581,28	2661,68	4256,98	4346,44	-	-
Geschlecht	2583,51	2663,91	4262,89	4352,34	4914,97	5004,91
Alter: 30-39	2582,67	2663,07	4262,88	4352,34	4912,77	5002,70
Alter: 40-49	2583,58	2663,98	4262,89	4352,34	4913,77	5003,70
Alter: 50-59	2582,56	2662,94	4261,82	4351,27	-	-
Alter: 60 und älter	2584,00	2664,40	4260,91	4350,36	4913,79	5003,72
Bildung: Mittel	2583,81	2664,22	4262,50	4351,96	-	-
Bildung: Hoch	2583,94	2664,35	4261,83	4351,29	-	-

Tabelle A2 Ergebnisse des Informationskriteriumtests nicht-signifikanter Interaktionseffekte im Wahlentscheidungsmodell

	Vergleich 1: Persönlich-mündlich vs. Online		Vergleich 2: Telefonisch vs. Online		Vergleich 3: Persönlich-mündlich vs. Telefonisch	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
	Grundmodell	8243,71	8337,25	16400,26	16501,68	15703,31
Parteiidentifikation	-	-	16402,07	16511,93	-	-
Problemlösungskompetenz	8245,51	8346,85	-	-	-	-
Kandidatenbewertung	8245,57	8346,91	16397,34	16507,21	15699,92	15809,69
Geschlecht	8245,25	8346,59	16402,23	16512,10	15704,04	15813,81
Alter: 30-39	8245,60	8346,94	16402,13	16512,00	15705,29	15815,07
Alter: 40-49	8245,71	8347,05	16402,24	16512,10	15705,11	15814,88
Alter: 50-59	8245,70	8347,04	16401,87	16511,73	15705,13	15814,90
Alter: 60 und älter	8245,71	8347,05	16402,25	16512,11	15705,28	15815,06
Bildung: Mittel	8245,65	8346,99	16397,94	16507,80	15700,15	15809,92
Bildung: Hoch	8245,38	8346,72	16396,49	16506,35	15696,45	15806,23



## Experimente im Vergleich

*Spitzenkandidaten, politische Urteilsbildung und Wahlentscheidungen in präsidentiellen und parlamentarischen Systemen*

## Comparing Experiments

*Political leaders, opinion formation and voting decisions in presidential and parliamentary systems*

*Sascha Huber*

### *Zusammenfassung*

Ein Hauptproblem bei der Erforschung der Bedeutung von politischen und unpolitischen Eigenschaften von Spitzenkandidaten ist das Endogenitätsproblem. Mit Umfragedaten lässt sich kaum ermitteln, welchen Ursprung Urteile zu politischen Kandidaten haben. Mit Hilfe von Experimenten in Deutschland, Schweden, Frankreich und den USA wird in diesem Artikel versucht, Hinweise auf die relative Bedeutung von politischen und unpolitischen Kandidateneigenschaften in präsidentiellen und parlamentarischen Systemen zu gewinnen. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass scheinbar unpolitische Bewertungen sehr häufig einen politischen Ursprung haben und dass Charaktereigenschaften von Kandidaten bei parlamentarischen Wahlentscheidungen einen deutlich geringeren Einfluss haben als bei präsidentiellen Wahlentscheidungen. Diese Befunde sind über die vier Länderkontexte hinweg stabil.

### *Abstract*

Research on leader effects on voting behavior faces major problems of endogeneity. With traditional survey data, one can hardly detect where leader evaluations come from. In this article four experimental studies in Germany, Sweden, France and the USA are presented that try to find evidence on the relative importance of political and apolitical candidate traits in presidential and parliamentary systems. The results indicate that seemingly apolitical evaluations of leaders often have a political origin and that character traits of candidates do have a much weaker influence in parliamentary voting decisions than in presidential voting decisions. These findings are robust across the four countries.

## 1 Einleitung<sup>1</sup>

Die Anwendung experimenteller Methoden war in der Politikwissenschaft lange Zeit nicht besonders häufig. Einerseits wurden Experimente zwar auch in der Politikwissenschaft allgemein als „the most nearly ideal method for scientific explanation“ (Lijphart 1971:648) anerkannt, gleichzeitig wurde ihr Gebrauch in der Politikwissenschaft aber meist als nicht anwendbar oder nicht valide verworfen (vgl. auch Peters 1998:48). In den vergangenen Jahren hat die Anwendung experimenteller Methoden nun vor allem in der angelsächsischen Politikwissenschaft stark zugenommen. Ein Grund dafür ist auch eine weitere Verbreitung der Erkenntnis, dass beobachtende Verfahren – vor allem im Hinblick auf den Nachweis von *kausalen* Prozessen – an ihre Grenzen stoßen und dass eine Mischung verschiedener Methoden und Triangulation einen vielversprechenden Weg für wissenschaftlichen Fortschritt darstellt. Mittlerweile greift die Politikwissenschaft in unterschiedlichen Teilgebieten und bei sehr unterschiedlichen Fragestellungen vermehrt auf experimentelle Forschung zurück (vgl. für einen Überblick auch Faas und Huber 2010). Der große Vorteil von Experimenten liegt in der Möglichkeit, kausale Zusammenhänge zwischen verschiedenen Variablen zu untersuchen und zu überprüfen. Stellt man mit traditionellen Umfragedaten einen Zusammenhang zwischen  $x$  und  $y$  fest, bleibt immer die Möglichkeit nicht berücksichtigter Drittvariablen sowie von Endogenität und umgekehrter Wirkungsrichtung. In Experimenten lassen sich bei erfolgreicher Randomisierung und Manipulation von  $x$  unterschiedliche Ausprägungen von  $y$  in Versuchs- und Kontrollbedingung valide auf  $x$  zurückführen. Die erfolgreiche Randomisierung der Versuchspersonen ermöglicht „the conversion of all irrelevant sources of possibly systematic variability into unsystematic variability, that is, into random error“ (Brown und Melamed 1990: 3). Die Schlüsse über den Einfluss der erklärenden Variablen auf die zu erklärende Variable können dann einfach über den Vergleich verschiedener Versuchsgruppen gezogen werden.

Die Hauptprobleme empirischer Analysen und statistischer Modelle – wie Fehlspezifikationen, übersehene oder nicht zu messende Drittvariablen, Endogenität, unklare Wirkungsrichtungen, unzureichende Varianz bei unabhängigen Variablen – lassen sich so häufig schon allein durch das experimentelle Design beheben oder zumindest verringern. Im Gegensatz zu Analysen mit Beobachtungsdaten sind die notwendigen statistischen Verfahren bei Experimenten deshalb auch meist recht einfach. Wenn sich Unterschiede bei den zu erklärenden Variablen zwischen Versuchsgruppen finden, sollten diese Unterschiede bei erfolgreicher Randomi-

1 Dieser Artikel präsentiert zu großen Teilen Ergebnisse aus meiner Dissertation (Huber 2012).

sierung und Durchführung auch auf die jeweils vorgenommene Manipulation der unabhängigen Variablen zurückzuführen sein.

Experimente ermöglichen die zielgenaue Überprüfung politikwissenschaftlicher Theorien und daraus abgeleiteten Hypothesen. Daneben bietet die Replikation insbesondere von experimentellen Studien die Chance, die Robustheit von Befunden systematisch zu testen, indem jeweils kleinere oder größere Änderungen im experimentellen Design vorgenommen werden, weitere vermittelnde Faktoren aufgenommen werden oder der Kontext der Erhebung variiert wird. Experimente sind deshalb besonders gut geeignet, um sich von dem häufig beklagten „one-shot-research“ zu lösen und stattdessen „programmatic research“ zu betreiben (McDermott 2002). In Experimenten können gezielt Alternativerklärungen und vermittelnde Wirkungsmechanismen für frühere Befunde getestet oder Randbedingungen für nachgewiesene Wirkungszusammenhänge spezifiziert werden, um so über die Zeit kumulativen Fortschritt in der Wissenschaft zu ermöglichen.

Ein typisches Beispiel für die Limitation von Beobachtungs- bzw. Umfragedaten ist die Debatte über die Bedeutung von Spitzenkandidaten und deren Charaktereigenschaften auf Wahlentscheidungen und eine vermeintliche Personalisierung oder Präsidentialisierung der Politik. Mit der These von der Personalisierung der Politik wird verknüpft, dass die Bedeutung von Spitzenkandidaten für die Wahlentscheidung zunimmt. Die Entwicklung zur Personalisierung ist danach nicht auf präsidentielle Systeme beschränkt, sondern gilt zunehmend auch für parlamentarische Systeme (vgl. Poguntke und Webb 2005). Gründe für diese Entwicklung werden dabei in der Fokussierung der massenmedialen Berichterstattung auf die Spitzenkandidaten und in der Ausrichtung von Wahlkämpfen auf die Spitzenkandidaten gesehen (vgl. Mughan 2000; Kleinnijenhuis et al. 2001). Die These der Personalisierung beinhaltet daneben aber auch meist die Erwartung, dass Spitzenkandidaten heute verstärkt nach unpolitischen Persönlichkeitseigenschaften beurteilt werden und weniger nach ihren politischen Standpunkten. Das führt schließlich zu der normativen Befürchtung, dass Wahlen durch Personalisierung zunehmend zu einem reinen „Schönheitswettbewerb“ zwischen Spitzenkandidaten werden, in dem weniger die politischen Standpunkte und Lösungsvorschläge im Mittelpunkt stehen als die Persönlichkeit der Kandidaten.

Ein Hauptproblem der Debatte ist das Endogenitätsproblem: Wie beeinflussen sich politische und unpolitische Bewertungen von Kandidaten gegenseitig? In welchem Ausmaß sind die Bewertungen von Kandidaten lediglich Ausdruck von allgemeineren politischen Überlegungen und in welchem Ausmaß haben unpolitische Kandidateneigenschaften wie die Persönlichkeit einen eigenständigen Effekt? Schließen die Wähler von unpolitischen Bewertungen der Person auf die politische

Bewertung des Kandidaten oder umgekehrt? Mit traditionellen Umfragedaten lassen sich diese Fragen kaum beantworten. Mit Hilfe von Experimenten kann allerdings versucht werden, einige der Urteilsbildungsprozesse näher zu beleuchten. In diesem Artikel wird eine Serie von vier Experimenten vorgestellt, die das leisten sollen. Die Durchführung gleicher Experimente in Ländern mit präsidentiellen und parlamentarischen Systemen erlaubt dabei – neben der gegenseitigen Validierung der Ergebnisse – auch einen zumindest tentativen Vergleich der Urteilsbildung in den verschiedenen Ländern.<sup>2</sup>

## Die Rolle von Spitzenkandidaten und die Präsidentialisierung von Wahlentscheidungen

In diesem Artikel wird die Leistungsfähigkeit von Experimenten anhand der Frage nach der Bedeutung von Spitzenkandidaten in parlamentarischen und präsidentiellen Demokratien demonstriert. Das Regierungssystem gibt unter anderem die Art der Entscheidungsobjekte bei Wahlen vor. Während bei präsidentiellen Systemen Kandidaten zur Auswahl stehen, sind es in parlamentarischen Systemen Parteien, Parteilisten oder lokale Parteikandidaten. Bereits aus dieser einfachen institutionellen Variation lässt sich die Vermutung ableiten, dass Wähler je nach politischem System das politische Angebot verschieden wahrnehmen und ihre Wahlentscheidungen auf unterschiedliche Art und Weise treffen. Die Vermutung bezieht sich hier insbesondere auf die Rolle, die Eigenschaften von Kandidaten bei der Urteils- und Entscheidungsbildung der Wähler spielen. Die normative Befürchtung, die damit einhergeht, wird zum Beispiel von Powell (2004: 97) wie folgt zusammengefasst: „a strong president or demagogic party leader may overshadow the choice process strongly enough to obscure the issue preferences that are at stake“. Danach könnten die Eigenschaften der Kandidaten bei Präsidentschaftswahlen und auch bei Parlamentswahlen einen dominanten Einfluss ausüben und so verhindern, dass die Bürger ihre substantiellen Interessen und Präferenzen an das politische System kommunizieren. Normativ ist dabei insbesondere der Einfluss von unpolitischen Kandidateneigenschaften bedenklich. Wenn es eher darauf ankommt, wie etwas präsentiert wird als was präsentiert wird, wenn das Charisma eines Kandidaten wichtiger ist als seine grundlegenden Positionen oder die seiner Partei, wenn die allgemeine Sympathie gegenüber einer Person oder gar deren äußere Erscheinung und nicht deren politische Bewertung im Vordergrund steht, dann sinkt die Chance,

2 Ein ausführlicher Vergleich der einzelnen Experimente kann aus Platzgründen hier nicht präsentiert werden. Detailliertere Analysen finden sich in Huber (2012)

dass die *politischen* Wünsche und Präferenzen der Wähler sich im Wahlergebnis widerspiegeln und das Regierungshandeln beeinflussen.

Personalisierte Wahlentscheidungen sollten in parlamentarischen und präsidentiellen Ländern grundsätzlich unterschiedlich stark ausgeprägt sein. Wegen der institutionellen Logik des politischen Prozesses sollte der Fokus in parlamentarischen Systemen weniger stark auf einzelne Personen gerichtet sein als in präsidentiellen Systemen. Entsprechend wäre dann zu erwarten, dass persönliche Eigenschaften bei der Urteilsbildung zu politischen Kandidaten in präsidentiellen Systemen eine größere Rolle einnehmen – einfach weil die Entscheidungsumgebung in präsidentiellen Systemen stärker personalisiert sein sollte. Mit der These der Personalisierung der Politik in parlamentarischen Systemen wird dieser Unterschied in der Entscheidungsumgebung – zumindest teilweise – bestritten. Danach haben sich die Entscheidungsumgebungen von Wählern in parlamentarischen und präsidentiellen Systemen immer stärker angeglichen, weshalb auch von einer *Präsidentialisierung* parlamentarischer Systeme gesprochen wird (z. B. Mughan 2000; Poguntke und Webb 2005). Eine stärkere Personalisierung in parlamentarischen Systemen zeigt sich sowohl auf der Ebene der Parteien, die im Wahlkampf vermehrt auf ihr Spitzenpersonal setzen (z. B. Mancini und Swanson 1996; Hetterich 2000), als auch auf der Ebene der medialen Berichterstattung (z. B. Kleinnijhuis et al. 2001; King 2002; McAllister 2007). Nach diesen Befunden sollte sich die Wahrnehmung von Kandidaten in Ländern mit präsidentiellen und Ländern mit parlamentarischen Systemen also nicht so sehr unterscheiden. Genauso sollte es dann kaum Unterschiede in der Urteilsbildung über Kandidaten geben und in beiden Systemen den persönlichen Eigenschaften der Kandidaten ein größeres Gewicht beigemessen werden als politischen Bewertungen.<sup>3</sup>

## Politische und unpolitische Kandidateneigenschaften und das Problem der Endogenität

Für die Frage der Bedeutung von Spitzenkandidaten und eine vermeintlich stärkere Personalisierung oder Präsidentialisierung ist die Unterscheidung zwischen

3 In dieser Arbeit wird nicht die These einer Personalisierung über die Zeit analysiert, sondern querschnittlich die Bedeutung von politischen und unpolitischen Eigenschaften von Spitzenkandidaten. Im Vordergrund steht hier also weniger die zeitliche Entwicklung sondern das Resultat im Heute. Nach der Literatur zur Personalisierung ist diese heute bereits so weit fortgeschritten, dass unpolitische Eigenschaften von Kandidaten eine bedeutende Rolle bei Urteilsbildung und Wahlentscheidungen spielen.

unpolitischen und politischen Eigenschaften von Spitzenkandidaten zentral.<sup>4</sup> Eine Orientierung der Wähler an Spitzenkandidaten muss ja nicht notwendigerweise zu Wahlentscheidungen mit geringerem politischen Inhalt führen. Vielmehr erscheint zum Beispiel eine Orientierung an den spezifischen politischen Positionen von Kandidaten sehr wohl relevant. Wenn in parlamentarischen Systemen beispielsweise heterogene Parteien zur Wahl stehen, die jeweils ein sehr breites ideologisches Spektrum abdecken, sind die spezifischen Positionen der Spitzenkandidaten von großer Bedeutung. Noch viel mehr trifft das auf Kandidaten in präsidentiellen Systemen zu. Normativ bedenklich ist der Einfluss von Spitzenkandidaten nur, wenn er sich auf unpolitische Eigenschaften wie den Charakter oder das Aussehen bezieht.

Das Problem empirischer Sozialforschung ist allerdings, dass sich die politischen und unpolitischen Bewertungen von Kandidaten schwer trennen lassen – sowohl in der Urteilsbildung der Bürger als dann auch bei der Analyse ihrer Entscheidungen durch die Wissenschaft. Wenn sich Wähler jeweils sauber voneinander getrennte Meinungen zu politischen Themen, zu Parteien und zu politischen Kandidaten bilden würden, wenn diese Meinungen zu Kandidaten dann wiederum klar getrennt wären in unpolitische Aspekte der Kandidatenpersönlichkeit und politische Aspekte der spezifischen Kandidatenpositionen, und wenn Wähler schließlich auch keine Probleme hätten, ihre Einzelurteile in Befragungen zu benennen, dann müssten Wahlforscher nur noch die Gewichtung der Einzelurteile bei ihrer Integration in ein Gesamturteil berechnen. So ließe sich leicht überprüfen, wie groß der Wert ist, den Wähler auf die Persönlichkeiten politischer Kandidaten legen. Die reale Urteilsbildung geht aber sehr wahrscheinlich nicht so sauber getrennt vor sich. Wähler erschließen sich ihre Urteile zu einzelnen Aspekten vielfach aus anderen bereits getroffenen Einschätzungen (vgl. z. B. Conover und Feldmann 1986; Sniderman et al. 1991; Granberg 1993; Lupia et al. 2000), verwenden für ihre heuristische Urteilsbildung Hinweise, die zwar leicht zu verarbeiten sind, aber nicht immer genau auf den Bewertungsgegenstand passen (vgl. z. B. Popkin 1991; Kuklinski 2001; Cutler 2002), sie integrieren neue Informationen „on-line“ zu einer Bilanz der Bewertung von Parteien und Kandidaten, ohne später genau zu wissen, was zu dieser Bewertung geführt hat (Lodge und McGraw 1995), und sie haben die Tendenz, widersprüchliche Urteile zu entschärfen, um kognitive Dissonanzen zu vermeiden (vgl. z. B. Festinger 1957; Taber et al. 2001).

4 Als politische Eigenschaften werden im Folgenden insbesondere die persönlichen politischen Standpunkte der Kandidaten zu Sachfragen verstanden. Als unpolitische Eigenschaften von Kandidaten werden alle Charaktereigenschaften, Auftreten oder Aussehen verstanden. Dabei wird nicht zwischen mehr oder weniger unpolitischen Charaktereigenschaften unterschieden, wie es in der Literatur zum Teil gemacht wird (vgl. Klein und Ohr 2000).

So wird die Unterscheidung von politischen und unpolitischen Aspekten der Kandidatenbeurteilung deutlich komplizierter. Erhebliche Wechselbeziehungen zwischen politischen Überzeugungen, der politischen Beurteilung von Kandidaten und unpolitischen Charaktereinschätzungen sind zu vermuten. Ein kleines Beispiel zur hohen Korrelation zwischen unpolitischen und politischen Bewertungen von Kandidaten kann das illustrieren: Wähler schätzten bei der vergangenen Bundestagswahl 2009 verschiedene Eigenschaften der Spitzenkandidaten Angela Merkel und Frank-Walter Steinmeier vergleichsweise konsistent ein. Betrachtet man die Zustimmung und Ablehnung zu den beiden Aussagen, ob die Befragten die Person „menschlich sympathisch“ finden bzw. ob die Befragten denken, dass die Person „vernünftige Vorstellungen zur Bewältigung der Wirtschaftskrise“ hat, zeigen sich sowohl für Angela Merkel ( $r=.50$ ) als auch für Frank-Walter Steinmeier ( $r=.44$ ) starke Korrelationen zwischen den beiden Einschätzungen. Wer den Kandidaten oder die Kandidatin jeweils sympathisch fand, war auch eher der Ansicht, dass er oder sie vernünftige politische Vorstellungen hat.<sup>5</sup> Ein solch starker Zusammenhang sollte sich nicht zeigen, wenn sich Wähler unabhängige Meinungen zu unpolitischen Charaktereigenschaften, Auftreten und Erscheinung von Kandidaten auf der einen Seite und den politischen Bewertungen ihrer Vorschläge und Bewertungen auf der anderen Seite bilden würden. Dann wäre eher zu erwarten, dass es auch Wähler gibt, die beispielweise Frau Merkel zwar „menschlich sympathisch“ finden, aber nicht denken, dass sie vernünftige politische Vorstellungen hat.

Die politikwissenschaftliche Literatur hat wiederholt Zusammenhänge zwischen politischen und unpolitischen Urteilen beschrieben. Nach Goren (2002) fokussieren Parteianhänger eher auf die charakterlichen Stärken eines Kandidaten ihrer präferierten Partei, die Gegner dieser Partei aber eher auf dessen charakterliche Schwächen (vgl. für ähnliche Befunde auch schon McGraw et al. 1996). Die Anhänger einer Partei bewerten die Charaktereigenschaften der Kandidaten ihrer Partei zudem meist deutlich positiver als die Anhänger anderer Parteien (z. B. Doherty und Gimpel 1997, Bishin et al. 2006). Auch generelle Sympathien für Kandidaten scheinen nicht unabhängig von politischen Überlegungen. Schumann und Schoen (2003) zeigen in Faktoranalysen für Deutschland, dass Sympathien für Politiker nach politischen Gesichtspunkten strukturiert sind. Wer einen konservativen Politiker sympathisch findet, findet einen linken meist weniger sympathisch und umgekehrt. Hayes (2005) beschreibt sogar eine direkte Verbindung zwischen den politischen Standpunkten einer Partei und den Attributen, die den Kandida-

5 GLES 2009, Primärforscher: Hans Rattinger, Sigrid Roßteutscher, Rüdiger Schmitt-Beck, Bernhard Weßels, Komponente 2, Vorwahlwelle der RCS-Wahlkampfstudie, ZA5303, doi:10.4232/1.10996.

ten zugeschrieben werden. Nach seiner Theorie des „Trait Ownerships“ wird beispielsweise linken Kandidaten auch eher Anteilnahme an den Sorgen der Menschen zugeschrieben als konservativen Kandidaten. Rapoport et al. (1989) untersuchen in den USA die Wahrnehmungen der Wähler zu noch unbekanntem potentiellen Präsidentschaftskandidaten und fanden, dass Wähler je nach vorgelegten Informationen von den politischen Standpunkten auf die Charaktereigenschaften schlossen oder umgekehrt.

Die Ergebnisse dieser Untersuchungen deuten darauf hin, dass vermeintlich unpolitische Urteile über die persönlichen Eigenschaften von Kandidaten durchaus eine politische Basis haben können. Gleichzeitig kann eine umgekehrte Wirkungsrichtung aber auch nicht ausgeschlossen werden. Unpolitische Urteile können potentiell auch die politischen Einschätzungen der Kandidaten beeinflussen. Mit Querschnittsbefragungen lassen sich die Wirkungsrichtungen und Wechselwirkungen zwischen diesen Urteilen kaum bestimmen. Zwar kann man versuchen, mit möglichst sorgsam konzipierten Analysen unpolitische Kandidatenbeurteilungen von politischen zu trennen (vgl. z. B. Klein und Ohr 2000). Das Problem der Endogenität und Zweifel über die Kausalität bleiben aber bestehen, solange in Umfragen bereits gebildete Urteile über Kandidaten abgefragt werden und die Befragten die Teilaspekte der Beurteilung auch selbst nur schwer voneinander trennen können.

## Die Rolle von Kandidateneigenschaften bei Wahlentscheidungen in verschiedenen Regierungssystemen

Mehr noch als die Urteilsbildungsprozesse zu Kandidaten sind aus politikwissenschaftlicher Perspektive natürlich die Auswirkungen dieser Prozesse auf die Wahlentscheidungen relevant. Auch wenn sich die Urteilsbildung zu Spitzenkandidaten in verschiedenen Regierungssystemen kaum unterscheiden sollte, kann es immer noch zu Unterschieden in der Wahlentscheidung kommen. Der institutionelle Unterschied des Wahlmodus sollte einen Einfluss auf die Art der Wahlentscheidung ausüben: bei Parlamentswahlen wird über die Zusammensetzung des Parlaments und die relative Stärke der Parteien entschieden, bei Präsidentschaftswahlen über den zukünftigen Regierungschef. In parlamentarischen Systemen werden Parteilisten oder lokale Parteikandidaten gewählt und nicht direkt die Spitzenkandidaten. Die persönlichen Eigenschaften der Spitzenkandidaten in parlamentarischen Systemen sollten deshalb eine geringere Rolle spielen als die persönlichen Eigenschaften der Präsidentschaftskandidaten in präsidentiellen Systemen – alleine wegen des institutionell vorgegebenen Wahlmodus.

Die Forschung zur Rolle von Spitzenkandidaten in parlamentarischen Systemen zeigt dann auch ein wenig eindeutiges Bild. Die Frage, ob es auch zu einer zunehmenden Personalisierung von Wahlentscheidungen kommt, ist immer noch umstritten (Bean und Mughan 1989; Stewart und Clarke 2000; Klein und Ohr 2000; Bartle und Crewe 2002; Schoen 2004; Clarke et al. 2004; Gabriel et al. 2009; Wagner 2011). Langfristige Analysen zeigen meist eher von Wahl zu Wahl und von Kandidat zu Kandidat wechselnd starke Einflüsse ohne einen klaren Trend zu einer zunehmenden Bedeutung persönlicher Eigenschaften der Spitzenkandidaten (z. B. Pappi und Shikano 2001; Curtice und Holmberg 2005). In komparativen Analysen zwischen Ländern mit präsidentiellen und Ländern mit parlamentarischen Systemen finden sich, trotz einer vermeintlichen Angleichung der Entscheidungsumgebung, immer noch Unterschiede in der Bedeutung von Spitzenkandidaten. Bei Präsidentschaftswahlen ist der Einfluss von Spitzenkandidaten größer als bei Parlamentswahlen (vgl. Curtice und Hunjan 2009).

Unklar bleibt dabei, ob die Unterschiede auf einen rein institutionellen Effekt des Wahlmodus oder auf weiterhin bestehende Unterschiede im breiteren politischen Kontext bzw. der politischen Kultur der Länder zurückzuführen sind. Granberg und Holmberg (1988) zeigen beispielsweise in ihrem detaillierten Vergleich des Wahlverhaltens in Schweden und den USA, dass eine Reihe von Einstellungen, Wahrnehmungen und Urteilen in den beiden Ländern unterschiedliche Muster aufweisen, die ihrer Meinung nach sehr gut mit den Unterschieden im politischen System der beiden Länder korrespondieren. Trotz einer möglichen Angleichung in der medialen Berichterstattung und bei den Wahlkampfstrategien der Parteien werden Muster in der politischen Kultur in verschiedenen politischen Systemen weiter bestehen. Genauso lässt sich vermuten, dass sich Wähler an den bestehenden politischen Prozess gewöhnen und möglicherweise entsprechende Routinen in der Urteils- und Entscheidungsbildung herausbilden. Mit Hilfe von komparativen Analysen von Umfragedaten wird deshalb kaum zu klären sein, ob Unterschiede im Wahlverhalten zwischen politischen Systemen auf Unterschiede im allgemeinen Entscheidungskontext oder auf die simple institutionelle Variation des Wahlmodus zurückzuführen sind.

## Forschungsfragen

Aufbauend auf diesen Überlegungen, lassen sich drei Forschungsfragen formulieren: Erstens, schließen Wähler von politischen Eigenschaften der Kandidaten auf deren unpolitische Eigenschaften oder umgekehrt? Zweitens, gleichen Wähler ihre Einschätzungen der Kandidatenpersönlichkeit an ihre politischen Bewertungen

der Kandidaten an oder umgekehrt? Und schließlich drittens, welche Rolle spielt der institutionelle Kontext der Wahlentscheidung für den Einfluss politischer und unpolitischer Kandidateneigenschaften? Jede dieser drei Fragen konnte mit Umfragedaten bisher nicht zufriedenstellend geklärt werden. Hier wird nun ein Versuch mit Hilfe von Experimentaldaten unternommen.

## 2 Daten und experimentelles Design

Experimente mit identischem Untersuchungsdesign wurden in vier verschiedenen Ländern – zwei mit parlamentarischem System und zwei mit präsidentiellem bzw. semi-präsidentiellem System – durchgeführt, mit 286 Befragten in Deutschland<sup>6</sup>, 312 Befragten in Frankreich, 347 Befragten in Schweden und 304 Befragten in den USA. In den vier Ländern wurden jeweils auf sehr ähnliche Weise Versuchspersonen rekrutiert, ein Teil der Befragten an Universitäten, der andere Teil auf öffentlichen Plätzen. In Deutschland, Frankreich und den USA waren so jeweils etwas mehr als die Hälfte der Befragten Studierende, in Schweden waren es aufgrund von Schwierigkeiten bei der Studentenrekrutierung an Universitäten etwas weniger als die Hälfte. Die Fragebögen mit den verschiedenen Versuchsbedingungen wurden vor der Erhebung randomisiert und dann entsprechend an die Probanden verteilt. Die selbst auszufüllende paper-pencil Studie dauerte circa 10 Minuten und die Teilnahme war freiwillig. Beschrieben wurden die Experimente jeweils neutral als Studie zu politischen Kandidaten.

Bei allen vier Experimenten wurden den Versuchspersonen nach der Beantwortung einiger Fragen zu politischen Sachfragen, der Parteiidentifikation und der Links-Rechts-Einschätzung jeweils vier hypothetische Kandidaten vorgestellt: zwei Kandidaten der größten konservativen Partei (CDU in Deutschland, Moderata in Schweden, UMP in Frankreich, Republikaner in den USA) und zwei Kandidaten der größten linken oder sozialdemokratischen Partei (SPD in Deutschland, SP in Schweden, PS in Frankreich, Demokraten in den USA). Um Geschlechtereffekte auszuschließen, waren alle beschriebenen Kandidaten männlich. Als erste unabhängige Variable wurde variiert, welche Informationen die Versuchspersonen neben Basisinformationen<sup>7</sup> wie der Parteizugehörigkeit und einigen demographischen Anga-

6 Das Experiment in Deutschland wurde bereits hier ausgewertet: Huber (2008), eine ausführliche Beschreibung der Experimente findet sich bei Huber (2012).

7 Es wurde ausgeführt, wo und wann sie geboren sind, wo und was sie studierten und wann sie in die Partei eingetreten sind.

ben über die Kandidaten bekamen. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die verschiedenen Versuchsbedingungen.<sup>8</sup>

Tabelle 1 Übersicht über die Versuchsbedingungen

	Kandidat A (CDU/UMP/ Mod/Rep)	Kandidat B (CDU/UMP/ Mod/Rep)	Kandidat C (SPD/PS/ SP/Dem)	Kandidat D (SPD/PS/ SP/Dem)	Institutionelle Variation des Wahlmodus
Bed. 1	Politische Standpunkte: Rechts	Kontrolle	Politische Standpunkte: Mitte	Kontrolle	Bed. 1a: präsidentiell Bed. 1b: parlamentarisch
Bed. 2	Kontrolle	Politische Standpunkte: Mitte	Kontrolle	Politische Standpunkte: Links	Bed. 2a: präsidentiell Bed. 2b: parlamentarisch
Bed. 3	Charakter- eigenschaften: positiv	Kontrolle	Charakter- eigenschaften: negativ	Kontrolle	Bed. 3a: präsidentiell Bed. 3b: parlamentarisch
Bed. 4	Kontrolle	Charakter- eigenschaften: negativ	Kontrolle	Charakter- eigenschaften: positiv	Bed. 4a: präsidentiell Bed. 4b: parlamentarisch

Die erste Versuchsgruppe wurde in einem kurzen Text über die politischen Standpunkte von zwei der Kandidaten informiert (Kandidat A: rechts, wirtschaftsliberal; Kandidat C: mittig)<sup>9</sup>, die anderen beiden Kandidaten B und D wurden als Kontrollgruppe für die anderen Versuchsgruppen mit jeweils ähnlichen Füllinformationen beschrieben (z. B. den Familienstand: jeweils verheiratet und Kinder). Eine zweite Versuchsgruppe wurde über die politischen Standpunkte der Kandidaten B und D informiert (Kandidat B: mittig, Kandidat D: links). Kandidat A und C wurden hier jeweils nur mit den Füllinformationen beschrieben. Die eine Hälfte der Versuchspersonen war also entweder politischen Informationen über die Kandidaten ausgesetzt oder bekam als Kontrolle lediglich die einfachsten Informationen wie die Parteizugehörigkeit und – möglichst nichtssagende – Füllinformationen.

In den Bedingungen 3 und 4 wurden dagegen für keinen der Kandidaten Informationen über politische Standpunkte angegeben. Stattdessen wurden die Persönlichkeitseigenschaften beschrieben. Nach dem gleichen Muster wie in den Bedingungen 1 und 2 wurden wieder jeweils zwei Kandidaten substantiell beschrieben und für die anderen beiden Kandidaten nur Basisinformationen und Füllinhalte

8 Die detaillierten Beschreibungen in den verschiedenen Bedingungen lassen sich im Online-Anhang zu diesem Artikel nachlesen.

9 Die Formulierungen bei der Beschreibung der politischen Standpunkte wurden angelehnt an die Ausführungen zu den politischen Standpunkten verschiedener Politiker im Munzinger Personenarchiv.

gegeben. Einer der beschriebenen Kandidaten wurde dabei eher positiv beschrieben: zum Beispiel als „redlich“ und als „scharfzüngiger Debattenredner“, der andere Kandidat wurde durch die Attribute „machthungrig“ und „technokratisch“ als eher negativ beschrieben. In Bedingung 3 wurde Kandidat A positiv beschrieben, Kandidat C negativ, in Bedingung 4 Kandidat B negativ und Kandidat D positiv. Damit wurde also in Bedingung 3 ein konservativer Kandidat positiv beschrieben und ein linker Kandidat negativ und in Bedingung 4 umgekehrt. Parteipolitische Unterschiede sollten dann über beide Bedingungen hinweg keine Rolle mehr spielen. Wegen der zeitlichen Nähe bei der Durchführung des Experiments in den USA mit den dortigen Präsidentschaftswahlen im Jahr 2008 und einem vergleichsweise sehr positiv und charismatisch bewerteten demokratischen Kandidaten Barack Obama wurde bei diesem Experiment die parteipolitische Balance nicht durchgehalten. Um keine Assoziationen mit Obama zu wecken, war der charakterlich positiv beschriebene Kandidat jeweils ein Republikaner und der negativ beschriebene Kandidat jeweils Demokrat. Bis auf die Zuordnung der positiven und negativen Charakterbeschreibungen zu den verschiedenen Kandidaten entspricht das experimentelle Design aber exakt dem in Deutschland, Frankreich und Schweden.

Als zweite unabhängige Variable wurde der institutionelle Kontext einer hypothetischen Wahlentscheidung manipuliert. Die Versuchspersonen wurden gebeten, sich eine Situation vorzustellen, in der die zwei mit substantiellen Informationen beschriebenen Kandidaten bei einer Wahl gegeneinander antreten. In Bedingung a traten die Kandidaten als Spitzenkandidaten ihrer Parteien bei einer Parlamentswahl an, in Bedingung b als Präsidentschaftskandidaten in einer Präsidentschaftswahl. In der parlamentarischen Bedingung bekamen die Versuchspersonen die Auswahl zwischen allen bedeutenden Parteien des Landes, in der präsidentiellen Bedingung wurden nur die beiden beschriebenen Kandidaten, als Vertreter der größten Parteien des Landes, zur Auswahl gestellt, mit der zusätzlichen Option der Wahl für einen nicht näher spezifizierten „anderen Kandidaten“. Um den Versuchspersonen in den verschiedenen Ländern den für sie jeweils ungewohnten Modus etwas zu erklären, wurden in den jeweiligen Bedingungen erläuternde Sätze eingefügt. So wurde zum Beispiel im deutschen Fall in der präsidentiellen Bedingung darauf hingewiesen, dass der so gewählte Präsident „deutlich größere Einflussmöglichkeiten als der heutige Bundespräsident hätte“. In den USA

wurde das parlamentarische System mit Bezug auf Großbritannien erläutert und ausführlicher erklärt.<sup>10</sup>

Insgesamt ergibt sich damit also ein gemischtes experimentelles Design mit acht Versuchsgruppen. Manipuliert werden zum einen die Art der Informationen über die Kandidaten und zum anderen die institutionellen Regeln der hypothetischen Wahlentscheidung zwischen den Kandidaten. Die Randomisierung der Versuchspersonen in die verschiedenen Versuchsgruppen war dabei erfolgreich, die Gruppen unterscheiden sich bei Hintergrundvariablen wie Bildung, Geschlecht, oder politischem Interesse nicht signifikant voneinander. Manipulationschecks mit zweiseitigen t-Tests für die unterschiedlichen Bedingungen zeigen zudem, dass die Manipulationen der politischen Standpunkte und des Charakters erfolgreich waren. Kandidaten, die als links beschrieben wurden, werden auch weiter links eingestuft als Kandidaten, die mit mittigen Positionen beschrieben wurden. Genauso werden konservative auch konservativer wahrgenommen als mittige Kandidaten. Im Vergleich zu der Kontrollbedingung ohne spezifische Informationen geben Versuchspersonen zudem häufiger Urteile über die Positionen der beschriebenen Kandidaten bei Sachfragen an. Die Manipulation der Charaktereigenschaften führt wie beabsichtigt zu einer negativeren Einschätzung der negativ beschriebenen Kandidaten und zu einer positiveren Einschätzung der positiv beschriebenen Kandidaten. Im Vergleich zur Kontrollbedingung geben Versuchspersonen häufiger Urteile über Charaktereigenschaften der Kandidaten an, wenn sie auch Informationen über deren Charakter erhalten haben.

Als abhängige Variable dienen zunächst die Einschätzungen und Bewertungen der Kandidaten. Nach der Präsentation der Kandidaten wurden die Befragten gebeten, diese auf verschiedenen Dimensionen einzuschätzen. Befragt wurden sie einerseits zu den vermuteten politischen Positionen der Kandidaten bei verschiedenen politischen Sachfragen (wie z. B. Arbeitslosengeld oder die Rechte von Homosexuellen)<sup>11</sup> und andererseits zu Einschätzungen des Kandidatencharakters (Sympathie, Charisma, Führungsstärke). Erfragt wurde beides auf 4er Skalen mit der explizit aufgeführten Möglichkeit einer „Weiß nicht“- Antwort. Zusätzlich wurde auch die Gesamtbewertung auf einer 11er Skala erfragt, wiederum mit einer

10 Der Fragetext in den USA lautete wie folgt: "Please imagine the following situation. In the US there would be a political system like in Britain with a prime minister who is elected by the majority of the House of Representatives. People would not vote directly for a candidate but for a political party. Now imagine there are elections for the House of Representatives and the described candidate A. is leader of the Republican Party and the described candidate C. is leader of the Democratic Party. Who would you vote for?"

11 Die Befragten sollten zu Beginn des Fragebogens auch ihre eigene Meinung zu diesen Sachfragen angeben, damit auch die wahrgenommenen Issue-Distanzen zu den Kandidaten berechnet werden können.

expliziten „Weiß nicht“-Option. Analysiert werden im Folgenden sowohl der Anteil der abgegebenen Urteile auf den einzelnen Dimensionen als auch die Richtung dieser Urteile. Als weitere abhängige Variable dient schließlich die Wahlentscheidung in den jeweiligen Versuchsbedingungen.

### 3 Ergebnisse

#### Schließen Versuchspersonen von den politischen Standpunkten der Kandidaten auf deren Charaktereigenschaften oder umgekehrt?

Als erste Frage wird untersucht, ob Wähler Informationen über den Charakter der Kandidaten oder über die politischen Standpunkte der Kandidaten nutzen, um auf den jeweils anderen Aspekt der Kandidatenbewertung zu schließen. Werden also die jeweilig verfügbaren Informationen genutzt, um auch Urteile über Aspekte des Kandidaten zu fällen, für die gar keine substantiellen Informationen zur Verfügung stehen?<sup>12</sup> Je nachdem, ob und wie stark Wähler von den politischen Standpunkten der Kandidaten auf deren Charakter schließen oder umgekehrt, ist die politische Substanz von Kandidatenurteilen mehr oder weniger stark zu hinterfragen. Zunächst wird analysiert, ob Wähler Informationen über politische Standpunkte nutzen, um sich auch Urteile über den Charakter der Kandidaten zu bilden. Analysiert werden also in einem ersten Schritt nur Bedingung 1 und 2, in denen die Versuchspersonen keine substantiellen Informationen über den Charakter haben. Abbildung 1 gibt den Anteil der abgegebenen Urteile über die Charaktereigenschaften der Kandidaten an, jeweils für den Fall, dass die Versuchspersonen Informationen über die politischen Standpunkte der Kandidaten erhalten haben oder nicht.<sup>13</sup>

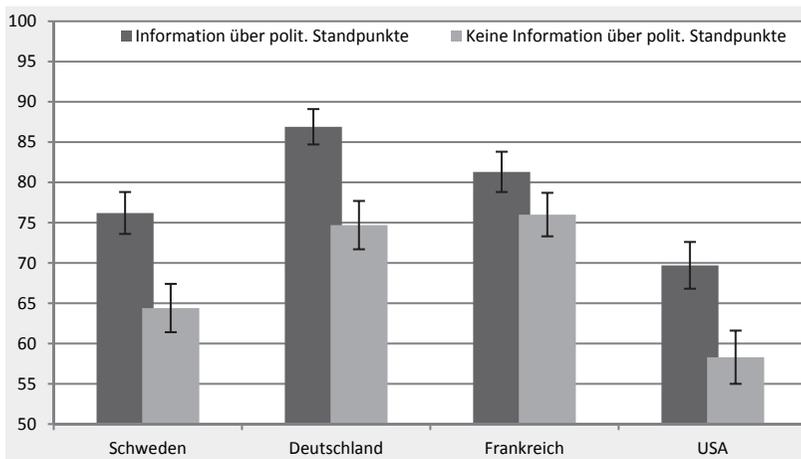
Die Versuchspersonen sehen sich deutlich häufiger in der Lage, ein Urteil über die Charaktereigenschaften der Kandidaten zu treffen, wenn sie Informationen über deren politische Standpunkte haben als wenn sie diese nicht haben. In allen vier Ländern ist der Unterschied zwischen den beiden Versuchsbedingungen signifikant (zweiseitiger t-Test: Schweden:  $t=5,38$ ;  $p<.001$ ; Deutschland:  $t=5,38$ ;  $p<.001$ ; Frankreich:  $t=3,21$ ;  $p<.01$ ; USA:  $t=5,56$ ;  $p<.001$ ). Am stärksten sind sie in den USA, Schweden und Deutschland. In Frankreich ist der Unterschied etwas geringer. Versuchspersonen leiten also offensichtlich Charaktereigenschaften der

12 Je stärker das der Fall ist, desto größer sollte auch insgesamt das Endogenitätsproblem der Ergebnisse der klassischen Umfrageforschung sein.

13 Dabei werden alle möglichen Bewertungen des Kandidatencharakters herangezogen. Insgesamt wurden zu jedem Kandidaten drei Fragen bezüglich des Charakters gestellt.

Kandidaten von deren politischen Standpunkten ab. Der Befund gilt für alle vier untersuchten Länder. Die Unterschiede zwischen den vier Ländern sind gering.

Abbildung 1 Schließen von politischen Standpunkten auf Kandidatencharakter

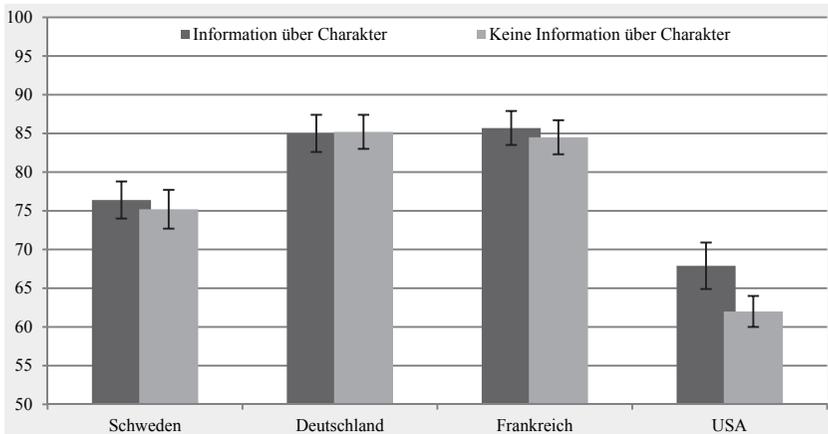


Mittelwerte abgegebener Urteile bei den drei Charaktereinschätzungen, Standardfehler um den Mittelwert. Versuchsbedingungen 1 und 2.

Nun stellt sich die Frage, ob der Zusammenhang auch umgekehrt gilt: erschließen sich Versuchspersonen auch politische Standpunkte aus den Charakterbeschreibungen der Kandidaten? Um diese Frage zu beantworten, wenden wir uns den Versuchsgruppen zu, die Information über den Kandidatencharakter erhalten haben, aber keine Informationen über die politischen Standpunkte der Kandidaten (Versuchsbedingungen 3 und 4). Abbildung 2 gibt den Anteil der abgegebenen Urteile über die Issue-Positionen der Kandidaten an, jeweils für den Fall, dass die Versuchspersonen Informationen über den Charakter der Kandidaten bekommen haben oder nicht.<sup>14</sup>

14 In beiden Fällen haben die Versuchspersonen keine substantiellen Informationen über die politischen Standpunkte der Kandidaten.

Abbildung 2 Schließen von Charakterbeschreibung auf politische Standpunkte der Kandidaten



Mittelwerte abgegebener Urteile bei den drei Sachfragen, Standardfehler. Versuchsbedingungen 3 und 4.

Die Unterschiede zwischen den Versuchsbedingungen sind hier sehr gering. In Schweden, Frankreich und Deutschland ergeben sich keine signifikanten Unterschiede: die zusätzliche Information über den Kandidaten-Charakter erhöht nicht die Wahrscheinlichkeit, Aussagen über die Issue-Positionen der Kandidaten zu treffen. In diesen Ländern scheinen die Versuchspersonen also nicht von Charakterinformationen auf politische Positionen der Kandidaten zu schließen.<sup>15</sup> Der Kandidatencharakter wird offensichtlich nicht als Heuristik angewandt, um auf politische Standpunkte zu schließen. Ein etwas anderes Bild zeigt sich in den USA: Dort ergibt sich ein signifikanter Unterschied (zweiseitiger t-Test:  $t=3,41$ ;  $p<.001$ ) zwischen den Versuchsgruppen. Während sich die Befragten in der Bedingung mit Informationen über den Kandidatencharakter in 68 Prozent der Fälle ein Urteil über die politischen Positionen der Kandidaten zutrauten, sind es in der Bedingung ohne Information über den Kandidatencharakter nur 62 Prozent. Dieser Unterschied ist zwar deutlich geringer als oben für den umgekehrten Fall des Schließens von politischen Positionen auf Charaktereigenschaften beschrieben. Dennoch lässt sich für die USA

15 Der hohe Anteil an Versuchspersonen, die sich in beiden Bedingungen ein Urteil über die politischen Standpunkte zutrauen, überrascht etwas. Die vergleichsweise hohen Werte lassen sich möglicherweise durch die Tatsache erklären, dass die Versuchspersonen ja die Parteizugehörigkeiten der Kandidaten in allen Bedingungen genannt bekommen haben. Da sie darüber hinaus keine Informationen über die spezifischen Standpunkte haben, scheinen die Versuchspersonen in vielen Fällen einfach ihre Urteile über die Issue-Positionen der Parteien auf die Issue-Positionen der Kandidaten übertragen zu haben.

feststellen, dass sich Probanden offensichtlich eher in der Lage sehen, die politischen Standpunkte der Kandidaten einzuschätzen, wenn sie Informationen über deren Charakter haben. Dieses Ergebnis legt möglicherweise eine etwas größere Bedeutung der politischen Standpunkte in Ländern mit parlamentarischem System nahe und eine etwas eigenständigere Rolle von Charakterbewertungen in Ländern mit präsidentiellem System. Bei der Interpretation der Länderunterschiede ist aber natürlich Vorsicht geboten, da die einzelnen Samples keine Zufallsstichproben der jeweiligen Bevölkerung darstellen. Gleichzeitig bleibt das Hauptmuster von den Unterschieden zwischen den Ländern ja auch unberührt: sowohl in Ländern mit präsidentiellem System als auch in Ländern mit parlamentarischem System schließen Versuchspersonen von politischen Standpunkten auf Charaktereigenschaften, aber nicht oder nicht so stark von den Charaktereigenschaften auf politische Standpunkte.

### Gleichen Wähler ihre Einschätzung des Kandidatencharakters an die Beurteilung der politischen Standpunkte an und umgekehrt?

Der Nachweis, dass Wähler ein Urteil über den Charakter von Kandidaten abgeben, wenn sie Informationen über deren politische Standpunkte haben, sagt noch nichts darüber aus, ob Wähler auch ihr Urteil an die gegebene Information anpassen. Im nächsten Schritt wird deshalb die Frage untersucht, ob und wie sehr Wähler Urteile über den Kandidatencharakter an Urteile über deren politische Standpunkte angleichen und umgekehrt. Mit den hier vorgestellten Experimenten kann diese Frage untersucht werden, indem in den jeweils verschiedenen Versuchsbedingungen der Einfluss des einen Urteils auf das andere Urteil berechnet wird.

Zunächst zum Einfluss der politischen Bewertungen auf die Urteile zum Kandidatencharakter: Hierfür werden die Versuchsgruppen herangezogen, die Informationen über die politischen Standpunkte der Kandidaten haben (Versuchsbedingungen 1 und 2). Als abhängige Variable dienen die aufsummierten Einschätzungen der Kandidateneigenschaften – Glaubwürdigkeit, Führungsstärke und Charisma. Je höher dieser Wert, desto positiver wird der jeweilige Kandidatencharakter gesehen. Aus den Einschätzungen der Issue-Positionen der Kandidaten und den eigenen Positionen der Versuchspersonen zu diesen Sachfragen wird die unabhängige Variable der politischen Distanz zu den einzelnen Kandidaten berechnet. Hierzu wird für jede einzelne Sachfrage die Differenz der eigenen Position mit der wahrgenommenen Position der Kandidaten berechnet und die Beträge der Differenzen aufsummiert. Je höher der Wert dieser „Issue-Distanz“, desto größer ist die politische Distanz zu den jeweiligen Kandidaten. Als Kontrollvariable dient die Identifikation

mit der Partei des jeweiligen Kandidaten. Da die Parteizugehörigkeit der Kandidaten jeweils gegeben ist, erscheint es möglich, dass Versuchspersonen vor allem von einem *WahrnehmungsfILTER* ihrer Parteiidentifikation beeinflusst werden und weniger von den spezifischen Informationen über die Kandidaten. Daneben wird jeweils der Studentenanteil im Sample kontrolliert.<sup>16</sup>

Da der Wirkungsmechanismus bei beiden jeweils beschriebenen Kandidaten gleich sein sollte, wird für jedes Experiment nur ein Modell für beide jeweils beschriebenen Kandidaten geschätzt. Der Datensatz wird folglich zweifach *gestapelt*. Jeder Befragte trägt dann zwei Bewertungen zu dem Datensatz bei, die Bewertungen sind entsprechend nicht unabhängig. Folglich werden alle Antworten eines Befragten als „Cluster“ behandelt und robuste Standardfehler, die für diese Cluster korrigieren, geschätzt<sup>17</sup>. Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der OLS-Regressionen auf die Einschätzungen des Kandidatencharakters.

Tabelle 2 Einfluss der Issue-Distanz auf die Einschätzungen des Kandidatencharakters

	Einschätzung des Kandidatencharakters			
	Schweden	Deutschland	Frankreich	USA
Issue-Distanz zu Kandidaten	-.41 (.10)***	-.43 (.10)***	-.18 (.11)	-.34 (.11)**
Identifikation mit Partei des Kandidaten	.10 (.04)**	.08 (.04)*	.07 (.05)	.07 (.04)
Bildung: Student	.05 (.04)	.02 (.05)	.03 (.05)	.06 (.04)
Konstante	.71 (.05)***	.83 (.06)***	.70 (.05)***	.73 (.06)***
R <sup>2</sup>	.22	.19	.04	.15
ΔR <sup>2</sup> Issue-Distanz	.11	.12	.02	.09
N (Bewertungen)	175	171	139	122
N (Befragte)	91	91	72	68

Bedingungen 1 und 2: Zellen enthalten Koeffizienten der linearen Regressionen. Robuste Standardfehler (korrigiert für die Cluster) in Klammern. \*\*\*  $p < .001$  \*\*  $p < .01$  \*  $p < .05$

In drei der vier Experimente kommt es zu einer deutlichen und signifikanten Angleichung des Charakterurteils an die wahrgenommene politische Distanz zum Kandidaten. Je größer die Issue-Distanz zum Kandidaten wahrgenommen wurde, desto negativer wird dessen Charakter eingeschätzt. Dieser Effekt gilt für Deutschland,

16 Neben der Erfassung, ob es sich bei den Befragten um Studenten handelt oder nicht, wurde leider in den Experimenten die formale Bildung nicht zusätzlich erfasst.

17 Wegen fehlender Angaben tragen nicht alle Befragten exakt gleich viele Bewertungen bei.

Schweden und die USA. Lediglich in Frankreich hat die Issue-Distanz keinen signifikanten Effekt auf den Kandidatencharakter.<sup>18</sup> Die Effekte für die Parteiidentifikation sind deutlich kleiner und erreichen in Frankreich und den USA auch keine Signifikanz. Aufschlussreich ist dabei auch der Wert der zusätzlich erklärten Varianz bei Hinzunahme der Issue-Distanz. In Deutschland erhöht sich beispielsweise das  $R^2$  im Vergleich zu einem Basismodell ohne die Variable der Issue-Distanz von .07 auf .19. Die Veränderung der erklärten Varianz ist in Schweden sehr ähnlich, und auch in den USA ist sie beträchtlich. Die Charakterzuschreibung erfolgte also weniger aufgrund der Identifikationen mit einer Partei als aufgrund der wahrgenommenen politischen Distanz zu dem Kandidaten.

Nun stellt sich die Frage, ob Versuchspersonen in Bedingungen, in denen keine Informationen über die Standpunkte der Kandidaten gegeben sind, dafür aber über den Charakter (Bedingungen 3 und 4), auch den umgekehrten Schluss machen. Gleichen also Versuchspersonen ihre Urteile über Issue-Positionen der Kandidaten auch an ihre Urteile über den Charakter der Kandidaten an, wenn sie Informationen über den Charakter haben, aber nicht über die politischen Standpunkte der Kandidaten? Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der OLS-Regressionen auf die wahrgenommenen Issue-Distanzen zu den jeweiligen Kandidaten in den verschiedenen Ländern. Der Datensatz ist wiederum zweifach gestapelt mit maximal zwei Bewertungen pro Befragtem. Als unabhängige Variable dient nun die Einschätzung des Kandidatencharakters, es wird wiederum die Identifikation mit der Partei des Kandidaten berücksichtigt und für den Studentenanteil im Experiment kontrolliert.

18 Berechnet man eigene Modelle für die einzelnen Kandidaten und Versuchsbedingungen, zeigt sich ein signifikanter Effekt in den meisten Modellen, aber eben nicht in allen (siehe auch Sperber 2007). Wenn die Bewertungen eines Kandidaten in einer Bedingung herausgenommen werden, ergibt sich auch für Frankreich ein signifikanter Effekt. Da aber nicht ersichtlich ist, ob es sich bei der Bewertung dieses Kandidaten in dieser Bedingung um ein methodisches Artefakt handelt, werden hier – wie bei allen anderen drei Ländern auch – alle Bewertungen verwendet.

Tabelle 3 Einfluss der Charaktereinschätzung auf die wahrgenommene Issue-Distanz zu den Kandidaten

	Wahrgenommene Issue-Distanz zu Kandidat			
	Schweden	Deutschland	Frankreich	USA
Charaktereinschätzung	-.24 (.07)**	-.14 (.07)*	-.20 (.08)*	-.10 (.09)
Identifikation mit Partei des Kandidaten	-.13 (.04)**	-.19 (.03)***	-.07 (.05)*	-.17 (.04)***
Bildung: Student	-.12 (.04)**	.04 (.03)	.06 (.03)*	-.01 (.04)
Konstante	.65 (.05)***	.56 (.06)***	.49 (.05)***	.55 (.07)***
R <sup>2</sup>	.18	.18	.08	.11
ΔR <sup>2</sup> Charaktereinschätzung	.06	.02	.05	.01
N (Bewertungen)	137	179	171	116
N (Befragte)	78	98	91	64

Bedingungen 3 und 4, Zellen enthalten OLS-Koeffizienten. Robuste Standardfehler (korrigiert für die Cluster) in Klammern. \*\*\*  $p < .001$  \*\*  $p < .01$  \*  $p < .05$

Die Effekte der Charaktereinschätzung auf die wahrgenommene Issue-Distanz zu den Kandidaten sind insgesamt deutlich geringer als in die andere Richtung. In Schweden und Frankreich hat die Charaktereinschätzung einen signifikanten Effekt, in Deutschland lediglich auf dem 10-Prozent-Niveau, in den USA ist der Effekt nicht signifikant. Zumindest für Schweden und Frankreich gilt also auch die umgekehrte Anpassung an die gegebenen Informationen. Je positiver der Charakter der Kandidaten dargestellt und wahrgenommen wird, desto geringer wird die Issue-Distanz zu dem Kandidaten wahrgenommen. Die Identifikation mit der Partei des jeweiligen Kandidaten hat in allen vier Experimenten den zu erwartenden Effekt. Wenn Versuchspersonen sich mit der Partei eines Kandidaten identifizieren, schätzen sie die Issue-Distanz zu ihm geringer ein als wenn sie sich nicht mit dessen Partei identifizieren. Das erscheint in Abwesenheit von spezifischen Informationen über die Standpunkte der Kandidaten durchaus rational. Die Vorstellungen über die Parteien werden auf die Kandidaten übertragen. Für unsere Fragestellung bleibt festzuhalten, dass die zusätzlichen Informationen über den Charakter in zwei der vier Experimente zwar auch einen Einfluss auf Einschätzungen der Issue-Distanzen haben, der Einfluss aber auch dort relativ gering ist. Das wird auch an den Veränderungen der erklärten Distanz im Vergleich zu einem Basismodell ohne Charaktereinschätzungen deutlich. So erhöht sich das R<sup>2</sup> beispielsweise in Deutschland lediglich von .16 auf .18, wenn die Charaktereinschätzungen hinzugenommen werden.

Die Analysen der einzelnen Experimente in den Tabellen 2 und 3 zeigen also ein vergleichsweise eindeutiges Bild: Versuchspersonen gleichen die Bewertung des

Charakters relativ stark an politische Bewertungen an. Umgekehrt gilt das zwar auch, aber in deutlich geringerem Umfang. Insgesamt überwiegen – über die einzelnen Experimente hinweg – die Gemeinsamkeiten bei der Angleichung politischer und unpolitischer Urteile. Ein moderierender Einfluss des Länderkontexts ist kaum festzustellen. Will man die geringen Unterschiede zwischen den Ländern dennoch interpretieren, lässt sich allenfalls auf eine etwas eigenständigere Urteilsbildung in präsidentiellen Systemen verweisen. Befragte gleichen dort ihre Einzelurteile weniger stark aneinander an.

## Wahlentscheidung und institutioneller Kontext

Die bisherigen Analysen nutzten nur eine Variation des Experiments, nämlich die unterschiedlichen Kandidatenbeschreibungen. Die andere experimentelle Manipulation betrifft die Situation der hypothetischen Wahlentscheidung, vor die Versuchspersonen gestellt werden. In der parlamentarischen Bedingung werden die Versuchspersonen gebeten, sich vorzustellen, die zwei jeweils substantiell beschriebenen Kandidaten wären die Spitzenkandidaten der beiden großen Parteien in einer Parlamentswahl. In der präsidentiellen Bedingung werden sie dagegen gebeten, sich vorzustellen, die beiden Kandidaten wären die zur Auswahl stehenden Präsidentschaftskandidaten in einer präsidentiellen Direktwahl. So kann versucht werden, den reinen institutionellen Effekt einer präsidentiellen Direktwahl im Gegensatz zu einer parlamentarischen Wahl von Parteien mit Spitzenkandidaten zu beleuchten. Gleichzeitig ermöglicht die parallele Durchführung der Experimente in Ländern mit parlamentarischem und präsidentiellem System auch die tentative Untersuchung des institutionellen Hintergrunds der Versuchspersonen. Wenn der institutionelle Kontext der Wahlentscheidung den unterschiedlich starken Einfluss verschiedener Informationen moderiert, sollten sich Effekte der experimentellen Manipulation finden. Wenn sich Wähler durch ihren realen politischen Kontext an eine bestimmte Art der Entscheidungsbildung gewöhnt haben, sollten sich zusätzlich oder ausschließlich Ländereffekte zeigen.

Die unterschiedlichen Arten von Informationen, die die Probanden in den verschiedenen Bedingungen über die Kandidaten erhalten, ermöglichen jeweils zu untersuchen, welche Rolle diese Informationen in verschiedenen institutionellen Kontexten der Wahlentscheidung spielen. Wenn Wähler generell Spitzenkandidaten eine geringe Bedeutung beimessen und eher nach allgemeinen politischen Prädispositionen entscheiden, haben sie in den Experimenten jeweils die Rückfallmöglichkeit, einfach nach ihren Parteipräferenzen zu wählen. Damit müssen sie ihre Entscheidung in der hypothetischen Wahl nicht notgedrungen an den ihnen zur

Verfügung stehenden Beschreibungen des Charakters oder der politischen Standpunkte der Kandidaten ausrichten. Sie können immer auch lediglich nach der Parteizugehörigkeit der Kandidaten entscheiden und die spezifischen Informationen über die Kandidaten ausblenden. Analysiert wird nun, in welchem institutionellen Kontext die Versuchspersonen ihre Entscheidung stärker an den Kandidaten ausrichten: Werden bei einer präsidentiellen Direktwahl allgemein alle Informationen über die Kandidaten stärker gewichtet als bei Parlamentswahlen? Oder gilt das nur für unpolitische Charaktereigenschaften, aber nicht für die spezifischen politischen Standpunkte der Kandidaten? Oder ist die „Präsidentialisierung“ von Parlamentswahlen so stark, dass der institutionelle Kontext der Wahlentscheidung gar keine Rolle spielt und Wähler bei Parlamentswahlen den Eigenschaften von Spitzenkandidaten eine ähnliche Rolle zuweisen, wie sie es bei den Kandidaten einer präsidentiellen Direktwahl machen würden?

Zunächst zum Einfluss des Charakters der Kandidaten: Hierfür werden entsprechend nur die Versuchspersonen herangezogen, die auch substantielle Beschreibungen des Kandidatencharakters erhalten haben (Bedingung 3 und 4). Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Auswahlmenge in der präsidentiellen und der parlamentarischen Bedingung nicht die gleiche ist. Während für die Befragten in der parlamentarischen Bedingung in diesen drei Ländern mit Mehrparteiensystem natürlich alle anderen im Parlament befindlichen Parteien zur Auswahl stehen, ist die Auswahlmenge in der Bedingung einer präsidentiellen Direktwahl notgedrungen nicht so groß und enthält neben den beschriebenen Kandidaten der beiden größten Parteien lediglich die Option „Wahl für einen anderen Kandidaten“. Ein multinomiales Modell der Wahlentscheidung sollte diese Unterschiede im *choice set* etwas auffangen. Als Ausprägungen der abhängigen Variablen dienen dabei die Wahl des positiv beschriebenen Kandidaten (bzw. der Partei mit diesem Kandidaten), die Wahl des negativ beschriebenen Kandidaten (bzw. der Partei mit diesem Kandidaten) und die Wahl für einen anderen Kandidaten (bzw. Partei). Zentrale unabhängige Variable ist die experimentelle Manipulation des Wahlmodus. Erwartet wird ein positiver Effekt der präsidentiellen Bedingung auf die Wahl des positiv beschriebenen Kandidaten im Vergleich zum negativ beschriebenen Kandidaten. Zusätzlich kann in der multivariaten Analyse der Länderkontext der Experimente berücksichtigt werden. Die Erwartung ist hier entsprechend, dass Versuchspersonen in Ländern mit präsidentiellen Systemen die Charakterbeschreibungen stärker gewichten und eher für den positiv beschriebenen Kandidaten stimmen. Als dritte unabhängige Variable wird die Bildung der Befragten untersucht. Die Studenten in unserem Sample sollten als „Experten“ den Charakterbeschreibungen insgesamt eine geringere Bedeutung geben als die anderen Befragten. Zur Kontrolle der

Parteianhängerschaft werden schließlich zwei dichotome Variable eingeführt: die Identifikation mit der Partei des positiv beschriebenen Kandidaten und die Identifikation mit der Partei des negativ beschriebenen Kandidaten. Während erstere einen stark positiven Effekt auf die Wahl des positiv beschriebenen Kandidaten haben sollte, sollte der Effekt der letzteren stark negativ sein. In Tabelle 4 sind die Ergebnisse des multinomialen logit-Modells beschrieben, dargestellt ist der Kontrast zwischen der Wahl für den positiv beschriebenen Kandidaten und der Wahl für den negativ beschriebenen Kandidaten bzw. deren Parteien.<sup>19</sup>

Tabelle 4 Multinomiales Logit-Modell: Wahlentscheidung, Charakterbeschreibung und institutioneller Kontext

	Wahl für positiv beschriebenen Kandidaten vs. negativ beschriebenen Kandidaten
Versuchsbedingung: präsidentiell	.57 (.24)*
Land: präsidentiell	-.32 (.25)
Bildung: Student	-.46 (.25)
Parteineigung für positiv beschriebenen Kandidaten	2.34 (.43)***
Parteineigung für negativ beschriebenen Kandidaten	-1.88 (.28)***
Konstante	.51 (.27)
Pseudo-R <sup>2</sup>	.23
N	626

*Nur Versuchsbedingungen mit Charakterbeschreibung. (Bedingungen 3 und 4) Zellen enthalten Koeffizienten der multinomialen Regression mit Standardfehlern in Klammern. Dargestellt ist der Kontrast zwischen der Wahl des positiv beschriebenen Kandidaten und des negativ beschriebenen Kandidaten. \*\*\* p < .001 \*\* p < .01 \* p < .05*

Der experimentell manipulierte institutionelle Kontext der Wahlentscheidung hat den erwarteten signifikanten Effekt. In der präsidentiellen Bedingung wählen die Befragten mit einer höheren Wahrscheinlichkeit den positiv beschriebenen im Vergleich zum negativ beschriebenen Kandidaten. Der reale institutionelle Kontext des Landes hat dagegen keinen Einfluss auf die Wahlentscheidung. Befragte in den USA und Frankreich legen demnach keinen größeren Wert auf den Charakter der Kandidaten als Befragte in Deutschland und Schweden. Das Vorzeichen weist sogar in die umgekehrte Richtung, wonach Versuchspersonen in den Ländern mit präsidentiellem System sogar etwas häufiger den negativ beschriebenen Kandidaten wählen. Der Effekt der Bildung geht in die erwartete Richtung, ist aber nur auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant. Studierende legen etwas weniger Wert auf die Cha-

19 Dabei handelt es sich um den gepoolten Datensatz aller vier Experimente.

raktereigenschaften der Kandidaten. Die Kontrollvariablen haben schließlich den erwarteten starken Effekt: der positiv beschriebene Kandidat wird mit einer sehr viel höheren Wahrscheinlichkeit gewählt, wenn die Befragten sich mit dessen Partei identifizieren. Das gleiche gilt umgekehrt auch für den negativ beschriebenen Kandidaten. Von den untersuchten erklärenden Variablen hat also – bei Kontrolle der Parteienanhängerschaft – nur die institutionelle Ausgestaltung und mit Abstrichen die Bildung einen signifikanten Effekt. Dabei ist der Einfluss der Institution auf die Wahl des positiv beschriebenen Kandidaten deutlich größer (durchschnittlicher marginaler Effekt: .12) als der Einfluss der Bildung (durchschnittlicher marginaler Effekt: .01).

In einem zweiten Schritt wird nun die Rolle der Kandidatenpositionen in unterschiedlichen institutionellen Kontexten untersucht. Möglich ist, dass auch hier Wähler in einer präsidentiellen Direktwahl stärker auf Kandidateninformationen achten. Sie sollten dann unabhängig von der Parteizugehörigkeit des Kandidaten die spezifischen politischen Standpunkte der Kandidaten stärker gewichten und entsprechend häufiger den Kandidaten wählen, der ihnen aufgrund seiner Standpunkte politisch näher steht. Untersucht werden nun also nur die Befragten, die Informationen über die persönlichen Standpunkte der Kandidaten erhalten haben (Versuchsbedingung 1 und 2). Da die Positionen der Kandidaten in beiden Bedingungen jeweils variiert wurden – der sozialdemokratische Kandidat wird einmal als eher mittig, einmal als eher links und der konservative Kandidat wird einmal als eher mittig und einmal als eher rechts beschrieben – sollten sich jeweils andere Befragte von den Kandidaten angezogen oder abgestoßen fühlen. Der politisch nahestehende Kandidat muss dann nicht unbedingt derjenige sein, der der Partei angehört, mit der sich ein Befragter identifiziert. Ein Wähler der politischen Mitte, der eigentlich ein Anhänger der SPD ist, aber mit einem mittigen CDU-Kandidaten und einem linken SPD-Kandidaten konfrontiert ist, mag sich dann zum Beispiel für die Wahl der CDU entscheiden, wenn er die persönlichen Standpunkte der Kandidaten nur hoch genug gewichtet. Die Wahl des nahestehenden Kandidaten bzw. der Partei des nahestehenden Kandidaten ist deshalb – über die Versuchsbedingungen hinweg – ein gutes Maß für den Wert, den Versuchspersonen Kandidatenbeschreibungen geben. Ermittelt wird der jeweils nahestehende Kandidat über die wahrgenommene Distanz zu den beiden substantiell beschriebenen Kandidaten bei den abgefragten Sachfragen. Der Kandidat, zu dem die Versuchsperson die geringere aggregierte Distanz aufweist, wird als der nahestehende Kandidat kodiert.

Zur Überprüfung wird auch hier ein multivariates Modell der gepoolten Daten geschätzt, das neben dem experimentell manipulierten institutionellen Kontext der Wahlentscheidung auch den institutionellen Kontext des Herkunftslandes

und die Bildung der Befragten analysiert. Als abhängige Variable des multinomialen Modells dient analog zu oben die Wahlentscheidung in drei Ausprägungen: die Wahl für den jeweils nahestehenden Kandidaten oder dessen Partei, die Wahl für den jeweils weniger nahestehenden Kandidaten oder dessen Partei und die Wahl eines anderen Kandidaten oder einer anderen Partei. Wenn sich die Befragten in der präsidentiellen Versuchsbedingung stärker von den spezifischen Informationen über die Kandidaten beeinflussen lassen, sollte sich also ein positiver Effekt der Manipulation auf die Wahl des nahestehenden Kandidaten zeigen. Ähnlich sollte es einen positiven Effekt für das politische System des Herkunftslandes geben, wenn Befragte in präsidentiellen Ländern spezifische Kandidateninformationen allgemein stärker gewichten bzw. wenn Befragte in parlamentarischen Ländern allgemein stärker nach ihren Parteipräferenzen entscheiden. Bei der Bildung ist die Erwartung weniger eindeutig als oben für die Charaktereigenschaften der Kandidaten. Die Studenten sollten als „Experten“ den spezifischen politischen Positionen der Kandidaten vor allem bei einer präsidentiellen Wahlentscheidung größere Bedeutung beimessen, nicht so sehr aber in der parlamentarischen Bedingung, da die persönlichen Positionen der Spitzenkandidaten in einem parlamentarischen System in Relation zu den allgemeinen Positionen ihrer Parteien (und ggf. auch Koalitionspartner) weniger Gewicht haben. Die Parteipräferenzen der Befragten werden wiederum durch zwei Dummy-Variablen kontrolliert, die jeweils angeben, ob die Versuchsperson sich mit der Partei des nahestehenden Kandidaten oder des weniger nahestehenden Kandidaten identifiziert. In Tabelle 5 werden die Ergebnisse dargestellt. Dargestellt ist jeweils nur der Kontrast zwischen der Wahl des nahestehenden Kandidaten im Vergleich zum nicht nahestehenden Kandidaten bzw. zwischen deren Parteien.

Tabelle 5     Multinomiales Logit-Modell: Wahlentscheidung, politische Positionen der Kandidaten und institutioneller Kontext

	Wahl für nahestehenden Kandidaten vs. nicht nahestehenden Kandidaten
Versuchsbedingung: präsidentiell	-.01 (.29)
Land: präsidentiell	-.30 (.30)
Bildung: Student	-.09 (.30)
Parteineigung für nahestehenden Kandidaten	2.13 (.37)***
Parteineigung für nicht nahestehenden Kandidaten	-3.93 (.62)***
Konstante	1.10 (.34)**
Pseudo-R <sup>2</sup>	.26
N	586

*Nur Versuchsbedingungen mit Beschreibung der politischen Standpunkte. (Bedingungen 1 und 2). Zellen enthalten Koeffizienten der multinomialen Regression mit Standardfehlern in Klammern. Dargestellt ist der Kontrast zwischen der Wahl des nahestehenden Kandidaten und des nicht nahestehenden Kandidaten. \*\*\* p<.001 \*\*p <.01 \*p<.05*

Der institutionelle Kontext hat hier keinerlei Effekt auf die Wahl. Versuchspersonen stimmen nicht mit einer höheren Wahrscheinlichkeit für den ihnen nahestehenden Kandidaten, wenn dieser in einer präsidentiellen Direktwahl antritt – im Vergleich zu der Situation, in der der Kandidat als Spitzenkandidat seiner Partei in einer parlamentarischen Wahl antritt. Auch der institutionelle Kontext des Landes hat keinen signifikanten Effekt. Versuchspersonen in den USA und Frankreich legen danach nicht mehr Wert auf die spezifische Issue-Distanz zu den Kandidaten. Das Vorzeichen ist hier sogar negativ: danach legen Versuchspersonen in Ländern mit parlamentarischem System etwas mehr Wert auf die Kandidatenstandpunkte. Die Kontrollvariablen für die Parteipräferenzen der Befragten haben jeweils den erwarteten starken Effekt: der nahestehende Kandidat bzw. dessen Partei wird mit höherer Wahrscheinlichkeit gewählt, wenn die Befragten sich mit der Partei identifizieren. Das gleiche gilt für die Wahl des weniger nahestehenden Kandidaten. Der Einfluss der Parteipräferenzen ist groß, aber nicht überwältigend. Es bleibt ein eigenständiger Effekt der Kandidaten, der sich auch in der signifikant positiven Konstanten ausdrückt.<sup>20</sup>

Kandidateneigenschaften haben, nach diesen Ergebnissen zu urteilen, bei politischen Wahlentscheidungen nicht ein grundsätzlich größeres Gewicht bei

20 Die Konstante beschreibt den Koeffizienten für die Wahl des nahestehenden gegenüber dem nicht nahestehenden Kandidaten, sofern alle unabhängigen Variablen im Modell gleich Null sind.

präsidentiellen als bei parlamentarischen Wahlentscheidungen. Es kommt darauf an, ob es sich dabei um politische oder eher unpolitische Eigenschaften der Kandidaten handelt. Die Beschreibung der persönlichen politischen Standpunkte der Kandidaten hat in der parlamentarischen Bedingung einen ähnlich großen Einfluss wie in der präsidentiellen Bedingung. Versuchspersonen gewichteten die spezifischen Standpunkte der Kandidaten sowohl bei einer präsidentiellen Direktwahl als auch bei einer Parlamentswahl mit den Kandidaten als Spitzenkandidaten ihrer Parteien relativ stark. Ein anderes Bild ergibt sich bei der eher unpolitischen Persönlichkeit der Kandidaten. Die wird nach diesen Ergebnissen bei Präsidentschaftswahlen deutlich stärker gewichtet als in Parlamentswahlen. Versuchspersonen berücksichtigen die Charakterbeschreibungen der Kandidaten vor allem dann in ihrer Wahlentscheidung, wenn sie in die hypothetische Situation einer präsidentiellen Direktwahl versetzt werden. Wähler berücksichtigen danach die spezifischen politischen Standpunkte der Kandidaten sowohl bei präsidentiellen als auch bei parlamentarischen Wahlentscheidungen, die spezifischen Charaktereigenschaften der Kandidaten werden dagegen fast nur in der präsidentiellen Wahlentscheidung berücksichtigt.

## 4 Fazit

In den vier Experimenten in Deutschland, Frankreich, Schweden und den USA konnten zunächst die Wechselbeziehungen zwischen einzelnen Aspekten der Kandidatenbeurteilung untersucht werden, die sich so mit Umfragedaten zu realen politischen Kandidaten nicht abbilden lassen. Dabei zeigte sich, erstens, dass die Versuchspersonen in allen vier untersuchten Ländern von den politischen Standpunkten der Kandidaten auf deren Charaktereigenschaften schlossen, aber nicht umgekehrt von den Charaktereigenschaften der Kandidaten auf deren Standpunkte. Die umgekehrte Richtung des Schließens fand sich, schwächer ausgeprägt, lediglich in den USA. Zweitens zeigte sich auch bei der Angleichung der verschiedenen Aspekte der Kandidatenbewertung ein vergleichsweise stabiles Muster: Befragte glichen ihre Urteile über den Charakter der Kandidaten stärker an politische Bewertungen an als umgekehrt. Das galt jeweils unabhängig vom Länderkontext der Experimente. Leichte Unterschiede zwischen den Ländern fanden sich allerdings bei der Stärke des Effekts: Versuchspersonen in präsidentiellen Systemen haben die Charakterbewertungen vergleichsweise etwas weniger stark an ihre politischen Bewertungen der Kandidaten angeglichen als Befragte in Ländern mit parlamentarischem System. Das spricht insgesamt für eine etwas eigenständigere

und wichtigere Rolle von unpolitischen Charaktereigenschaften der Kandidaten bei der Urteilsbildung in präsidentiellen Systemen. Drittens zeigte sich bei der Wahlentscheidung ein Effekt des experimentell manipulierten Wahlmodus. Die institutionelle Ausgestaltung des Wahlmodus hatte einen systematischen Einfluss auf die Rolle von unpolitischen Kandidateneigenschaften bei Wahlentscheidungen. Bei der präsidentiellen Direktwahl legen Versuchspersonen ein größeres Gewicht auf die Charaktereigenschaften der Kandidaten als bei parlamentarischen Wahlentscheidungen. Auffällig ist dabei auch, dass die Kandidateneigenschaften bei präsidentiellen Wahlentscheidungen keinen grundsätzlich größeren Einfluss haben. Die spezifischen politischen Standpunkte der Kandidaten werden bei parlamentarischen Entscheidungen genauso stark berücksichtigt wie bei präsidentiellen. Ein Einfluss des Wahlmodus lässt sich nur bei den unpolitischen Eigenschaften nachweisen, dort aber relativ stabil über alle vier Experimente hinweg.

Mit Hilfe des Untersuchungsdesigns konnten also einige Erkenntnisse bezüglich der Endogenität politischer Urteilsbildung gewonnen werden: Wähler schließen eher von politischen auf unpolitische Eigenschaften von Kandidaten und adaptieren ihre Charaktereinschätzungen auch eher an politische Bewertungen. Dennoch zeigt sich auch eine Anpassung in die andere Richtung. Die Befunde unterstreichen also die Endogenität politischer Urteile. Wähler bilden sich häufig nicht voneinander unabhängige Urteile zu politischen und unpolitischen Aspekten von Kandidaten. Antworten von Wählern in Bevölkerungsumfragen zu unterschiedlichen Aspekten realer politischer Kandidaten sind damit immer nur mit Vorsicht zu interpretieren. Nach den Befunden der Experimente haben vor allem auch scheinbar unpolitische Bewertungen von Spitzenkandidaten häufig eine politische Grundlage. Gleichzeitig kann aber auch umgekehrt nicht ganz ausgeschlossen werden, dass politische Urteile von unpolitischen Bewertungen beeinflusst werden.

Dennoch scheinen die Bewertungen von Spitzenkandidaten insgesamt eine deutlich politischere Basis aufzuweisen als Analysen mit Umfragedaten häufig suggerieren. Eine vermeintliche Personalisierung der Entscheidungsumgebung muss danach nicht unbedingt zu normativ bedenklichen elektoralen Folgen führen. Eine stärkere Fokussierung auf Spitzenkandidaten muss nicht bedeuten, dass die Urteilsbildung an politischem Gehalt verliert. Zwar könnten dann auch die persönlichen Eigenschaften eine größere Rolle spielen, sie werden aber auch dann eher nicht die Urteilsbildung dominieren. Vor allem werden Persönlichkeitseigenschaften nach den Befunden dieses Artikels auch nicht die Wahlentscheidungen dominieren – zumindest solange nicht das politische System umgestellt wird und der Regierungschef direkt gewählt wird. Die Personalisierung der Politik führt danach nicht unbedingt zu einer Präsidentialisierung von Wahlentscheidungen in parlamentari-

schen Systemen. Die institutionelle Ausgestaltung der Art der Wahlentscheidung bestimmt zu einem nicht unerheblichen Teil, wie groß die Rolle unpolitischer Kandidateneigenschaften bei diesen Wahlentscheidungen ist.

Der Vorteil des hier verwendeten experimentellen Untersuchungsdesigns, die klare Trennung der Informationen für Wähler nach politischen Standpunkten und Charaktereigenschaften, ist auf der anderen Seite natürlich eine Begrenzung für die Verallgemeinerung der Ergebnisse. Wähler und Wählerinnen werden, wenn auch in unterschiedlichem Ausmaß, meist über beide Informationen verfügen und sie auch oft zusammen erhalten und gemeinsam verarbeiten. Es ist dann nicht auszuschließen, dass die Wirkungszusammenhänge zwischen den politischen und unpolitischen Aspekten der Kandidatenbeurteilung eine andere Dynamik bekommen. Für zukünftige experimentelle Forschung erscheint es deshalb vielversprechend, beispielsweise das Ausmaß an Informationen über politische und unpolitische Kandidateneigenschaften zu variieren und so zu untersuchen, wie sich Wechselwirkungen zwischen den beiden Aspekten in einer solchen Entscheidungsumgebung darstellen. Neben weiteren experimentellen Variationen besteht auch die Möglichkeit, vor dem Hintergrund der dargestellten Befunde einen neuen Blick auf Umfragedaten zu werfen und beispielsweise zu versuchen, die unterschiedlichen Aspekte der Kandidatenbeurteilung zu trennen, indem man die Unsicherheit der Wähler über die Teilaspekte der Urteile analysiert (vgl. Glasgow und Alvarez 2000, Peterson 2004). So besteht die Hoffnung, dass sich in Zukunft experimentelle Forschung und Umfrageforschung gegenseitig befruchten und häufiger programmatische Forschung ermöglichen, die sich unterschiedlicher Methoden bedient.

## Literatur

- Bartle, John und Ivor Crewe, 2002: 'The Impact of Party Leaders in Britain: Strong Assumptions, Weak Evidence', in: King, Anthony (ed.) *Leaders' Personalities and the Outcomes of Democratic Elections*. pp. 70-95.
- Bean, Clive und Anthony Mughan, 1989: 'Leadership Effects in Parliamentary Elections in Australia and Britain', in: *American Political Science Review* 83: 1165-1179.
- Bishin, Benjamin, Daniel Stevens und Christian Wilson, 2006: 'Character Counts? Honesty and Fairness in the Election 2000', in: *Public Opinion Quarterly* 70: 235-248.
- Brown, Steven R. und Lawrence E. Melamed, 1990: *Experimental Design and Analysis*. Newbury Park: Sage.
- Clarke, Harold D., David Sanders, Marianne C. Stewart und Paul Whiteley, 2004: *Political Choice in Britain*. Oxford: Oxford University Press
- Conover, Pamela J. und Stanley Feldman, 1986: 'The Role of Inference in the Perception of Political Candidates', in: Lau, Richard und David O. Sears (eds.) *Political Cognition*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum. pp. 127-158.

- Curtice, John und Sarinder Hunjan, 2009: 'The Impact of Leadership Evaluations on Voting Behaviour: Do the Rules Matter?', Paper presented at the Workshop on 'Leaders and Democratic Elections', Annual Workshops of the European Consortium for Political Research. April 14-19, 2009, Lisbon.
- Curtice, John und Sören Holmberg, 2005: 'Party Leaders and Party Choice', in Thomassen, Jaques (ed.) *The European Voter*. Oxford: Oxford University Press. pp. 235-253.
- Cutler, Fred, 2002: 'The Simplest Shortcut of All: Sociodemographic Characteristics and Electoral Choice', in: *Journal of Politics* 64: 466-490.
- Doherty, Kathryn M. und James G. Gimpel, 1997: 'Candidate Character vs. the Economy in the 1992 Election', in: *Political Behavior* 19: 177-195.
- Faas, Thorsten und Sascha Huber, 2010: 'Experimente in der Politikwissenschaft: Vom Mauereblümchen zum Mainstream' in: *Politische Vierteljahresschrift* 51: 721-749.
- Festinger, Leon, 1957: *A Theory of Cognitive Dissonance*. Stanford: Stanford University Press.
- Gabriel, Oscar W., Silke I. Keil und Isabell Thaidigsmann, 2009: 'Kandidatenorientierung und Wahlentscheid bei der Bundestagswahl 2005', in: Gabriel, Oscar W., Bernhard Wessels und Jürgen W. Falter (eds.) *Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2005*. Wiesbaden: VS-Verlag. pp. 267-303.
- Glasgow, Garrett und R. Michael Alvarez, 2000: 'Uncertainty and Candidate Personality Traits', in: *American Politics Research* 28: 26-49.
- Goren, Paul, 2002: 'Character Weakness, Partisan Bias, and Presidential Evaluation', in: *American Journal of Political Science* 46: 627-641.
- Granberg, Donald, 1993: 'Political Perceptions', in: Iyengar, Shanto und McGuire, William J. (eds.) *Explorations in Political Psychology*. Durham: Duke University Press. pp.70-113.
- Granberg, Donald und Sören Holmberg (1988) *The Political System Matters. Social Psychology and Voting Behavior in Sweden and the United States*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hayes, Danny, 2005: 'Candidate Qualities through a Partisan Lens: A Theory of Trait Ownership', in: *American Journal of Political Science* 49: 908-923.
- Hetterich, Volker, 2000: *Von Adenauer bis Schröder – Der Kampf um Stimmen: Eine Längsschnittanalyse der Wahlkampagnen von CDU und SPD bei den Bundestagswahlen 1949 bis 1998*. Opladen: Leske und Budrich.
- Huber, Sascha, 2012: *Strukturen des politischen Kontexts und die demokratische Kompetenz der Wähler. Experimentelle Studien zur Urteils- und Entscheidungsbildung*. Baden-Baden: Nomos
- Huber, Sascha, 2008: 'Personalisierung der Politik, Informationsverarbeitung und institutioneller Kontext. Eine experimentelle Studie.' In: Johannes Pollak et al. (Hg.) *Politik und Persönlichkeit*. Wien: Facultas: 139-154.
- King, Anthony, 2002: *Leaders' Personalities and the Outcomes of Democratic Elections*. Oxford: Oxford University Press.
- Klein, Markus und Dieter Ohr, 2000: 'Gerhard oder Helmut? Unpolitische Kandidateneigenschaften und ihr Einfluss auf die Wahlentscheidung bei der Bundestagswahl 1998.', in: *Politische Vierteljahresschrift* 41: 199-224.
- Kleijnijenhuis, Jan, Marcus Maurer, Hans M. Kepplinger und Dirk Oegema, 2001: 'Issues and Personalities in German and Dutch Television News', in: *European Journal of Communication* 16: 337-359.
- Kuklinski, James, ed., 2001: *Citizens and Politics: Perspectives from Political Psychology*. New York: Cambridge University Press.
- Lijphart, Arend, 1971: 'Comparative Politics and the Comparative Method', in: *American Political Science Review* 65: 682-693.
- Lodge, Milton und Kathleen M. McGraw, 1995: Hg., *Political Judgment. Structure and Process*. Ann Arbor: University of Michigan Press.

- Lupia, Arthur, Matthew D. McCubbins und Samuel L. Popkin, eds., 2000: *Elements of Reason: Cognition, Choice, and the Bounds of Rationality*. New York: Cambridge University Press.
- Mancini, Paolo und Swanson, David L., 1996: 'Politics, Media, and Modern Democracy: Introduction', in: Swanson, David L. und Paolo Mancini (eds.) *Politics, Media and Modern Democracy: An International Study of Innovations in Electoral Campaigning and Their Consequences*. Westport: Praeger. pp.1-26.
- McAllister, Ian, 2007: 'The Personalization of Politics', in: Dalton, Russell J. und Hans-Dieter Klingemann (eds.) *Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford: Oxford University Press. pp. 571-584.
- McDermott, Rose, 2002: 'Experimental Methods in Political Science', in: *Annual Review of Political Science* 5: 31-61.
- McGraw, Kathleen M., Mark Fischle, Karen Stenner und Milton Lodge, 1996: What's in a Word? Bias in Trait Descriptions of Political Leaders, in: *Political Behavior* 18: 263-287.
- Mughan, Anthony, 2000: *Media and the Presidentialization of Parliamentary Elections*. London: Palgrave.
- Ohr, Dieter, 2000: 'Wird das Wählerverhalten zunehmend personalisierter oder: Ist jede Wahl anders? Kandidatenorientierungen und Wahlentscheidungen in Deutschland von 1961 bis 1998.', in: Klein, Markus et al. (Hg.) *50 Jahre empirische Wahlforschung in Deutschland. Entwicklung, Befunde, Perspektiven, Daten*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag. 272-308.
- Pappi, Franz U. und Susumu Shikano, 2001: 'Personalisierung der Politik in Mehrparteiensystemen am Beispiel deutscher Bundestagswahlen seit 1980', in: *Politische Vierteljahresschrift* 42: 355-385.
- Peters, B. Guy, 1998: *Comparative Politics. Theory and Methods*. London: Macmillan.
- Peterson, David A. M., 2004: 'Certainty or Accessibility: Attitude Strength in Candidate Evaluations', in: *American Journal of Political Science* 48: 513-520
- Poguntke Thomas und Paul Webb, 2005: *The Presidentialization of Politics. A Comparative Study of Modern Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- Popkin, Samuel L., 1991: *The Reasoning Voter: Communication and Persuasion in Presidential Campaigns*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Powell, George B. Jr., 2004: 'The Chain of Responsiveness', in: *Journal of Democracy* 15: 91-105.
- Rapoport, Ronald B., Kelly L. Metcalf und Jon A. Hartman, 1989: 'Candidate Traits and Voter Inferences. An Experimental Study', in: *Journal of Politics* 51: 917-932.
- Schoen, Harald, 2004: 'Kandidatenorientierungen im Wahlkampf. Eine Analyse zu den Bundestagswahlkämpfen 1980-1998', in: *Politische Vierteljahresschrift* 45: 321-345
- Schumann, Siegfried und Harald Schoen, 2003: 'Köpfe machen Stimmung: Eine Analyse der Determinanten von Parteisympathien', in: *Zeitschrift für Politische Psychologie* 11: 325-343
- Sniderman, Paul, Richard A. Brody und Phillip E. Tetlock, 1991: *Reasoning and Choice: Explorations in Political Psychology*, New York: Cambridge University Press.
- Sperber, Sebastian, 2007: 'Personalisierung der Politik, Urteilsbildung über politische Kandidaten und institutioneller Kontext: Eine experimentelle Studie zum Wählerverhalten in Frankreich.' Unveröffentlichte Magisterarbeit, Universität Mannheim.
- Stewart, Marianne C. und Harold D. Clarke, 2000: 'The (Un)importance of Party Leaders: Leader Images and Party Choice in the 1987 British Election', in: *Journal of Politics* 54: 447-470.
- Taber, Charles S., Milton Lodge und Jill Glather, 2001: 'The Motivated Construction of Political Judgments', in: Kuklinski, James (ed.) *Citizens and Politics: Perspectives from Political Psychology*, New York: Cambridge University Press. pp. 198-227.
- Wagner, Aiko, 2011: 'Die Personalisierung der Politik: Entscheiden Spitzenkandidaten Wahlen?', in: Bytzek, Evelyn und Sigrid Roßteutscher (Hg.) *Der unbekannte Wähler? Mythen*

und Fakten über das Wahlverhalten der Deutschen. Frankfurt am Main: Campus. pp.81-97.

**Anschrift des Autors**

Sascha Huber  
Universität Mannheim  
Lehrstuhl für Politische Wissenschaft I  
A5, 6  
68131 Mannheim  
E-Mail: [shuber@rumms.uni-mannheim.de](mailto:shuber@rumms.uni-mannheim.de)

## Online Anhang

### Experiment 1, Deutschland

#### Variation der Kandidatenbeschreibung

Vorspann:

Als Wähler steht man häufig vor der schwierigen Aufgabe, sich Meinungen über politische Kandidaten bilden zu müssen, über die man nur wenige Informationen hat. Im Folgenden stellen wir Ihnen vier Kandidaten mit unterschiedlichen Informationen vor. Bitte lesen sie sich die Beschreibungen aufmerksam durch. Im Anschluss werden wir Sie nach ihren Einschätzungen der Kandidaten fragen.

#### Bedingung 1

*Kandidat A.* (CDU) ist am 17.4.1958 in Braunschweig geboren. Von 1978 bis 1984 studierte er an der Osnabrücker Universität Rechtswissenschaften und legte 1985 in Hannover sein zweites Staatsexamen ab. Neben dem Studium engagierte er sich bereits früh in der Jungen Union. A. profilierte sich in seiner Partei unter anderem mit dem Thema der Verschlankung des Staates. Der Staat müsse sich auf seine Kernaufgaben zurückziehen, forderte er und den „Leistungsgedanken wieder stärker in der Gesellschaft verankern.“ Kritikern, die ihm soziale Kälte vorwarfen, entgegnete er, nur durch Deregulierung und eine Rückführung der Staatsausgaben werde neues wirtschaftliches Wachstum möglich. A. setzte in seiner politischen Laufbahn weitere Akzente, indem er entschieden gegen die doppelte Staatsbürgerschaft eintrat und von Migrant\*innen forderte, sich an der „deutschen Leitkultur“ zu orientieren.

*Kandidat B.* (CDU) ist am 6.9.1954 in Ludwigsburg geboren. Er studierte von 1972 bis 1978 Maschinenbau in Stuttgart. Politisch engagierte er sich, nach seinem Eintritt in die CDU im Jahre 1977 zunächst auf kommunalpolitischer Ebene. B. arbeitete zunächst in seinem Beruf als Ingenieur, übernahm aber nach und nach immer mehr Ämter in seiner Partei, bis er schließlich im Jahre 1980 hauptberuflich in die Politik ging. Er ist verheiratet und hat drei Kinder. Zu seinen Hobbys zählt er Lesen und Schach spielen.

*Kandidat C.* (SPD) ist am 8.1.1956 in Bremen geboren. Er studierte von 1976 bis 1983 Volkswirtschaftslehre in Hamburg und Köln. Während seines Studiums engagierte er sich bei den Jusos und trat 1984 in die SPD ein. C. ist in seiner Partei als Modernisierer und Mann der Mitte hervorgetreten. Er betonte stets die Notwen-

digkeit, den Sozialstaat umzubauen. Nur so sei das Ziel der sozialen Gerechtigkeit mit wirtschaftlicher Dynamik zu vereinen. Bei der Umsetzung von Reformen warnte er vor ideologischen Scheuklappen. Auch in gesellschaftspolitischen Fragen zeigte sich C. moderat. So forderte er etwa von seiner Partei, sich von dem idealisierten Bild einer multikulturellen Gesellschaft zu verabschieden und stärkere Integrationsbemühungen von Migranten einzufordern.

*Kandidat D.* (SPD) ist am 23.8.1949 in Oberhausen geboren. Nach der mittleren Reife absolvierte er eine Ausbildung zum Industriekaufmann. 1970 trat er in die SPD ein und übernahm zunächst verschiedene Ämter in seinem Heimatbezirk. D. war bis 1976 als Industriekaufmann tätig, engagierte sich daneben aber weiterhin in seiner Partei. Mit der Wahl zum Abgeordneten wandte er sich dann vollständig der Politik zu. Seit 1987 ist er verheiratet und hat zwei Töchter. In seiner Freizeit geht er gerne wandern und fährt Ski.

## Bedingung 2

*Kandidat A.* (CDU) ist am 17.4.1958 in Braunschweig geboren. Von 1978 bis 1984 studierte er an der Osnabrücker Universität Rechtswissenschaften und legte 1985 in Hannover sein zweites Staatsexamen ab. Neben dem Studium engagierte er sich bereits früh in der Jungen Union. A. arbeitete zunächst in seinem Beruf als Anwalt, übernahm aber nach und nach immer mehr Ämter in seiner Partei, bis er schließlich im Jahre 1988 hauptberuflich in die Politik ging. Er ist verheiratet und hat drei Kinder. Zu seinen Hobbys zählt er Lesen und Schach spielen.

*Kandidat B.* (CDU) ist am 6.9.1954 in Ludwigsburg geboren. Er studierte von 1972 bis 1978 Maschinenbau in Stuttgart. Politisch engagierte er sich, nach seinem Eintritt in die CDU im Jahre 1977 zunächst auf kommunalpolitischer Ebene. B. profilierte sich in seiner Partei als Mann des Ausgleichs, der sich verstärkt für Arbeitnehmerinteressen einsetzte. Die Politik müsse einerseits alles dafür tun, Wachstumshemmnisse für die Wirtschaft zu beseitigen, forderte er, andererseits dürfe das aber nicht dazu führen, den sozialen Zusammenhalt aufs Spiel zu setzen. Moderate Positionen nahm B. auch in gesellschaftspolitischen Bereichen ein. Er forderte seine Partei auf, sie müsse sich „neuen urbanen Schichten“ öffnen und sich nicht nur auf die konservative Stammklientel verlassen.

*Kandidat C.* (SPD) ist am 8.1.1956 in Bremen geboren. Er studierte von 1976 bis 1983 Volkswirtschaftslehre in Hamburg und Köln. Während seines Studiums engagierte er sich bei den Jusos und trat 1984 in die SPD ein. C. war bis 1988 als Volkswirt tätig, engagierte sich daneben aber weiterhin in seiner Partei. Mit der Wahl zum Abgeordneten wandte er sich dann vollständig der Politik zu. Seit 1987 ist er

verheiratet und hat zwei Töchter. In seiner Freizeit geht er gerne wandern und fährt Ski.

*Kandidat D.* (SPD) ist am 23.8.1949 in Oberhausen geboren. Nach der mittleren Reife absolvierte er eine Ausbildung zum Industriekaufmann. 1970 trat er in die SPD ein und übernahm zunächst verschiedene Ämter in seinem Heimatbezirk. D. ist in seiner Partei als ausgewiesener Kritiker von Kürzungen im Sozialbereich hervorgetreten. Die Politik müsse sich den „kleinen Leuten“ und der wachsenden „Gerechtigkeitslücke“ in der Gesellschaft zuwenden, forderte er. Im globalisierten Kapitalismus gelte es, die Errungenschaften des Sozialstaats zu verteidigen. Daneben profilierte sich D. in der Integrationsdebatte mit seinem Eintreten für einen Dialog der Kulturen und seiner Kritik an dem Begriff der „deutschen Leitkultur“.

### Bedingung 3

*Kandidat A.* (CDU) ist am 17.4.1958 in Braunschweig geboren. Von 1978 bis 1984 studierte er an der Osnabrücker Universität Rechtswissenschaften und legte 1985 in Hannover sein zweites Staatsexamen ab. Neben dem Studium engagierte er sich bereits früh in der Jungen Union. A. wurde in seiner Partei bald zu einem Hoffnungsträger. Beobachter schätzten an ihm, seine „redliche und bodenständige Art“. Im Parlament profilierte er sich immer wieder als scharfzüngiger Debattenredner. Er wusste aber auch bei öffentlichen Auftritten zu überzeugen und die Bevölkerung für sich einzunehmen. In Wahlkämpfen erwies er sich mit seiner leutseligen Art als Zugpferd seiner Partei.

*Kandidat B.* (CDU) ist am 6.9.1954 in Ludwigsburg geboren. Er studierte von 1972 bis 1978 Maschinenbau in Stuttgart. Politisch engagierte er sich, nach seinem Eintritt in die CDU im Jahre 1977 zunächst auf kommunalpolitischer Ebene. B. arbeitete zunächst in seinem Beruf als Ingenieur, übernahm aber nach und nach immer mehr Ämter in seiner Partei, bis er schließlich im Jahre 1980 hauptberuflich in die Politik ging. Er ist verheiratet und hat drei Kinder. Zu seinen Hobbys zählt er Lesen und Schach spielen.

*Kandidat C.* (SPD) ist am 8.1.1956 in Bremen geboren. Er studierte von 1976 bis 1983 Volkswirtschaftslehre in Hamburg und Köln. Während seines Studiums engagierte er sich bei den Jusos und trat 1984 in die SPD ein. C. profilierte sich in den Parteigremien rasch durch sein detailliertes Fachwissen in verschiedenen Politikbereichen. In internen Machtkämpfen seiner Partei zeigte er sich als geschickter Taktierer und wusste sich wiederholt gegen seine Gegner durchzusetzen. Beobachter beschrieben ihn dabei als ausgesprochen „machthungrig“. Kritiker warfen ihm daneben vor, sein Technokratenimage nicht ablegen zu können.

*Kandidat D.* (SPD) ist am 23.8.1949 in Oberhausen geboren. Nach der mittleren Reife absolvierte er eine Ausbildung zum Industriekaufmann. 1970 trat er in die SPD ein und übernahm zunächst verschiedene Ämter in seinem Heimatbezirk. D. war bis 1976 als Industriekaufmann tätig, engagierte sich daneben aber weiterhin in seiner Partei. Mit der Wahl zum Abgeordneten wandte er sich dann vollständig der Politik zu. Seit 1987 ist er verheiratet und hat zwei Töchter. In seiner Freizeit geht er gerne wandern und fährt Ski.

#### Bedingung 4

*Kandidat A.* (CDU) ist am 17.4.1958 in Braunschweig geboren. Von 1978 bis 1984 studierte er an der Osnabrücker Universität Rechtswissenschaften und legte 1985 in Hannover sein zweites Staatsexamen ab. Neben dem Studium engagierte er sich bereits früh in der Jungen Union. A. arbeitete zunächst in seinem Beruf als Anwalt, übernahm aber nach und nach immer mehr Ämter in seiner Partei, bis er schließlich im Jahre 1988 hauptberuflich in die Politik ging. Er ist verheiratet und hat drei Kinder. Zu seinen Hobbys zählt er Lesen und Schach spielen

*Kandidat B.* (CDU) ist am 6.9.1954 in Ludwigsburg geboren. Er studierte von 1972 bis 1978 Maschinenbau in Stuttgart. Politisch engagierte er sich, nach seinem Eintritt in die CDU im Jahre 1977 zunächst auf kommunalpolitischer Ebene. B. profilierte sich in den Parteigremien rasch durch sein detailliertes Fachwissen in verschiedenen Politikbereichen. In internen Machtkämpfen seiner Partei zeigte er sich als geschickter Taktierer und wusste sich wiederholt gegen seine Gegner durchzusetzen. Beobachter beschrieben ihn dabei als ausgesprochen „machthungrig“. Kritiker warfen ihm daneben vor, sein Technokratenimage nicht ablegen zu können.

*Kandidat C.* (SPD) ist am 8.1.1956 in Bremen geboren. Er studierte von 1976 bis 1983 Volkswirtschaftslehre in Hamburg und Köln. Während seines Studiums engagierte er sich bei den Jusos und trat 1984 in die SPD ein. C. war bis 1988 als Volkswirt tätig, engagierte sich daneben aber weiterhin in seiner Partei. Mit der Wahl zum Abgeordneten wandte er sich dann vollständig der Politik zu. Seit 1987 ist er verheiratet und hat zwei Töchter. In seiner Freizeit geht er gerne wandern und fährt Ski.

*Kandidat D.* (SPD) ist am 23.8.1949 in Oberhausen geboren. Nach der mittleren Reife absolvierte er eine Ausbildung zum Industriekaufmann. 1970 trat er in die SPD ein und übernahm zunächst verschiedene Ämter in seinem Heimatbezirk. D. wurde in seiner Partei bald zu einem Hoffnungsträger. Beobachter schätzten an ihm, seine „redliche und bodenständige Art“. Im Parlament profilierte er sich immer wieder als scharfzüngiger Debattenredner. Er wusste aber auch bei öffentlichen

Auftritten zu überzeugen und die Bevölkerung für sich einzunehmen. In Wahlkämpfen erwies er sich mit seiner leutseligen Art als Zugpferd seiner Partei. Variation des politischen Systems bei der hypothetischen Wahlentscheidung

Bedingung a: präsidentielles System  
(Beispiel)

Bitte stellen Sie sich nun folgende Situation vor. In Deutschland gäbe es eine Direktwahl für den Präsidenten, und dieser direkt gewählte hätte deutlich größere politische Einflussmöglichkeiten als der heutige Bundespräsident. In einer solchen Direktwahl treten nun Kandidat A. und Kandidat C. gegeneinander an. Für wen würden sie sich entscheiden?

- Kandidat A. (CDU)
- Kandidat D. (SPD)
- Keinen der beiden

Bedingung b: parlamentarisches System  
(Beispiel)

Bitte stellen Sie sich nun folgende Situation vor. Es sind Bundestagswahlen in Deutschland und der oben beschriebene Kandidat A. ist der Kanzlerkandidat der CDU und Kandidat C. ist der Kanzlerkandidat der SPD. Welche Partei würden Sie mit Ihrer Zweitstimme wählen?

- CDU (Kandidat A. ist Kanzlerkandidat)
- SPD (Kandidat C. ist Kanzlerkandidat)
- FDP
- Die Grünen
- Die Linke
- Andere
  
- Keine

## Experiment 2, Frankreich

### Variation der Kandidatenbeschreibung

Vorspann:

En tant qu'électeur, on est souvent confronté à la tâche difficile de devoir se former une opinion sur des candidats politiques pour lesquels on ne dispose que d'informations partielles. Nous vous présentons ci-après quatre candidats *fictifs* avec différents types d'informations. Nous vous demandons de bien vouloir lire attentivement chaque description. Nous vous demanderons ensuite votre appréciation/votre avis sur ces candidats.

#### Bedingung 1

*Le candidat A (UMP)* est né le 17 avril 1958 à Paris. Il commence une licence de droit et entre à l'Institut d'études politiques de Paris en 1977, où il adhère au Rassemblement pour la République (RPR). A sa sortie de l'ENA, il est nommé auditeur à la Cour des comptes. Au sein de son parti, A s'est fait un nom en préconisant plus « d'espace » pour les entreprises. L'Etat ne doit pas, selon lui, bloquer l'initiative des entreprises et des citoyens, mais doit réhabiliter la valeur du travail. Seules des réformes profondes peuvent reconduire la France sur le chemin de la croissance et du plein emploi. Sa réputation se fonde aussi sur ses prises de positions fermes concernant la politique de l'intérieur et l'importance qu'il accorde à l'identité nationale.

*Le candidat B (UMP)* est né le 6 septembre 1954 à Bordeaux. Il entre l'Ecole Polytechnique en 1973, puis intègre le corps des ingénieurs des ponts et chaussées en 1977 pour s'installer dans sa région d'origine, la Gironde. Il commence sa carrière politique au niveau communal en 1984 en tant que maire. Au fur et à mesure, il accumule des responsabilités politiques en tant qu'élu et dans son parti, au niveau communal et régional, et finit par faire de la politique son métier avec son élection au Sénat en 1989. Le candidat B est marié depuis 1979 et il a trois enfants. Pendant son temps libre, il poursuit sa passion pour la voile, ainsi que pour la littérature et la poésie.

*Le candidat C (PS)* est né le 8 janvier 1956 à Lille. Il entre à l'Ecole Normale Supérieure en 1975, puis à l'Institut d'Etudes Politiques de Paris en 1976. Là, il fait ses premiers pas en politique en tant que jeune socialiste. Ayant obtenu son agrégation en économie il devient professeur à l'université de Paris I-Panthéon-Sorbonne. Au sein de son parti il se fait un nom en tant qu'homme du centre, défendant des positions modérées. Il insiste sur la nécessité de réformer l'Etat-providence pour

pouvoir concilier performance économique et justice sociale, à l'exemple des pays d'influence socio-démocrates. En ce qui concerne les enjeux sociétaux, il est également modéré. Il conseille à son propre parti de ne pas idéaliser leur image de la société multiculturelle et de demander un effort d'intégration de la part des migrants.

*Le candidat D (PS)* est né le 23 août 1955 à Boulogne-Billancourt. En 1973, il commence des études de droit à l'université Paris X-Nanterre. C'est là où il commence à faire ses gammes en politique en présidant le mouvement des jeunes socialistes. En 1979, il devient avocat au Barreau de Paris. La même année, il adhère au parti socialiste. Il devient élu local tout en continuant d'exercer son métier d'avocat. Ce n'est qu'après son élection à l'Assemblée nationale qu'il consacre toute son énergie à la politique. Le candidat est marié depuis 1987 et il est père de deux filles. Ses loisirs préférés sont la musique et sa guitare, quand il n'a pas la possibilité de faire des randonnées en montagne.

## Bedingung 2

*Le candidat A (UMP)* est né le 17 avril 1958 à Paris. Il commence une licence de droit et entre à l'Institut d'études politiques de Paris en 1977, où il adhère au Rassemblement pour la République (RPR). A sa sortie de l'ENA, il est nommé auditeur à la Cour des comptes. Au fur et à mesure, il accumule des responsabilités politiques en tant qu'élu et dans son parti, et finit par faire de la politique son métier après son élection à l'assemblée nationale en 1997. Le candidat B est marié depuis 1989 et il a trois enfants. Pendant son temps libre, il poursuit sa passion pour la voile, ainsi que pour la littérature et la poésie.

*Le candidat B (UMP)* est né le 6 septembre 1954 à Bordeaux. Il entre l'Ecole Polytechnique en 1973, puis intègre le corps des ingénieurs des ponts et chaussées en 1977 pour s'installer dans sa région d'origine, la Gironde. Il commence sa carrière politique au niveau communal en 1984 en tant que maire. B s'impose en tant qu'homme de la conciliation, et se prononce pour le soutien des personnes défavorisées. Selon lui, la politique doit éliminer les obstacles à la croissance économique, tout en prenant en compte la cohésion sociale. Il défend également des positions modérées sur les questions de société. Enfin, il suggère à son parti de s'ouvrir aux nouvelles couches urbaines et de ne pas se concentrer uniquement sur son électorat conservateur traditionnel.

*Le candidat C (PS)* est né le 8 janvier 1956 à Lille. Il entre à l'Ecole Normale Supérieure en 1975, puis à l'Institut d'Etudes Politiques de Paris en 1976. Là, il fait ses premiers pas en politique en tant que jeune socialiste. Ayant obtenu son agrégation en économie il devient professeur à l'université de Paris I-Panthéon-Sorbonne. Il

devient élu au niveau communal tout en continuant d'enseigner à l'université. Ce n'est qu'après son élection à l'Assemblée nationale qu'il consacre toute son énergie à la politique. Le candidat est marié depuis 1987 et il est père de deux filles. Ses loisirs préférés sont la musique et sa guitare, quand il n'a pas la possibilité de faire des randonnées en montagne.

*Le candidat D (PS)* est né le 23 août 1955 à Boulogne-Billancourt. En 1973, il commence des études de droit à l'université Paris X-Nanterre. C'est là où il commence à faire ses gammes en politique en présidant le mouvement des jeunes socialistes. D est renommé pour ses critiques fermes des réformes qui se font au détriment des acquis sociaux. Au sein du PS, il se distingue comme représentant de la « gauche traditionnelle » en préconisant une politique à destination des plus défavorisés. Il déplore une fracture sociale grandissante et milite pour une autre mondialisation, qui protège les travailleurs français des délocalisations. En ce qui concerne les questions sociétales, il dénonce le populisme de ses adversaires politiques de droite et se prononce pour un dialogue des cultures et une société multiculturelle.

### Bedingung 3

*Le candidat A (UMP)* est né le 17 avril 1958 à Paris. Il commence une licence de droit et entre à l'Institut d'études politiques de Paris en 1977, où il adhère au Rassemblement pour la République (RPR). A sa sortie de l'ENA, il est nommé auditeur à la Cour des comptes. A est rapidement devenu l'espoir de son parti. La plupart des observateurs louent son intégrité, et considèrent son enracinement dans le terroir et sa proximité envers le peuple comme un atout. A l'Assemblée nationale, il s'est fait remarquer à plusieurs reprises comme un orateur doué. De même, lors des interventions publiques, il sait convaincre et gagner la population à sa cause. Dans les campagnes électorales, il s'est imposé comme une locomotive grâce à sa nature affable.

*Le candidat B (UMP)* est né le 6 septembre 1954 à Bordeaux. Il entre l'Ecole Polytechnique en 1973, puis intègre le corps des ingénieurs des ponts et chaussées en 1977 pour s'installer dans sa région d'origine, la Gironde. Il commence sa carrière politique au niveau communal en 1984 en tant que maire. Au fur et à mesure, il accumule des responsabilités politiques en tant qu'élu et dans son parti, au niveau communal et régional, et finit par faire de la politique son métier avec son élection au Sénat en 1989. Le candidat B est marié depuis 1979 et il a trois enfants. Pendant son temps libre, il poursuit sa passion pour la voile, ainsi que pour la littérature et la poésie.

*Le candidat C (PS)* est né le 8 janvier 1956 à Lille. Il entre à l'École Normale Supérieure en 1975, puis à l'Institut d'Études Politiques de Paris en 1976. Là, il fait ses premiers pas en politique en tant que jeune socialiste. Ayant obtenu son agrégation en économie il devient professeur à l'université de Paris I-Panthéon-Sorbonne. B s'est fait rapidement remarquer par des personnalités importantes de son parti grâce à ses connaissances approfondies dans plusieurs domaines politiques. Lors des luttes pour le pouvoir au sein de son parti, il s'est montré stratège et il a su s'imposer contre ses adversaires. Certains observateurs le décrivent comme avide de pouvoir. Des critiques lui reprochent de n'avoir jamais pu perdre son image de technocrate.

*Le candidat D (PS)* est né le 23 août 1955 à Boulogne-Billancourt. En 1973, il commence des études de droit à l'université Paris X-Nanterre. C'est là où il commence à faire ses gammes en politique en présidant le mouvement des jeunes socialistes. En 1979, il devient avocat au barreau de Paris. La même année, il adhère au parti socialiste. Il devient élu local tout en continuant d'exercer son métier d'avocat. Ce n'est qu'après son élection à l'Assemblée nationale qu'il consacre toute son énergie à la politique. Le candidat est marié depuis 1987 et il est père de deux filles. Ses loisirs préférés sont la musique et sa guitare, quand il n'a pas la possibilité de faire des randonnées en montagne.

*Le candidat A (UMP)* est né le 17 avril 1958 à Paris. Il commence une licence de droit et entre à l'Institut d'études politiques de Paris en 1977, où il adhère au Rassemblement pour la République (RPR). A sa sortie de l'ENA, il est nommé auditeur à la Cour des comptes. Au fur et à mesure, il accumule des responsabilités politiques en tant qu'élu et dans son parti, et finit par faire de la politique son métier après son élection à l'assemblée nationale en 1997. Le candidat B est marié depuis 1989 et il a trois enfants. Pendant son temps libre, il poursuit sa passion pour la voile, ainsi que pour la littérature et la poésie.

*Le candidat B (UMP)* est né le 6 septembre 1954 à Bordeaux. Il entre l'École Polytechnique en 1973, puis intègre le corps des ingénieurs des ponts et chaussées en 1977 pour s'installer dans sa région d'origine, la Gironde. Il commence sa carrière politique au niveau communal en 1984 en tant que maire. B s'est fait rapidement remarquer par des personnalités importantes de son parti grâce à ses connaissances approfondies dans plusieurs domaines politiques. Lors de luttes pour le pouvoir au sein de son parti, il s'est montré stratège et il a su s'imposer contre ses adversaires. Certains observateurs le décrivent comme avide de pouvoir. Des critiques lui reprochent de n'avoir jamais pu perdre son image de technocrate.

*Le candidat C (PS)* est né le 8 janvier 1956 à Lille. Il entre à l'École Normale Supérieure en 1975, puis à l'Institut d'Études Politiques de Paris en 1976. Là, il fait ses premiers pas en politique en tant que jeune socialiste. Ayant obtenu son agrégation en économie il devient professeur à l'université de Paris I-Panthéon-Sorbonne. Il devient élu au niveau communal tout en continuant d'enseigner à l'université. Ce n'est qu'après son élection à l'Assemblée nationale qu'il consacre toute son énergie à la politique. Le candidat est marié depuis 1987 et il est père de deux filles. Ses loisirs préférés sont la musique et sa guitare, quand il n'a pas la possibilité de faire des randonnées en montagne.

*Le candidat D (PS)* est né le 23 août 1955 à Boulogne-Billancourt. En 1973, il commence des études de droit à l'université Paris X-Nanterre. C'est là où il commence à faire ses gammes en politique en présidant le mouvement des jeunes socialistes. D est rapidement devenu l'espoir de son parti. La plupart des observateurs louent son intégrité, et considèrent son enracinement dans le terroir et sa proximité envers le peuple comme un atout. A l'Assemblée nationale, il s'est fait remarquer à plusieurs reprises comme un orateur doué. De même, lors des interventions publiques, il sait convaincre et gagner la population à sa cause. Dans les campagnes électorales, il s'est imposé comme une locomotive grâce à sa nature affable.

## Variation politisches System

### Bedingung a, Präsidentielles System

Imaginez maintenant la situation suivante. Des élections présidentielles vont avoir lieu: le candidat A est le candidat de l'UMP, et le candidat C est le candidat du PS. Tous deux s'affrontent au deuxième tour (c'est-à-dire, vous n'avez à ce stade que le choix de voter pour un des deux candidats ou de vous abstenir). Pour qui voteriez-vous?

Candidat A (UMP)

Candidat C (PS)

Pour aucun de deux candidats

### Bedingung b: Parlamentarisches System

Imaginez maintenant la situation suivante. En France, le chef du gouvernement ne serait pas un président élu au suffrage direct, mais un premier ministre qui gouvernerait indépendamment du chef d'État, ce dernier étant seulement doté de pouvoirs représentatifs. Ce premier ministre serait élu par le parlement suite aux élections législatives. Maintenant, imaginez que des élections législatives vont

avoir lieu où vous auriez le choix entre les partis ci-dessous. Le candidat A est la tête de la liste nationale de l'UMP et le candidat C est le candidat pour le poste de premier ministre que propose le PS. Pour quel parti voteriez-vous?

- |                       |                          |
|-----------------------|--------------------------|
| UMP (avec candidat A) | <input type="checkbox"/> |
| PS (avec candidat C)  | <input type="checkbox"/> |
| UDF                   | <input type="checkbox"/> |
| PCF                   | <input type="checkbox"/> |
| FN                    | <input type="checkbox"/> |
| Verts                 | <input type="checkbox"/> |
| Autre                 | <input type="checkbox"/> |
| Aucun                 | <input type="checkbox"/> |

### Experiment 3, Schweden

#### Variation der Kandidatenbeschreibung

##### Vorspann

Som väljare konfronteras man med den svåra uppgiften att bilda sig en uppfattning om olika politiska kandidater, om vilka man har knapp information. I nedanstående del presenteras du för fyra *fiktiva* kandidater om vilka du får olika information. Vänligen läs varje beskrivning noga. Efter genomläsningen följer frågor om hur du uppfattar de fiktiva kandidaterna.

##### Variation Kandidatenbeschreibung

##### Bedingung 1

*Kandidat A.* (m) är född 17 april, 1958 i Lund. Mellan 1978 och 1984 studerade han juridik vid Lunds Universitet, för att sedan även ta en andra examen i Statsvetenskap vid Stockholms Universitet 1985. Under sin studietid engagerade han sig dessutom tidigt i moderata ungdomsförbundet. A. har bland annat profilerat sig genom att förespråka en minskning av statens inflytande. Staten måste hålla sig till sina kärnområden och stärka företagets position genom att skapa ett företagsvänligt klimat. Han bemöter kritikens rädsla för social osäkerhet med att ett aktivt företagande och tillväxt kräver avreglering och minskad statlig inblandning. Vidare har han intagit en stark ståndpunkt mot frikostig migration, och anser att krav måste ställas på invandrare att anpassa sig till den "svenska kulturen". Han är också positiv till att invandrare ska göra språktest.

*Kandidat B. (m)* föddes 6 september, 1954 i Linköping. 1972 började han studera maskinteknik vid Kungliga Tekniska Högskolan i Stockholm och tog examen 1978. Efter att ha gått med i Moderaterna 1977 började han engagera sig kommunalpolitiskt. B arbetade därefter som ingenjör, men kom att inta fler och fler politiska poster inom moderaterna. 1980 blev han slutligen en av de ledande i partiet och kom att arbeta professionellt som politiker. Han är gift och har tre barn. På fritiden tycker han om att läsa och spela tennis.

*Kandidat C. (s)* föddes 8 januari, 1956 i Sundsvall. Mellan 1976 och 1983 studerade han ekonomi i Sundsvall och Uppsala. Under sina studier var han aktiv i SSU, och gick med i Socialdemokraterna 1984. C är en moderniseringsförespråkare inom partiet, och anses stå mer åt mittenhållet politiskt. Han anser att det är nödvändigt att reformera välfärdsstaten, för att förena social rättvisa med ekonomiska tillväxtmål. Han anser att ideologi inte bör stå i vägen för reformer, även när det gäller socialpolitiska frågor. Vidare anser han att partiet måste lämna sin idealiserade bild av det multikulturella samhället, och arbeta för en bättre integrationspolitik.

*Kandidat D. (s)* föddes i Göteborg 23 augusti, 1949. Efter att ha arbetat inom industrin en längre tid tog han i medelåldern examen i företagsekonomi vid Jönköpings högskola. I tjuugoårsåldern gick han med i Socialdemokraterna och var under en lång tid verksam på olika poster i sitt valdistrikt. Fram till 1976 arbetade D som förman inom industrin, samtidigt som han arbetade politiskt. Efter att ha blivit invald i riksdagen började han dock arbeta heltid som politiker. D är gift sedan 1977 och har två döttrar. På sin fritid tycker han om skogs promenader och längdskidåkning.

## Bedingung 2

*Kandidat A. (m)* är född 17 april, 1958 i Göteborg. Mellan 1978 och 1984 studerade han juridik vid Göteborgs Universitet, för att ta en andra examen i Statsvetenskap vid Stockholms Universitet 1985. Under sin studietid engagerade han sig dessutom tidigt i moderata ungdomsförbundet. A arbetade därefter som advokat, men kom att inta fler och fler politiska poster inom moderaterna. 1988 blev han slutligen en av de ledande i partiet och kom att arbeta professionellt som politiker. Han är gift och har tre barn. På fritiden tycker han om att läsa och spela schack.

*Kandidat B. (m)* föddes 6 september, 1954 i Linköping. 1972 började han studera maskinteknik vid Kungliga Tekniska Högskolan i Stockholm och tog examen 1978. Efter att ha gått med i Moderaterna 1977 började han engagera sig kommunalpolitiskt. B profilerar sig inom sitt parti som en del av "nya moderaterna", och har arbetares intressen som kärnfråga. Han anser att politiken visserligen måste göra allt för att nå tillväxtmål, men att detta inte får ske på bekostnad av social stabili-

tet. B anser att moderaterna måste utveckla sin sociala politik, inte minst för att nå nya väljare och inte fastna i en gammal konservativ bana.

*Kandidat C. (s)* föddes 8 januari, 1956 i Sundsvall. Mellan 1976 och 1983 studerade han ekonomi i Sundsvall och Uppsala. Under sina studier var han aktiv i SSU, och gick med i S 1984. Fram till 1988 arbetade C som ekonom, samtidigt som han arbetade politiskt. Efter att ha blivit invald i riksdagen började han dock arbeta heltid som politiker. C är gift sedan 1987 och har två döttrar. På sin fritid tycker han om skogspromenader sommartid och längdskidåkning vintertid.

*Kandidat D. (s)* föddes i Malmö 23 augusti, 1949. Efter att ha arbetat som förman på industri en längre tid tog han i medelåldern examen i företagsekonomi vid Malmö högskola. I tjugooårsåldern gick han med i Socialdemokraterna och var under en lång tid verksam på olika poster i sitt valdistrikt. D är känd inom sitt parti som en stark kritiker mot nedskärningar av den sociala sfären. Han anser att politiken måste rikta sig till "de svaga" och arbeta för utökad rättvisa inom företagandet. I globaliseringens tid anser han att det är nödvändigt att försvara välfärdsstaten. Vidare har han tagit ställning för en breddad dialog mellan kulturer, och förhåller sig kritisk gentemot förespråkandet av en "svensk kultur".

### Bedingung 3

*Kandidat A. (m)* är född 17 april, 1958 i Göteborg. Mellan 1978 och 1984 studerade han juridik vid Göteborgs Universitet, för att ta en andra examen i Statsvetenskap vid Stockholms Universitet 1985. Under sin studietid engagerade han sig dessutom tidigt i moderata ungdomsförbundet. A blev snart ett framtidshopp inom partiet och han är omtalad som "ärlig och jordnära". I riksdagen har han profilerat sig som en skarp debattör. Även i offentligheten har han öppnat portar, då han genom sin övertygelse har lyckats få allmänheten med sig. I valkampanjer har han genom sitt behagliga sätt kunnat fungera som motor för partiet.

*Kandidat B. (m)* föddes 6 september, 1954 i Linköping. 1972 började han studera maskinteknik vid Kungliga Tekniska Högskolan i Stockholm och tog examen 1978. Efter att ha gått med i Moderaterna 1977 började han engagera sig kommunalpolitiskt. B arbetade därefter som ingenjör, men kom att inta fler och fler politiska poster inom moderaterna. 1980 blev han slutligen en av de ledande i partiet och kom att arbeta professionellt som politiker. Han är gift och har tre barn. På fritiden tycker han om att läsa och spela schack.

*Kandidat C. (s)* föddes 8 januari, 1956 i Sundsvall. Mellan 1976 och 1983 studerade han ekonomi i Sundsvall och Uppsala. Under sina studier var han aktiv i SSU, och gick med i S 1984. C kom att bli känd inom partiet för sina gedigna kunskaper inom

olika politiska frågor. I interna maktkamper har han visat sig vara skicklig på att kringgå kritik från motståndare. Analytiker har på samma gång pekat ut honom som "makthungrig" och kritiker anser att hans teknokratiska karaktär påverkar honom negativt.

*Kandidat D. (s)* föddes i Malmö 23 augusti, 1949. Efter att ha arbetat som förman på industri en längre tid tog han i medelåldern examen i företagsekonomi vid Malmö högskola. I tjugooårsåldern gick han med i Socialdemokraterna och var under en lång tid verksam på olika poster i sitt valdistrikt. Fram till 1976 arbetade D som förman inom industrin, samtidigt som han arbetade politiskt. Efter att ha blivit invald i riksdagen började han dock arbeta heltid som politiker. C är gift sedan 1987 och har två döttrar. På sin fritid tycker han om skogspromenader sommartid och längdskidåkning vintertid.

#### Bedingung 4

*Kandidat A. (m)* är född 17 april, 1958 i Göteborg. Mellan 1978 och 1984 studerade han juridik vid Göteborgs Universitet, för att ta en andra examen i Statsvetenskap vid Stockholms Universitet 1985. Under sin studietid engagerade han sig dessutom tidigt i moderata ungdomsförbundet. A arbetade därefter som advokat, men kom att inta fler och fler politiska poster inom moderaterna. 1988 blev han slutligen en av de ledande i partiet och kom att arbeta professionellt som politiker. Han är gift och har tre barn. På fritiden tycker han om att läsa och spela schack.

*Kandidat B. (m)* föddes 6 september, 1954 i Linköping. 1972 började han studera maskinteknik vid Kungliga Tekniska Högskolan i Stockholm och tog examen 1978. Efter att ha gått med i Moderaterna 1977 började han engagera sig kommunalpolitiskt. B kom att bli känd inom partiet för sina gedigna kunskaper inom olika politiska frågor. I interna maktkamper har han visat sig vara skicklig på att kringgå kritik från motståndare. Analytiker har på samma gång pekat ut honom som "makthungrig" och kritiker anser att hans teknokratiska karaktär påverkar honom negativt.

*Kandidat C. (s)* föddes 8 januari, 1956 i Sundsvall. Mellan 1976 och 1983 studerade han ekonomi i Sundsvall och Uppsala. Under sina studier var han aktiv i SSU, och gick med i S 1984. Fram till 1988 arbetade C som ekonom, samtidigt som han arbetade politiskt. Efter att ha blivit invald i riksdagen började han dock arbeta heltid som politiker. C är gift sedan 1987 och har två döttrar. På sin fritid tycker han om skogspromenader sommartid och längdskidåkning vintertid.

*Kandidat D. (s)* föddes i Malmö 23 augusti, 1949. Efter att ha arbetat som förman på industri en längre tid tog han i medelåldern examen i företagsekonomi

vid Malmö högskola. I tjugooårsåldern gick han med i Socialdemokraterna och var under en lång tid verksam på olika poster i sitt valdistrikt. D blev snart ett framtidshopp inom partiet och han är omtalad som "ärlig och jordnära". I riksdagen har han profilerat sig som en skarp debattör. Även i offentligheten har han öppnat portar, då han genom sin övertygelse har lyckats få allmänheten med sig. I valkampanjer har han genom sitt behagliga sätt kunnat fungera som motor för partiet.

## Variation des politischen Systems bei hypothetischer Wahlentscheidung

Bedingung a: Präsidentiell System  
(Beispiel)

Föreställ dig nu följande situation. Det är val i Sverige och du har möjlighet att rösta direkt på vem som skall bli statsminister. Föreställ dig också att denna statsminister har mer makt än vad statsministern egentligen har idag. I detta val kan du rösta på Kandidat A och Kandidat C. Vem skulle du välja att lägga din röst på?

- Kandidat A (m)
- Kandidat C (s)
- Ingen av dem

Bedingung b : parlamentarisches System  
(Beispiel)

Föreställ dig att det är riksdagsval i Sverige. I detta val är kandidat A moderaternas partiledare och kandidat C är socialdemokraternas. Om högerblocket vinner blir A statsminister, och om vänsterblocket vinner blir kandidat C statsminister. Vilket parti skulle du då rösta på ?

- Socialdemokraterna (med kandidat C)
- Mderaterna (med kandidat A)
- Folkpartiet
- Centern
- Vänsterpartiet
- Miljöpartiet
- Kristdemokraterna
- Övriga
- Inget

## Experiment 4, USA

### Variation der Kandidatenbeschreibung

#### Vorspann

As a voter, you are often confronted with the problem of making up your mind about political candidates you don't have much information about. In the following, we present you four candidates with different information. Please read the text carefully. Afterwards we will ask you about your opinions about the candidates.

#### Bedingung 1

*Candidate A.* (Republican) was born in Philadelphia, Pennsylvania in 1953. He attended Boston University, where he received a Bachelor's degree in economics. A. made his mark in politics with the issue of lean government. He argued for less public spending and a reduction of government programs. To create economic growth, he argued for reducing bureaucratic regulation. He always stressed family values and strictly opposed abortion. Concerning national security he repeatedly advocated a more comprehensive border control.

*Candidate B.* (Republican) was born in Portland, Oregon in 1957. After graduating from Stanford University he received a Master's degree in engineering from the University of California, Berkeley. After working as an engineer for ten years, he started his political career on a municipal level. Later he was elected to the Oregon State Assembly. Eight years later, he was elected to Congress. B. is married and has three children. His hobbies are trekking and reading.

*Candidate C.* (Democrat) was born in 1961 and grew up in Tampa, Florida. He earned a Bachelor's degree in business from the University of North Carolina at Chapel Hill. C. is said to be a man of conciliation, being capable to work on both sides of the aisle. He argued for removing growth barriers for the economy, at the same time keeping in mind workers interests. He took moderate positions on issues like abortion and gun control. Concerning national security, he stressed the necessity to find a balance between protecting national security and safeguarding civil liberties.

*Candidate D.* (Democrat) was born in Detroit, Michigan in 1955. After graduating from the University of Michigan, he received a Master's degree in Public Policy from Columbia University. He worked for a consulting company for several years and then started his political career in the New York State administration. Ten

years later, he ran for office and was elected to Congress. D. is married and has one daughter. His leisure activities are playing chess and fishing.

### Bedingung 2

*Candidate A.* (Republican) was born in Philadelphia, Pennsylvania in 1953. He attended Boston University, where he received a Bachelor's degree in economics. After working as a consultant for ten years, he started his political career on a municipal level. Later he was elected to the Pennsylvania State Senate. Eight years later, he was elected to Congress. B. is married and has three children. His hobbies are trekking and reading.

*Candidate B.* (Republican) was born in Portland, Oregon in 1957. After graduating from Stanford University he received a Master's degree in engineering from the University of California, Berkeley. B. is said to be a man of conciliation, being capable to work on both sides of the aisle. He argued for removing growth barriers for the economy, at the same time keeping in mind workers interests. He also took moderate positions on issues like abortion and gun control. Concerning national security, he stressed the necessity to find a balance between protecting national security and safeguarding civil liberties.

*Candidate C.* (Democrat) was born in 1961 and grew up in Tampa, Florida. He earned a Bachelor's degree in business from the University of North Carolina at Chapel Hill. He worked for a consulting company for several years and then started his political career in the New York State administration. Ten years later, he ran for office and was elected to Congress. C. is married and has one daughter. His leisure activities are playing chess and fishing.

*Candidate D.* (Democrat) was born in Detroit, Michigan in 1955. After graduating from the University of Michigan, he received a Master's degree in Public Policy from Columbia University. D. called for a strong regulation of Wall Street and more help for working class families. He argued for strengthening social security and repeatedly demanded a rise of minimum wages. On the issue of abortion he stressed women's right to choose. He opposed the strengthening of homeland security arguing that the measures taken were violating civil liberties and individual freedom.

### Bedingung 3

*Candidate A.* (Republican) was born in Philadelphia, Pennsylvania in 1953. He attended Boston University, where he received a Bachelor's degree in economics. A. soon carried the hopes of his party. He was repeatedly described as being "hon-

est and down-to-earth". Moreover, he proofed to be a gifted speaker in debates. In public speeches he was said to be very convincing. Supporters have called these speeches "very inspiring". When running for Congress, he was able to attract a lot of public attention.

*Candidate B.* (Republican) was born in Portland, Oregon in 1957. After graduating from Stanford University he received a Master's degree in engineering from the University of California, Berkeley. After working as an engineer for ten years, he started his political career on a municipal level. Later he was elected to the Oregon State Assembly. Eight years later, he was elected to Congress. B. is married and has three children. His hobbies are trekking and reading.

*Candidate C.* (Democrat) was born in 1961 and grew up in Tampa, Florida. He earned a Bachelor's degree in business from the University of North Carolina at Chapel Hill. He quickly worked his way up within his party. He distinguished himself as an expert with detailed knowledge about different political issues. In his district he proofed to be a good strategist, when he gained the support of the local party organization to run for Congress. At that time, critics sometimes described him as being "too greedy for power".

*Candidate D.* (Democrat) was born in Detroit, Michigan in 1955. After graduating from the University of Michigan, he received a Master's degree in Public Policy from Columbia University. He worked for a consulting company for several years and then started his political career in the New York State administration. Ten years later, he ran for office and was elected to Congress. D. is married and has one daughter. His leisure activities are playing chess and fishing.

#### Bedingung 4

*Candidate A.* (Republican) was born in Philadelphia, Pennsylvania in 1953. He attended Boston University, where he received a Bachelor's degree in economics. After working as a consultant for ten years, he started his political career on a municipal level. Later he was elected to the Pennsylvania State Senate. Eight years later, he was elected to Congress. B. is married and has three children. His hobbies are trekking and reading.

*Candidate B.* (Republican) was born in Portland, Oregon in 1957. After graduating from Stanford University he received a Master's degree in engineering from the University of California, Berkeley. B. soon carried the hopes of his party. He was repeatedly described as being "honest and down-to-earth". Moreover, he proofed to be a gifted speaker in debates. In public speeches he was said to be very con-

vincing. Supporters have called these speeches "very inspiring". When running for Congress, he was able to attract a lot of public attention.

*Candidate C.* (Democrat) was born in 1961 and grew up in Tampa, Florida. He earned a Bachelor's degree in business from the University of North Carolina at Chapel Hill. He worked for a consulting company for several years and then started his political career in the New York State administration. Ten years later, he ran for office and was elected to Congress. C. is married and has one daughter. His leisure activities are playing chess and fishing.

*Candidate D.* (Democrat) was born in Detroit, Michigan in 1955. After graduating from the University of Michigan, he received a Master's degree in Public Policy from Columbia University. D. quickly worked his way up within his party. He distinguished himself as an expert with detailed knowledge about different political issues. In his district he proved to be a good strategist when he gained the support of the local party organization to run for Congress. At that time, critics sometimes described him as being "too greedy for power".

## Variation des politischen Systems

### Bedingung a: präsidentielles System

Please imagine the following situation. There are presidential elections and the described candidate A. is the Republican candidate and the described candidate C. is the Democratic candidate. Who would you vote for?

- Candidate A. (Republican)
- Candidate C. (Democrat)
- Other candidate

### Bedingung b: parlamentarisches System

Please imagine the following situation. In the US there would be a political system like in Britain with a prime minister who is elected by the majority of the House of Representatives. People would not vote directly for a candidate but for a political party. Now imagine there are elections for the House of Representatives and the described candidate A. is leader of the Republican Party and the described candidate C. is leader of the Democratic Party. Who would you vote for?

- Republican Party (Candidate A. is leader of the party)
- Democratic Party (Candidate C. is leader of the party)
- Other Party



## Ankündigungen

---

### Ausschreibung

## ALLBUS-Nachwuchspreis 2013

### *ALLBUS- Nachwuchspreis 2013*

Die seit 1980 alle zwei Jahre durchgeführte Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften - ALLBUS - ist ein zentraler Bestandteil der sozialwissenschaftlichen Infrastruktur in Deutschland. Die Bereitstellung einer qualitativ hochwertigen Datenbasis für Sekundäranalysen ist gerade für Nachwuchswissenschaftler wichtig, die nicht auf eigene Erhebungen zurückgreifen können.

Der ALLBUS-Nachwuchspreis unterstreicht die besondere Bedeutung des ALLBUS für die Ausbildung des wissenschaftlichen Nachwuchses. Er wird alle zwei Jahre verliehen, im Wechsel mit dem allen Wissenschaftlern offenstehenden ALLBUS-Preis.

Mit dem ALLBUS-Nachwuchspreis sollen herausragende Qualifikationsarbeiten prämiert werden, in denen ALLBUS-Daten eine zentrale Rolle spielen. Über die Verleihung des Preises, der mit 1.000 € dotiert ist, entscheidet eine Jury, die aus den Mitgliedern des wissenschaftlichen Beirats des ALLBUS besteht. Die Originalität und Bedeutung der in der Arbeit behandelten Fragestellung sowie das Niveau der statistischen Analyse sind maßgebliche Kriterien der Bewertung.

Eingereicht werden können alle Studienabschlussarbeiten (Diplomarbeit, Magisterarbeit, B.A.-Abschlussarbeit oder M.A.-Abschlussarbeit) in deutscher oder englischer Sprache, die 2010 oder später fertiggestellt wurden. Absolventen können sich selbst bewerben oder von Hochschullehrern vorgeschlagen werden.

#### **Einzureichen sind:**

- die Qualifikationsarbeit, in Papierform sowie als pdf-Datei
- eine maximal zweiseitige Kurzfassung der Arbeit
- ein Lebenslauf der Autorin/des Autors
- eine Bestätigung des betreuenden Hochschullehrers/der betreuenden Hochschullehrerin oder der Hochschule, dass es sich bei der eingereichten Arbeit um eine Abschlussarbeit eines akademischen Studiums handelt, die nach dem 31.12.2009 eingereicht wurde. Diese Bestätigung soll auch Angaben zu den für entsprechende

Abschlussarbeiten geltenden Vorgaben enthalten, insbesondere solchen zu Umfang und Bearbeitungsdauer.

Einsendungen bitte bis spätestens zum **31. März 2013** an:

GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften  
ALLBUS-Nachwuchspreis  
Postfach 12 21 55  
68072 Mannheim

## 3<sup>rd</sup> European User Conference for EU-LFS and EU-SILC

Organized by  
German Microdata Lab, GESIS  
in cooperation with Eurostat  
with financial support of Data  
without Boundaries

*March 21-22, 2013  
Mannheim, Germany*

### *European User Conference EU-LFS and EU-SILC*

The 3<sup>rd</sup> European User Conference for EU-LFS and EU-SILC provides an international forum for the exchange of research based on EU-LFS or EU-SILC data. An important aim of the conference is to bring together people not only to encourage the discussion within the research community on both substantive and methodological issues, but also to offer researchers the opportunity to give feedback to Eurostat. The conference offers the unique possibility to discuss needs and wants of the research community with Eurostat. Researchers of all disciplines who are interested either in EU-LFS, EU-SILC or other European microdata are encouraged to participate.

Conference sessions will focus on effects of social policies, poverty and deprivation, quality of life, labour market issues, gender and work as well as on methodological topics. In the closing session more European microdata release for research purpose will be presented.

For any further questions please contact the local organizers of the conference:  
Christof Wolf (Christof.Wolf@gesis.org) and Heike Wirth (Heike.Wirth@gesis.org).

Application for participation can be made via:  
<http://www.gesis.org/en/events/conferences/european-user-conference-3/application-for-participation/>

The conference is financially supported by the European Commission under the FP7 project Data without Boundaries there will be no conference fee. However available places are limited therefore please wait for confirmation of your participation.

### 3<sup>rd</sup> European User Conference for EU-LFS and EU-SILC – Program

Thursday, March 21, 2013

9.30	Registration		
10.30-11.00	Opening session – Room: Salon Kiel		
11.00-12.00	Plenary Session		
12.00-13.30	Lunch		
13.30-15.15	<b>Session A: Effects of Social Policies</b>	<b>Session B: Poverty and Deprivation</b>	<b>Session C: Standard-and Non-Standard Employment</b>
	Ronald Bachmann & Boris Beimmann Unemployment Insurance and Material Well-Being in Europe	Stefan Angel & Benjam Bittschi Housing deprivation and health: A European comparison	Stefan Stuth & Janine Bernhardt Non-Standard Employment in Europe. Are there Unequal Integration Effects?
	Lorenzo Corsini A comparative analysis on the relationship between benefits generosity, search requirements and unemployment duration	Marianna Filandri & Emanuela Struffolino Individual and familiar in-work poverty in comparative perspective	Francois Ghesquiere & Jacques Wels Atypical employment and incomes in Europe: macro- and microanalysis
	Melike Wulfgramm & Lukas Fervers Labour market policy and post-unemployment employment stability in Europe – A multilevel-survival analysis	Maria Iacovou The relationship between household structure, poverty and deprivation	Yvonne Markaki Employment outcomes of immigrants across EU countries
15.15-15.45	Coffee		

15.45-17.30	Session D:Quality of Live	Session E: At Risk of Poverty	Session F Aspects of the Labour Market
Heinz-Herbert Noll & Stefan Weick Housing Quality in Europe – A Comparative Analysis Based on EU-SILC Data	Marisa Hidalgo-Hidalgo & Iñigo Iturbe-Ormaetxe Public spending in education and long-run effects of poverty	Carlos Gradin, Olga Cantó & Coral del Río Unemployment and spell duration during the Great Recession in the EU	John Moffat & Duncan Roth The cohort size-earnings relationship in Europe
Carol Jagger, Tony Fouweather, Wilma Nusselder & Jean-Marie Robine Trends in activity limitation and Healthy Life Years between 2005 and 2009: the effect of harmonisation of measures	Sarka Sustova, Martin Zeleny & Eliska Zykmundova At work..., and poor? A comparison of the Czech and Slovak low wage populations in the EU-SILC Survey.	Miroslav Beblavy, Anna-Elisabeth Thum & Galina Potjagailo Where and when does adult learning happen? A cohort analysis of adult education acquisition in Europe	
Carole Bonnet, Olivier Bontout & Anne-Juliette Lecourt-Giraud A decomposition of differences in the living standards of active population and retirees in Europe	Lucia Coppola & Davide Di Laurea At persistent risk of poverty in Italy and United Kingdom		
19.00	Dinner		

Friday, March 22, 2013

	Session G: Youth Employment	Session H: Gender and Work	Session I: Methodological Issues
9.00–11.00	<p><b>Hans Dietrich</b> Delivers the great recession the whole story? Structural shifts in youth unemployment pattern in the 2000s from a European perspective</p> <p><b>Liisa Larja &amp; Anna Pärnänen</b> Who are the unemployed youth and how many are they?</p> <p><b>Ilias Livanos</b> Youth employment crisis in Europe: An investigation of factors leading to involuntary non-standard employment</p> <p><b>Massimiliano Mascherini &amp; Alessandra Mattei</b> The economic cost of young people not in employment, education or training</p>	<p><b>Julia Bredtmann, Sebastian Otten &amp; Christian Rulff</b> The added worker effect across Europe</p> <p><b>Anne Eydoux</b> Crises and gendered trends in work, unemployment and social policies</p> <p><b>Lena Hipp &amp; Kathrin Leuze</b> It's not just who you marry but also where you live! Determinants of working time differences within couples in Europe</p> <p><b>Melinda Mills &amp; Patrick Präg</b> Gender differences in the school-to-work transition in 29 European countries</p>	<p><b>Tim Goedemé, Karel van den Bosch &amp; Aaron van den Heede</b> What difference does a survey make? Comparing incomes of the 65+ in Europe between EU-SILC and SHARE</p> <p><b>Vladislav Flek &amp; Martina Mysikova</b> The use of EU-SILC for labor flows analysis: Methodology and some first results</p> <p><b>Eva Miitaru, Silvia Avram, Silvia Cojanu &amp; Cristina Stroe</b> Tackling child poverty in Romania by learning from other country's experiences - Comparative microsimulation analysis</p> <p><b>Paula C.R. Vicente &amp; Maria Fátima Salgueiro</b> Longitudinal modeling of a material deprivation score with missing data</p>
11.00–11.30	Coffee		

---

11.30-13.00 **Closing Session – More European Microdata available for Research Purposes**

**Gijs van Houten**

European Quality of Life Survey (EQLS), European Working Conditions Survey (EWCS),  
European Company Survey (ECS) – Surveys of Eurofound

**Eurostat**

Adult Education Survey (AES), Structure of Earnings Survey (SES), Community Innovation  
Statistics (CIS) – More microdata by Eurostat for scientific purposes

---



## Autorinnen und Autoren Jahrgang 6 (2012)

- Patrick Bernhagen, Friedrichshafen
- Ina Elisabeth Bieber, Frankfurt/M.
- Evelyn Bytzek, Frankfurt/M.
- Johannes N. Blumenberg, Mainz
- Thorsten Faas, Mainz
- Sascha Huber, Mannheim
- Oliver Lipps, Lausanne
- Kamil Marcinkiewicz, Hamburg
- Thomas Plischke, Mannheim
- Richard Rose, Glasgow
- Denise Saßenroth, Berlin
- Markus Tepe, Oldenburg

## Rezensentinnen und Rezensenten Jahrgang 6 (2012)

- Bernhard Schimpl-Neimanns, Mannheim
- Oliver Lipps, Lausanne
- Karl H. Müller, Wien

## Gutachterinnen und Gutachter Jahrgang 6 (2012)

Wir danken folgenden Kolleginnen und Kollegen, die für den Jahrgang 6 (2012) der Methoden – Daten – Analysen Manuskripte begutachtet haben:

- Wolfgang Bandilla, Mannheim
- Michael Bergmann, Mannheim
- Claudia Diehl, Göttingen
- Frank Faulbaum, Duisburg
- Alexander Glantz, Mannheim
- Thomas Gschwend, Mannheim
- Sabine Häder, Mannheim
- Hannah Hoffmann, Düsseldorf
- Achim Koch, Mannheim
- Georg Lutz, Lausanne
- Jürgen Maier, Landau
- Britta Matthes, Nürnberg
- Dieter Ohr, Berlin
- Alexander Robitzsch, Salzburg
- Joss Rossmann, Mannheim
- Kurt Salentin, Bielefeld
- Hermann Schmidt, Manchester
- Harald Schön, Bamberg
- Jette Schröder, Mannheim
- Bernhard Weßels, Berlin
- Thomas Zittel, Frankfurt/M.



## Hinweise für unsere Autorinnen und Autoren

Methoden – Daten – Analysen (MDA) veröffentlicht Beiträge aus dem Bereich der Empirischen Sozialforschung, insbesondere aus dem Bereich der Umfragemethodik. Im Vordergrund stehen Artikel, welche die methodischen und/oder statistischen Kenntnisse der Profession erweitern, sowie Beiträge, die sich mit der Anwendung der Methoden der Empirischen Sozialforschung in der Forschungspraxis beschäftigen, oder solche, in denen ein statistisches Verfahren exemplarisch angewandt wird. Obwohl der Schwerpunkt auf Umfragemethoden liegt, sind Beiträge zu anderen methodischen Bereichen willkommen. Die Artikel sollen für eine breite Leserschaft von Wissenschaftlern und Praktikern im Bereich der Empirischen Sozialforschung verständlich sein.

Manuskripte, die bereits an anderer Stelle veröffentlicht sind oder gleichzeitig anderen Publikationsorganen zur Veröffentlichung angeboten worden sind, werden grundsätzlich nicht berücksichtigt. Eine spätere Veröffentlichung eines in der MDA erschienenen Beitrages ist möglich, sofern an exponierter Stelle auf die Ersterscheinung des Beitrages in der MDA hingewiesen wird.

Jeder Beitrag, der zur Veröffentlichung in MDA eingereicht wird, wird zunächst von den Herausgebern danach bewertet, ob er für eine Veröffentlichung grundsätzlich in Frage kommt.

Falls die Herausgeber einer Veröffentlichung grundsätzlich ablehnend gegenüber stehen, werden die Autoren unter Angabe von Gründen für diese Entscheidung informiert.

Falls die Herausgeber zur Ansicht gelangen, dass der Beitrag grundsätzlich zur Veröffentlichung in Frage kommt, wird er anonymisiert an mindestens zwei unabhängige Gutachter verschickt, die um eine Stellungnahme gebeten werden. Im Zweifelsfalle wird ein drittes Gutachten eingeholt.

Wird ein Beitrag nach Beschluss der Herausgeber in das Begutachtungsverfahren gegeben, erfolgt die abschließende Entscheidung über ein Manuskript auf der Basis der Gutachten durch die Herausgeber. Im Falle einer Ablehnung erhalten die Autoren eine ausführliche Begründung für die Ablehnung. Wird eine Überarbeitung eines Beitrages für erforderlich gehalten, erhalten die Autoren detaillierte Überarbeitungshinweise.

Unabhängig vom Ergebnis des Begutachtungsverfahrens werden die Autoren von der Entscheidung durch die Redaktion per E-Mail informiert.

Die folgenden Regeln sind bei der Abfassung von Manuskripten zu beachten:

Manuskripte müssen per E-Mail ([mda@gesis.org](mailto:mda@gesis.org)) eingereicht werden. Der Umfang der Manuskripte soll inklusive Leerzeichen alles in allem nicht mehr als 70.000 Zeichen betragen.

Den Beiträgen sind Abstracts in Deutsch und Englisch (jeweils ca. 15 Zeilen) voranzustellen. Auch der Titel des Beitrages ist in Deutsch und Englisch einzureichen.

Um die Anonymität der Beiträge zu wahren, darf in einem Manuskript nur der Titel des Beitrages enthalten sein, nicht aber Namen oder Anschriften der Autoren; Name und Anschrift der Autoren müssen, gemeinsam mit dem Titel des Beitrages, auf einer separaten Seite eingereicht werden.

Beiträge sind mit dem Dezimalklassifikationssystem zu untergliedern (1 - 2 - 2.1 - 2.2 - 3 usw.). Die Gliederungstiefe geht dabei höchstens auf *eine* Stelle nach dem Punkt.

Tabellen enthalten Tabellenummer und Titel im Tabellenkopf, Abbildungen werden analog behandelt.

Grafiken sind mittels gängiger Grafiksoftware zu erstellen. Ist eine spezielle Grafiksoftware erforderlich, übernimmt der Autor/die Autorin die endgültige Formatierung der Grafiken in eigener Regie.

Bei der Erstellung von Tabellen und Grafiken ist zu berücksichtigen, dass der Satzspiegel 11,5 cm (Breite) x 18,5 cm (Höhe) beträgt. Die Grafiken sind als jpg- oder tif-Dateien in *Graustufen (CMYK)* mit einer Auflösung von mindestens 300 dpi zu liefern.

Die Beiträge sind unter Wahrung der gültigen Rechtschreiberegungen (neue Rechtschreibung) zu erstellen.

Werden in einem Beitrag empirische Daten verwandt, muss die Möglichkeit der Replikation bestehen. Im Falle einer Veröffentlichung in der MDA erklären sich die Autoren daher schriftlich bereit, Dritten auf deren Anfrage hin die Daten und Programmroutinen zur Verfügung zu stellen.

Anmerkungen und Fußnoten sind mit der Fußnotenfunktion des Schreibprogrammes (im Normalfalle Word) zu erstellen; bitte nicht gesondert formatieren. Fußnoten sind nur für inhaltliche Kommentare vorzusehen, nicht für bibliographische Hinweise.

Literaturhinweise im Text sind nach den folgenden Mustern aufzuführen: Müller (2002) – Schulze und Mayer (2003) – Müller, Mayer und Schulze (2004) – Müller et al. (2005) – Müller (2006: 75) – (vgl. Müller 2007: 75) – (Müller 2008; Mayer/Müller/Schulze 2009).

Das Literaturverzeichnis ist wie folgt zu gestalten:

#### **Buchveröffentlichungen:**

Strobl, R. und W. Kühnel, 2000: Dazugehörig und ausgegrenzt. Analysen zu Integrationschancen junger Aussiedler. Weinheim/München: Juventa.

#### **Zeitschriftenbeiträge:**

Becker, R., R. Imhof und G. Mehlkop, 2007: Die Wirkung monetärer Anreize auf den Rücklauf bei einer postalischen Befragung und die Antworten auf Fragen zur Delinquenz. Empirische Befunde eines Methodenexperiments. *Methoden – Daten – Analysen. Zeitschrift für Empirische Sozialforschung* 1 (2): 131-159.

#### **Beiträge in Büchern:**

Braun, M. und I. Borg, 2004: Berufswerte im zeitlichen und im Ost-West-Vergleich. S. 179-199 in: R. Schmitt-Beck, M. Wasmer und A. Koch (Hg.): Sozialer und politischer Wandel in Deutschland. Analysen mit ALLBUS-Daten aus zwei Jahrzehnten. Wiesbaden: VS-Verlag für Sozialwissenschaften.

#### **Internetquellen:**

Stadtmüller, S. und R. Porst, 2005: Zum Einsatz von Incentives bei postalischen Befragungen. *GESIS How-to-Reihe*, Nr. 14. Mannheim: GESIS. [http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/gesis\\_reihen/howto/how-to14rp.pdf](http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/gesis_reihen/howto/how-to14rp.pdf) (1.12.2008).

Esser, H. 1986: Über die Teilnahme an Befragungen. *ZUMA-Nachrichten* 18: 38-47. PID: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:0168-ssoar-210300>.

#### **Datenfile:**

Forschungsgruppe Wahlen, Mannheim: Zur politischen Lage in Niedersachsen im Januar 2008. *GESIS Köln, Deutschland ZA Studie* Nr. 4863; doi: 10.4232/1.4863.