



Wer wählt strategisch und warum?
Eine Analyse strategischen Wahlverhaltens
bei der Bundestagswahl 2013

Inaugural-Dissertation

zur Erlangung des Doktorgrades
der Mathematisch-Naturwissenschaftlichen Fakultät
der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

vorgelegt von
Jana Sommer
aus Münster

Düsseldorf, Dezember 2015

aus dem Institut für Experimentelle Psychologie
der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

Gedruckt mit der Genehmigung der
Mathematisch-Naturwissenschaftlichen Fakultät der
Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

Referent: Prof. Dr. Jochen Musch
Korreferent: Prof. Dr. Christian Bellebaum

Tag der mündlichen Prüfung: 26.01.2016

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	4
Abstract.....	6
1 Einleitung	8
2 Strategisches Wahlverhalten	10
3 Taxonomie des Wahlverhaltens.....	13
3.1 Strategische Stimmen	13
3.1.1 Wasted-Vote-Stimmen.....	13
3.1.2 Kanzlerstimmen	14
3.1.3 Leihstimmen	16
3.1.4 Stimmen für eine Große Koalition.....	17
3.2 Nicht-strategische Stimmen	18
3.2.1 Ehrliche Stimmen.....	18
3.2.2 Verwechelte Stimmen.....	19
3.2.3 Residualstimmen.....	20
4 Zusammenfassung der Einzelarbeiten.....	21
4.1 Studie 1: Überprüfung der Taxonomie des Wahlverhaltens	21
4.2 Studie 2: Determinanten strategischen Wahlverhaltens.....	28
4.3 Studie 3: Einfluss des bei der Befragung verwendeten Endgeräts auf die Datenqualität.....	37
5 Diskussion und Ausblick.....	43
Literaturverzeichnis	48
Anhang: Einzelarbeiten	56

Zusammenfassung

Das deutsche Wahlrecht unterscheidet bei Bundestagswahlen zwischen der Erststimme, die für den Direktkandidaten im jeweiligen Wahlkreis abgegeben wird, und der Zweitstimme, die über die Sitzverteilung im Bundestag entscheidet. Diese im internationalen Vergleich ungewöhnliche Besonderheit ermöglicht verschiedene Formen einer strategischen Stimmabgabe. Unter Berücksichtigung des antizipierten Wahlausgangs kann ein Wähler von seiner eigentlichen Parteipräferenz abweichen und durch eine strategische Wahl versuchen, seinen erwarteten Nutzen zu steigern. Bisherige Studien unterschieden häufig nicht zwischen *split votes*, *insincere votes* und *strategic votes*, sondern verwendeten diese Begriffe synonym für strategisches Wahlverhalten. Die vorliegende Arbeit beruht auf einer erweiterten Datenbasis und berücksichtigt bei der Identifikation strategischer Stimmen die Erwartungen der Wähler bezüglich des Wahlausgangs. Frühere Untersuchungen zur Analyse von *split votes* und *insincere votes* beachteten solche Erwartungen nicht und konnten deshalb nicht erkennen, ob einer als strategisch interpretierten Wahl tatsächlich ein strategisches Wahlmotiv zugrunde lag.

In der vorliegenden Dissertation wird eine neue Taxonomie des Wahlverhaltens entwickelt, die neben der Wahlabsicht und Partei- und Koalitionspräferenzen auch das Verständnis des Wahlsystems sowie die Erwartungen der Wähler über den Wahlausgang berücksichtigt. Die Taxonomie wurde anhand von Daten zur Bundestagswahl 2013 validiert. Für ein Viertel der Befragten konnte eine strategische Wahlabsicht identifiziert werden. Befragte beabsichtigten, entweder eine strategische Erst- oder Zweitstimme im Sinne der *Wasted-Vote-Strategie*, eine strategische Kanzlerstimme, eine strategische Leihstimme oder eine strategische Stimme für eine Große Koalition abzugeben. Erstmals gelang hier der Nachweis einer strategischen Wahlabsicht, die zum Ziel hatte eine Koalition zwischen zwei großen Parteien zu unterstützen. Durch die verbesserte Methodik konnte zwischen strategischem und nicht-strategischem Wahlverhalten unterschieden werden und es zeigte sich, dass nicht allen Stimmen, die von der Parteipräferenz abwichen, ein strategisches

Wahlmotiv zugrunde lag. Ein substantieller Anteil nur vermeintlich strategischer Stimmen konnte durch ein mangelndes Verständnis des Wahlsystems und eine Verwechslung von Erst- und Zweitstimme erklärt werden.

Vorhersagen ließ sich strategisches Wahlverhalten durch personale und situative, jedoch nicht durch soziodemographische Variablen. Der typische strategische Wähler zeichnete sich durch ein großes Politikwissen und eine ausreichende Kenntnis des Wahlsystems aus, hatte eine schwache Parteibindung, favorisierte eine der kleinen Parteien und glaubte nicht daran, dass seine favorisierte Partei in den Bundestag einziehen würde.

In einer Zusatzuntersuchung konnte gezeigt werden, dass die Qualität der online erhobenen Daten nicht vom verwendeten Endgerät der Teilnehmer abhing. Die Daten mobiler Teilnehmer (Tablet, Smartphone) waren ebenso reliabel und valide wie die Daten von Teilnehmern, die über einen Desktop-Computer teilnahmen.

Abstract

In the German mixed-member proportional system, each voter may cast two votes. The constituency vote (*Erststimme*) is cast for a constituency candidate; the party list vote (*Zweitstimme*) is cast for a party and determines the distribution of seats in parliament. This peculiarity of the German voting system allows for different forms of strategic voting. Depending on the expected electoral outcome, voters may opt to vote strategically whenever they expect that a strategic vote will improve their expected utility over a sincere vote. Previous studies used the terms *split voting*, *insincere voting*, and *strategic voting* interchangeably for strategic voting behavior. They should, however, be distinguished to avoid blurring the definition. The present thesis used a larger database and considered voters' expectations about the electoral outcome for the identification of true strategic votes. Prior work that investigated split and insincere votes did not consider voters' expectations, and could therefore not reliably determine whether a vote was cast strategically.

A new taxonomy of voting behavior is developed that is based not only on information about intended voting decisions and party and coalition preferences, but also on voters' knowledge of electoral rules, and expectations of the electoral outcome. The taxonomy was validated using survey data from the 2013 federal election in Germany. One-fourth of the respondents adhered to a strategic voting motive. They either followed the wasted vote strategy in the constituency vote, the wasted vote strategy in the party list vote, the chancellor voting strategy, the lend vote strategy, or the grand coalition voting strategy. Strategic votes that were cast in an attempt to foster a coalition between two major parties were considered as a separate voting motive for the first time. Due to the improved taxonomy, strategic voting could be distinguished better from nonstrategic voting behavior. It was shown that votes deviating from a voter's party preference were not necessarily cast for a strategic reason. Rather, a considerable number of respondents did not fully understand the implications of the electoral rules and mixed up the meanings of the constituency and party list vote.

Personal and situational but not socio-demographic variables were found to influence the propensity to vote strategically. The typical strategic voter had great political knowledge, was well informed about the voting system, had a relatively weak party preference, favored one of the minor parties, and did not believe that his or her favorite party would gain representation in parliament.

An additional study scrutinized the quality of the data collected online, and found that it was not influenced by the device used to complete the web survey. Data provided by respondents using mobile devices (smartphone or tablet) were as consistent, reliable, and valid as data provided by respondents using desktop computers.

1 Einleitung

Das Wahlrecht ist schon seit der Verfassung der *Allgemeinen Erklärung der Menschenrechte* im Jahr 1948 der wohl wichtigste Bestandteil der modernen Demokratie. Artikel 21 der Erklärung verweist auf das Recht jeden Bürgers, an der Gestaltung der öffentlichen Angelegenheiten seines Landes unmittelbar oder durch frei gewählte Vertreter mitzuwirken. Dieses Recht ist dabei nicht auf ein bestimmtes politisches System festgelegt, und so haben sich in den letzten Jahrzehnten verschiedene demokratisch geführte Wahlsysteme herausgebildet. Sie unterscheiden sich zumeist darin, wie aus den bei einer Wahl abgegebenen Stimmen eine Regierung gebildet wird (Bawn, 1999).

In Deutschland wird der Bundestag seit dem Jahr 1953 durch das Prinzip der personalisierten Verhältniswahl gewählt. Dieses kombiniert zwei Wahlsysteme miteinander, die Mehrheitswahl und die Verhältniswahl, was sich in der Abgabe von zwei Stimmen widerspiegelt. Mit der Erststimme wird der Wahlkreiskandidat einer Partei gewählt. Mit der Zweitstimme wird für eine Partei gestimmt und so über den prozentualen Sitzanteil der Parteien im deutschen Bundestag entschieden. Die Hälfte der aktuell gesetzlich festgelegten 598 Sitze wird direkt an die jeweiligen Wahlkreissieger vergeben, die andere Hälfte wird unter den Kandidaten auf den Landeslisten der Parteien verteilt. Aufgrund der Sperrklausel im deutschen Wahlrecht muss eine Partei mindestens 5% der Zweitstimmen aller Wähler auf sich vereinen oder drei Direktmandate über die Wahlkreise gewinnen, um in den Bundestag einzuziehen. Die willkürlich festgelegte Sperrklausel soll eine zu starke Aufsplitterung des Parlaments verhindern und die Bildung von Koalitionen fördern. Seit der Einführung der personalisierten Verhältniswahl mit entsprechender Sperrklausel waren nie mehr als sechs Parteien im deutschen Bundestag vertreten. Die Regierung wurde bisher meist von einer der großen Volksparteien und einem kleinen Koalitionspartner gebildet, üblicherweise war dies in den letzten Jahrzehnten eine Koalition zwischen den konservativen Christdemokraten (CDU/CSU) und den liberalen freien Demokraten (FDP) oder zwischen den Sozialdemokraten (SPD) und der umweltnahen Partei der Grünen. Lediglich in

den Jahren 1966 und 2005 ergab sich eine Regierungskoalition aus den beiden großen Volksparteien CDU/CSU und SPD. Besonders spannend im Vorfeld der Bundestagswahl 2013 gestaltete sich die Frage, ob den zwei noch relativ jungen Parteien, der Alternative für Deutschland (AfD) und der Piratenpartei, der Einzug in den Bundestag gelingen würde. Fraglich war außerdem, ob die FDP nach der Wahl weiterhin im Bundestag vertreten sein würde. Da alle drei Parteien in Vorwahlumfragen schwankende Werte zwischen drei und fünf Prozent erzielten, konnte ihr Einzug in den Bundestag keinesfalls als gesichert gelten. Im Vorfeld der Wahl wurden daher verschiedene mögliche Regierungskoalitionen diskutiert.

2 Strategisches Wahlverhalten

In gemischten Wahlsystemen antizipieren Wähler den Prozess der Regierungsbildung und entwickeln Erwartungen über mögliche regierungsfähige Koalitionen (Gschwend, 2007). Bestimmte Koalitionspräferenzen können dazu führen, dass ein Wähler seine Erst- und Zweitstimme an unterschiedliche Parteien vergibt. Durch das Aufteilen der Erst- und Zweitstimme auf zwei mögliche Koalitionsparteien versuchen Wähler, den Koalitionsprozess, die politische Ausrichtung ihrer favorisierten Partei und so den Wahlausgang zu beeinflussen (Huber, 2009; McCuen & Morton, 2010). Abhängig vom jeweiligen Wahlrecht entstehen unterschiedliche Möglichkeiten einer strategischen Stimmabgabe, die das Wahlergebnis verändern und die Regierungsbildung beeinflussen können (Evrenk & Sher, 2015; Herrmann, 2010; Kim & Kostadinova, 2011). Cox (1997) postulierte, dass eine Stimme immer dann strategisch sei, wenn ein Wähler aufgrund des erwarteten Wahlausgangs von seiner eigentlichen Parteipräferenz abweicht und einem anderen Kandidaten oder einer anderen Partei seine Stimme gibt. Abhängig vom erwarteten Wahlausgang können Wähler durch Anpassung ihrer Wahlentscheidung versuchen, ihren Nutzen zu maximieren (Blais & Nadeau, 1996; Cox, 1997; Meffert, Huber, Gschwend & Pappi, 2004). Eine strategische Wahl sollte also immer dann erfolgen, wenn ein Wähler erwartet, dass diese seinen erwarteten Nutzen gegenüber einer ehrlichen Wahl steigern wird (Gschwend, 2009).

Der Einfluss strategischen Wahlverhaltens wurde bereits für verschiedene Wahlsysteme und Wahlen untersucht, auch für die Bundestagswahl in Deutschland (z. B. Gschwend, 2007; Herrmann, 2015). Durch die Sperrklausel und das Zweistimmensystem bietet das deutsche Wahlrecht verschiedene Möglichkeiten einer strategischen Stimmabgabe. Auch wenn über 80% der Wähler bei Bundestagswahlen mit ihrer Erst- und Zweitstimme für die gleiche Partei stimmen (Pappi & Thurner, 2002), kann strategisches Wählen beispielsweise darüber entscheiden, ob eine kleine Partei in den Bundestag einzieht oder an der Fünf-Prozent-Hürde scheitert.

Die drei Begriffe *split vote*, *insincere vote* und *strategic vote* sind in der Vergangenheit oft synonym für strategisches Wahlverhalten gebraucht worden (Huber, 2009; Jesse, 1988). Dabei ist jedoch wichtig, zwischen den Begriffen zu unterscheiden und strategisches Wählen genau zu definieren. Etwa 20% der Wähler in Deutschland vergeben ihre Erst- und Zweitstimme an unterschiedliche Parteien, sie splitten ihre Stimme (*split vote*; Pappi & Thurner, 2002). Eine gesplittete Stimme kann unabhängig von der Parteipräferenz abgegeben werden, ihr muss nicht notwendigerweise ein strategisches Wahlmotiv zugrunde liegen. Ebenso muss eine nicht gesplittete Stimme nicht zwingend der Parteipräferenz entsprechen. Wenn ein Wähler seine Erst- und/oder Zweitstimme nicht in Übereinstimmung mit seiner Parteipräferenz abgibt, vergibt er eine unaufrichtige Stimme (*insincere vote*). Hier bleibt jedoch unklar, ob einer Stimme, die nicht der Parteipräferenz entspricht, ein strategisches Wahlmotiv zugrunde liegt. Für die Identifikation einer strategischen Stimme sind hingegen die zugrunde liegenden Erwartungen eines Wählers über den Wahlausgang entscheidend (Evrenk & Sher, 2015; Kselman & Niou, 2010). Eine strategische Wahl tritt nur dann auf, wenn sich ein Wähler in Antizipation des Wahlausgangs dazu entscheidet, seine Erst- und/oder Zweitstimme abweichend von seiner Parteipräferenz zu vergeben. Strategisches Wahlverhalten ist also enger definiert als *split voting* und *insincere voting*. Bei der Identifikation einer gesplitteten (*split voting*) oder unaufrichtigen Stimme (*insincere voting*) bleiben die Erwartungen eines Wählers bezüglich des Wahlausgangs unberücksichtigt (Gschwend, 2001). Natürlich kann auch einer gesplitteten oder unaufrichtig abgegebenen Stimme ein strategisches Wahlmotiv zugrunde liegen (Bawn, 1999; Cox & Schoppa, 2002; Karp, Vowles, Banducci & Donovan, 2002), jedoch müssen diese beiden Formen des Stimmverhaltens nicht notwendigerweise strategisch sein.

Offizielle Wahlstatistiken für Deutschland (Gisart, 2013) und bisherige Untersuchungen, die auf Umfragedaten basierten, enthielten häufig keine Informationen über die Parteipräferenz der befragten Wähler (z. B. Bawn, 1999; Fisher, 1973; Jesse, 1988) oder deren Erwartungen über den Wahlausgang (z. B. Fisher, 1973; Gschwend, 2007; Pappi & Thurner, 2002). Sie umfassten somit nicht genügend Informationen, um festzustellen, ob

einer Stimme ein strategisches Wahlmotiv zugrunde lag. Für die deutsche Bundestagswahl 1998 fand Schoen (2000) nur einen unwesentlichen Anteil strategischen Wahlverhaltens. Allerdings beschränkte er sich auf die Analyse von Zweitstimmen und ließ auch die Erwartungen der Wähler über den Wahlausgang unberücksichtigt. Im Vergleich zur Bundestagswahl 2013 bestanden 1998 nur für sehr wenige Parteien überhaupt Chancen in den Bundestag einzuziehen. Bereits wenige strategische Stimmen können jedoch das Wahlergebnis nachhaltig verändern und darüber entscheiden, ob einer Partei der Einzug in den Bundestag gelingt (Evrenk & Sher, 2015; Herrmann, 2015; Kim & Kostadinova, 2011). Einige Parteien setzen sogar bewusst Koalitionssignale ein, um Parteianhänger zu einer strategischen Wahl zu bewegen (Meffert & Gschwend, 2011).

3 Taxonomie des Wahlverhaltens

Da die zugrunde liegenden Motive einer strategischen Wahlentscheidung sich zwischen Wählern unterscheiden können (Behnke & Bader, 2013), sollten strategische Wähler nicht als eine homogene Gruppe betrachtet werden (Gschwend, 2007). Obwohl unterschiedliche Motive für eine strategische Wahl in der Literatur bereits diskutiert wurden (z. B. Cox, 1997; Fisher, 1973; Meffert & Gschwend, 2010), gibt es bislang keine umfassende Taxonomie des Wahlverhaltens. Im Folgenden wird daher auf der Basis von Partei- und Koalitionspräferenzen, der Wahlabsicht, des Verständnisses des Wahlsystems sowie der Erwartung eines Wählers über den Wahlausgang, eine umfassende Taxonomie entwickelt, die es erlaubt, zwischen strategischem und nicht-strategischem Wahlverhalten zu unterscheiden.

3.1 Strategische Stimmen

Zunächst werden unterschiedliche Motive für eine strategische Wahlentscheidung vorgestellt und dabei sowohl die Erststimme als auch die Zweitstimme berücksichtigt.

3.1.1 Wasted-Vote-Stimmen

Ein rationaler Wähler wägt vor seiner Wahlentscheidung ab, welche Chancen seine favorisierte Partei bei der kommenden Wahl haben wird. Wenn der Parlamentseinzug der favorisierten Partei als unsicher gilt, läuft er Gefahr, seine Stimme zu verschenken und hat somit einen Anreiz strategisch abzustimmen. Um besser einschätzen zu können, ob die favorisierte Partei in den Bundestag einziehen wird und um das Risiko einer verschwendeten Stimme möglichst gering zu halten, greifen viele Wähler auf Informationen aus Wahlumfragen zurück (Meffert et al., 2011). So entscheidet sich ein Wähler möglicherweise, seine Stimme lieber an seine zweitliebste Partei zu vergeben, um den Erfolg einer dritten, ungeliebten Partei zu verhindern. Dieses Verhalten beschrieb Downs (1957) als *Wasted-Vote-Strategie*. Auch wenn die Wasted-Vote-Strategie zuerst anhand des

Mehrheitswahlrechts belegt werden konnte (Alvarez & Nagler, 2000; Blais & Nadeau, 1996), stehen Anhänger kleiner Parteien bei Bundestagswahlen vor einem ähnlichen Problem: Wahlkreiskandidaten kleiner Parteien haben kaum Chancen auf den Wahlkreisgewinn, und aufgrund der Sperrklausel drohen kleine Parteien sogar gänzlich am Einzug in den Bundestag zu scheitern. Daher entscheiden sich vor allem Anhänger kleiner Parteien für eine Wasted-Vote-Strategie (Gschwend, 2007; Schoen, 1999a), und vergeben ihre Erst- und/oder Zweitstimme abweichend von ihrer Parteipräferenz. So könnte sich ein Anhänger der Grünen, der befürchtet, dass seine Erststimme für den Wahlkreiskandidaten seiner favorisierten Partei verschwendet ist, entscheiden, seine Stimme lieber dem Kandidaten der SPD zu geben, einer großen Partei, die mit den Grünen im Falle eines Wahlgewinns mit hoher Wahrscheinlichkeit koalieren würde. Der Befund, dass Anhänger kleiner Parteien häufiger ihre Stimme splitten als Anhänger großer Parteien, wurde in früheren Studien bereits als Beleg für die Wasted-Vote-Strategie angeführt (Fisher, 1973; Gschwend, 2007; Pappi & Thurner, 2002). Die Parteipräferenzen der Wähler und deren Erwartungen über den Wahlausgang wurden dabei jedoch nicht berücksichtigt.

Neben der Erststimme, laufen Anhänger kleiner Parteien Gefahr auch ihre Zweitstimme zu verschwenden. Wenn beispielsweise ein Anhänger einer kleinen Partei (z. B. Piratenpartei) nicht davon überzeugt ist, dass seine favorisierte Partei in den Bundestag einziehen wird, vergibt er seine Zweitstimme möglicherweise lieber an eine andere Partei (z. B. Linke), der er bessere Chancen auf den Bundestageinzug einräumt. Überraschenderweise wurde der Wasted-Vote-Strategie mit der Zweitstimme in der bisherigen Forschung wenig Aufmerksamkeit geschenkt (Behnke & Bader, 2013). Thurner und Pappi (1998) konnten dieses Wahlmotiv zwar nicht bestätigen, Meffert und Gschwend (2010) fanden jedoch Hinweise auf das Vorkommen der Wasted-Vote-Strategie mit der Zweitstimme bei einer Wahl in Österreich.

3.1.2 Kanzlerstimmen

Da die Personalisierung in der Politik stetig zunimmt (Graner, 2002), ist es vorstellbar, dass ein Wähler von seiner Parteipräferenz abweicht, weil er eine persönliche

Präferenz für den Wahlkreis- oder Kanzlerkandidaten einer anderen Partei hat und seine Stimme personenbezogen vergibt (*personal vote*; Carman & Johns, 2010; Johann, 2009; Karp et al., 2002; Moser & Scheiner, 2005). Allerdings wurde das Konzept der personenbezogenen Stimme auf Wahlkreisebene in Frage gestellt (Gschwend, 2000; Moser & Scheiner, 2009), da gezeigt werden konnte, dass ein Großteil der Wähler nicht in der Lage ist, den Wahlkreiskandidaten der favorisierten Partei korrekt zu benennen (Jesse, 1988). Im Hinblick auf die zur Wahl stehenden Kanzlerkandidaten verhält es sich jedoch möglicherweise anders. Unabhängig von seiner Parteipräferenz kann ein Wähler einen Kanzlerkandidaten favorisieren, den er für besonders vertrauenswürdig hält und dem er eine hohe Problemlösekompetenz zuschreibt (Johann, 2009). Auch wenn in früheren Studien strategische Kanzlerstimmen nicht berücksichtigt wurden, kann ein Wähler, der antizipiert, dass seine favorisierte Partei in den Bundestag einziehen bei der Regierungsbildung vermutlich aber nicht beteiligt sein wird, durch eine strategische Stimmvergabe versuchen, zu beeinflussen, welche der großen Parteien am Ende den größten Zweitstimmenanteil erhält und den Kanzler stellen darf. Stimmt die Präferenz für einen Kanzlerkandidaten nicht mit der Präferenz für eine Partei überein, besteht für einen Wähler ein Anreiz, seine Erst- und Zweitstimme strategisch an unterschiedliche Parteien zu vergeben (Johann, 2009). Die favorisierte Koalition eines Wählers gibt an, welche der großen Parteien er als Koalitionspartner für seine favorisierte Partei bevorzugen würde. Wenn beispielsweise ein Anhänger der Grünen eine Regierungskoalition mit der SPD präferiert jedoch eine Regierungskoalition zwischen CDU und FPD für am wahrscheinlichsten hält, entscheidet er sich eventuell, mit seiner Zweitstimme für die SPD abzustimmen, um die Wahrscheinlichkeit zu erhöhen, dass der Kanzlerkandidat der SPD aus der Wahl als Sieger hervorgeht und nicht der Kandidat der CDU. Eine strategische Kanzlerstimme ist jedoch nur für Anhänger kleiner Parteien attraktiv, da die großen Parteien direkt um das Kanzleramt konkurrieren. Anhand der Bundestagswahl 2005 untersuchte Johann (2009), ob Wähler, die den Kanzlerkandidaten einer anderen Partei positiver bewerteten als den Kanzlerkandidaten ihrer favorisierten Partei, häufiger ihre Stimme splitteten. Dabei zeigte sich, dass Teilnehmer, die

den Kanzlerkandidaten einer anderen Partei präferierten, häufiger ihre Erst- und Zweitstimme an unterschiedliche Parteien vergaben (Johann, 2009).

3.1.3 Leihstimmen

Die Regierung im deutschen Bundestag wird meist durch eine Koalition zwischen einer großen und einer kleinen Partei gebildet. Für Anhänger von großen Parteien ist das Wahlmotiv der strategischen Leihstimme daher von besonderer Bedeutung. Aufgrund der Sperrklausel im deutschen Wahlsystem vergeben einige Wähler eine strategische Leihstimme (*threshold insurance strategy*; Cox, 1997), um den Einzug einer möglichen Koalitionspartei ins Parlament zu sichern (Tsebelis, 1986). Diese Wähler sind üblicherweise Anhänger großer Parteien, die ihre Erststimme an ihre präferierte Partei vergeben, mit ihrer Zweitstimme aber eine kleine Partei unterstützen (Johann, 2009; Schoen, 2000). Solch eine Leihstimme sollte nur dann vergeben werden, wenn der erwartete Nutzen, den Einzug eines möglichen Koalitionspartners im Parlament zu sichern, den Nutzen einer direkten Wahl der präferierten Partei übersteigt. Es wurde argumentiert, dass nur bei Unsicherheit über den Bundestageinzug des Koalitionspartners eine strategische Leihstimme vergeben werden sollte. Wenn der Einzug des Koalitionspartners in den Bundestag oder sein Scheitern an der Sperrklausel hingegen sicher erscheint, sollte für die favorisierte Partei abgestimmt werden. Schoen (2000) konnte jedoch nicht bestätigen, dass die wahrgenommene Wahrscheinlichkeit über den Bundestageinzug des möglichen Koalitionspartners mit der Abgabe einer Leihstimme zusammenhing. Er forderte deshalb, die Definition der Leihstimme weiter zu fassen, da nicht zwingend für eine Koalitionspartei gestimmt werden müsse, sondern auch eine Leihstimme vergeben werden kann, um eine bestimmte politische Position im Parlament zu stärken, für die eine andere Partei eintritt. So könnte, im Bewusstsein, dass beide Parteien vermutlich nie eine Koalition miteinander eingehen würden, ein Anhänger der CDU eine Leihstimme an die Piratenpartei abgeben, da sich diese für einen stärkeren Datenschutz engagiert. Da strategische Zweitstimmen den prozentualen Sitzanteil der präferierten Partei im Bundestag reduzieren, sollten sie insgesamt seltener vergeben werden als strategische Erststimmen (Pappi & Thurner, 2002). Bei

vergangenen Wahlen wurde das Konzept der strategischen Leihstimme hauptsächlich im Kontext taktischen Koalitionswählens untersucht. Gschwend (2007) konnte zeigen, dass Anhänger der CDU/CSU Leihstimmen an die FDP abgaben, nicht aber, dass Anhänger der SPD Leihstimmen an die Grünen abtraten. In der Studie von Gschwend (2007) wurden jedoch nur Splittingmuster betrachtet und die Parteipräferenzen der Wähler nicht erfasst. Unter Berücksichtigung der Parteipräferenz konnten Thurner und Pappi (1998) in ihrer Studie die Leihstimme als eine Form des strategischen Wählens bestätigen.

3.1.4 Stimmen für eine Große Koalition

Obwohl das Konzept der strategischen Wahl einer Großen Koalition auch kritisch gesehen wird (Gschwend, 2007; Pappi & Thurner, 2002), kann es dennoch ein Motiv für strategisches Wahlverhalten darstellen. Nach der Bundestagswahl 2005 in Deutschland kam es zur Bildung einer Großen Koalition aus CDU/CSU und SPD. Obwohl diese Konstellation im Vorfeld der Wahl keinen besonderen Anklang fand, erfreute sie sich danach großer Beliebtheit in der Bevölkerung (Bytzttek, 2013). Die Verteilung von Erst- und Zweitstimme auf zwei große Parteien kann jedoch weder als Wasted-Vote noch als Kanzler- oder Leihstimme klassifiziert werden, da sich Anhänger großer Parteien üblicherweise sicher über den Bundestageinzug ihrer favorisierten Partei sein können. Trotzdem können Wähler, die eine Große Koalition favorisieren, ihre Stimmen strategisch auf die Koalitionsparteien aufteilen. Anhänger der CDU/CSU, die eine Große Koalition mit der SPD bevorzugen, geben ihre Erststimme an die CDU/CSU und ihre Zweitstimme an die SPD. Dadurch wird der gewünschte Koalitionspartner gestärkt, die Wahrscheinlichkeit für eine Große Koalition erhöht und gleichzeitig die Wahrscheinlichkeit einer weniger bevorzugten Koalition mit der FDP verringert. Dieses Wahlverhalten wurde zwar bereits als Variante strategischen Wählens diskutiert (Gschwend, 2007; Pappi & Thurner, 2002), aber bislang noch nicht untersucht.

3.2 Nicht-strategische Stimmen

Im Folgenden werden Stimmuster vorgestellt, denen keine strategische Wahlentscheidung zugrunde liegt und somit in der Taxonomie als nicht-strategische Stimmen klassifiziert werden.

3.2.1 Ehrliche Stimmen

In der bisherigen Literatur wurden Stimmen, die in Übereinstimmung mit der Parteipräferenz vergeben werden, als ehrliche Stimmen bezeichnet. Es kann jedoch argumentiert werden, dass für die Klassifikation einer ehrlichen Stimme auch das der Wahl zugrunde liegende Motiv berücksichtigt werden sollte. Auch Wähler, die eine vermeintlich ehrliche Stimme abgeben, können sich in ihren Erwartungen hinsichtlich des Wahlausgangs unterscheiden. Ein Wähler, der erwartet, dass seine favorisierte Partei in den Bundestag einziehen und der Kandidat der favorisierten Partei auch den Wahlkreis gewinnen wird, hat keinen Anreiz, eine strategische Stimme für eine andere Partei abzugeben, unabhängig davon ob er Anhänger einer großen oder kleinen Partei ist. Die Erwartung bezüglich des Wahlausgangs entspricht der Parteipräferenz, somit sollte mit beiden Stimmen für die favorisierte Partei abgestimmt werden. Auch für Anhänger großer Parteien, die an den Bundestagseinzug jedoch nicht an den Wahlkreisgewinn ihrer favorisierten Partei glauben, besteht kein Anreiz, strategisch für eine andere Partei abzustimmen. Wenn ein Anhänger der SPD an den Bundestagseinzug der SPD glaubt aber einen Wahlkreisgewinn der CDU erwartet, sollte er trotzdem mit der Erststimme die SPD wählen, da es keine bessere Alternative gibt, seine favorisierte Partei zu unterstützen.

Andere Wähler vergeben möglicherweise ihre Erst- und Zweitstimme an ihre favorisierte Partei, obwohl ihre Erwartung hinsichtlich des Wahlausgangs nicht ihrer Parteipräferenz entspricht. Wenn ein Wähler erwartet, dass seine favorisierte Partei nicht in den Bundestag einzieht, besteht für ihn ein Anreiz, seine Stimme strategisch zu vergeben, unabhängig davon ob er Anhänger einer großen oder kleinen Partei ist. Rational gesehen sollte der Wähler daher nicht für seine favorisierte Partei abstimmen, um ein Verschwenden

seiner Stimme zu vermeiden. Auch für Anhänger kleiner Parteien, die an den Bundestags-einzug jedoch nicht an den Wahlkreisgewinn ihrer favorisierten Partei glauben, besteht ein Anreiz für eine strategische Stimmvergabe. Sie können als ehrliche Wähler mit strategischem Anreiz bezeichnet werden, wenn sie mit beiden Stimmen für ihre favorisierte Partei stimmen und die Möglichkeit ignorieren, ihren erwarteten Nutzen durch eine strategische Stimmvergabe zu steigern. Wenn beispielsweise ein Anhänger der FDP glaubt, dass die FDP zwar im gewählten Bundestag vertreten sein wird, aber keine Chance hat, den Wahlkreis zu gewinnen, sollte er einen Anreiz darin sehen, mit seiner Erststimme z. B. für die CDU und nicht für die FDP zu stimmen, um eine Verschwendung seiner Erststimme zu vermeiden.

3.2.2 Verwechelte Stimmen

Einige Stimmuster erwecken zwar den Anschein, als läge ihnen ein strategisches Wahlmotiv zugrunde, bei näherer Betrachtung zeigt sich jedoch, dass die Stimmen nicht als strategisch klassifiziert werden sollten. Schmitt-Beck (1993) berichtete, dass ein großer Anteil der deutschen Wählerschaft Defizite im Wissen über die Funktionsweise des Wahlsystems in Deutschland aufweist. So waren viele Wähler nicht in der Lage anzugeben, welche der beiden Stimmen über die Sitzverteilung im Bundestag entscheidet (Johann, 2009; Schmitt-Beck, 1993; Westle, 2009). Einige Wähler glaubten irrtümlicherweise, mit der Erst- und Zweitstimme für eine Regierungskoalition abzustimmen (Bawn, 1999) oder damit ihre erste und zweite Parteipräferenz anzugeben (Carman & Johns, 2010). Die Kenntnis der Funktionsweise des Wahlsystems stellt jedoch eine notwendige Voraussetzung für eine strategische Wahlentscheidung dar. Daten aus vergangenen Wahlen zeigten, dass mehr als ein Drittel aller gesplitteten Stimmen strategisch suboptimal vergeben wurde (Jesse, 1988; Karp et al., 2002; Pappi & Thurner, 2002; Schoen, 1999b), zum Beispiel die Erststimme für eine kleine Partei und die Zweitstimme für eine große Partei. Daher ist wahrscheinlich, dass einige Wähler das Wahlsystem mißverstehen und die Bedeutung von Erst- und Zweitstimme verwechseln. Eine Verwechslung liegt vor, wenn ein Anhänger der FDP mit der Erststimme die FDP und mit der Zweitstimme die CDU, als favorisierten

Koalitionspartner, wählt. So wird die Erststimme an einen Wahlkreiskandidaten vergeben, der keine Chance auf den Wahlkreisgewinn hat, und die Zweitstimme an eine Partei, deren Einzug ins Parlament bereits gesichert ist. Gleichzeitig erhält die FDP nicht die wichtigere Zweitstimme, deren prozentualer Anteil über ihren Bundestageinzug entscheidet. Solche Stimmen sollten nicht als strategisch klassifiziert werden, da sie nicht rational nach einem der oben beschriebenen Motive für strategisches Wahlverhalten vergeben werden.

3.2.3 Residualstimmen

Nicht allen Stimmen, die abweichend von der Parteipräferenz eines Wählers abgegeben werden, muss ein strategisches Wahlmotiv zugrunde liegen. Pappi und Thurner (2002) klassifizierten gesplittete Stimmen als Residualstimmen (*residual split tickets*), wenn keine Hinweise auf ein strategisches Wahlmotiv vorlagen. Auch idiosynkratische Gründe können ursächlich für eine von der Parteipräferenz abweichend abgegebene Stimme sein. Einige Wähler versuchen möglicherweise so Protest gegen die amtierende Regierung auszudrücken, eine politische Botschaft zu transportieren (Cox, 1997; Franklin, Niemi & Whitten, 1994) oder die Enttäuschung über alle zur Wahl angetretenen Parteien auszudrücken (Pappi & Herrmann, 2006). Schließlich können von der Parteipräferenz abweichende Stimmen auch einfach irrational und willkürlich vergeben werden (Jesse, 1988). Daher kann argumentiert werden, dass es irreführend ist, alle Stimmen, die nicht der Parteipräferenz entsprechen, als strategisch zu klassifizieren (Kselman & Niou, 2010; Meffert & Gschwend, 2011), wenn keine strategischen Überlegungen, die im Zusammenhang mit dem erwarteten Wahlausgang stehen, für die Stimmabgabe ursächlich sind.

4 Zusammenfassung der Einzelarbeiten

Im Folgenden wird die vorgestellte Taxonomie anhand von Daten, die im Kontext der Bundestagswahl 2013 erhoben wurden, validiert (Studie 1). Darüber hinaus werden Determinanten untersucht, die strategisches Wahlverhalten bedingen (Studie 2). Weiterhin wird geprüft, ob Reliabilität und Validität der erhobenen Daten von dem Endgerät, das für die Studienteilnahme verwendet wurde, abhängig waren (Studie 3). Die Methodik und die Ergebnisse der Studien 1 bis 3 werden zusammengefasst und kurz diskutiert. Eine detaillierte Fassung ist den Einzelarbeiten im Anhang zu entnehmen.

4.1 Studie 1: Überprüfung der Taxonomie des Wahlverhaltens

Bisherige Studien berichteten häufig nur indirekte Evidenz für strategisches Wahlverhalten, da sie nur aggregierte Daten und nicht solche auf Individualebene verwendeten. So blieben die Parteipräferenz der Wähler (Bawn, 1999; Fisher, 1973; Jesse, 1988) sowie ihre Erwartungen über den Wahlausgang (Fisher, 1973; Gschwend, 2007; Pappi & Thurner, 2002; Schoen, 2000) bei der Definition strategischen Wahlverhaltens meistens unberücksichtigt, und es wurde nur von der Parteipräferenz abweichendes Wahlverhalten mit der Zweitstimme untersucht (Huber, 2009; Karp, 2006; Schoen, 2000). Strategisch abgegebene Erststimmen wurden somit nicht betrachtet. Außerdem wurden häufig nur Stimmkombinationen, die entsprechend einer im Vorfeld der Wahl diskutierten Koalition vergeben wurden, analysiert (Gschwend, 2007; Pappi & Thurner, 2002). In einem alternativen Ansatz klassifizierten Meffert und Gschwend (2011) eine Wahl als strategisch, wenn ein Wähler bei seiner Stimmabgabe von seiner Parteipräferenz abwich und dafür einen Grund angab, der sich auf Vorwahlumfragen oder die Wahlchancen der favorisierten Partei bezog. Leider konnten in der Studie von Meffert und Gschwend (2011) nur sehr wenige strategische Wahlen identifiziert werden, so dass keine Differenzierung der unterschiedlichen Wahlmotive möglich war.

Um die vorgestellte Taxonomie zu überprüfen, gaben 1151 Teilnehmer (55.9% männlich; $M_{\text{Alter}} = 36.3$ Jahre, $SD_{\text{Alter}} = 13.6$) am Wochenende der Bundestagswahl 2013 in einer Online-Untersuchung Auskunft über ihr beabsichtigtes Wahlverhalten, ihre Partei- und Koalitionspräferenz sowie ihre Erwartungen über den Wahlausgang hinsichtlich der erwarteten Parlamentszusammensetzung und des Wahlkreissiegers. Zur weiteren Validierung der Taxonomie wurde anschließend die Bereitschaft der Teilnehmer, ihre Stimme entsprechend der verschiedenen strategischen Wahlmotive zu vergeben, erfragt. Um die Verteilung der verschiedenen Wahlstrategien in der Allgemeinbevölkerung abzuschätzen, wurden die Ergebnisse der vorliegenden Stichprobe anhand der vergebenen Erst- und Zweitstimmen der offiziellen Wahlstatistik des Bundeswahlleiters (2014) gewichtet.

Wie in Tabelle 1 angegeben, vergaben nur 60.7% der Teilnehmer ihre Erst- und Zweitstimme in Übereinstimmung mit ihrer Parteipräferenz (35.9% ehrliche Stimmen ohne Anreiz, 24.8% ehrliche Stimmen mit Anreiz). Ehrliche Wähler, die keinen Anreiz zu einer strategischen Wahl hatten und ihre Stimmen entsprechend ihrer Parteipräferenz vergaben, konnten in der vorliegenden Stichprobe in 35.9% der Fälle klassifiziert werden. In der gewichteten Stichprobe stieg dieser Anteil auf 60.7% an, da mehr als 80.0% der ehrlichen Stimmen ohne strategischen Anreiz von Wählern der großen Parteien vergeben wurden. Sie waren in der vorliegenden Stichprobe unterrepräsentiert. Weitere 24.8% aller Stimmen konnten als ehrliche Stimmen mit einem strategischen Anreiz klassifiziert werden. Für Teilnehmer in dieser Kategorie bestand zwar ein Anreiz, strategisch zu wählen, sie vergaben ihre Stimmen aber trotzdem entsprechend ihrer Parteipräferenz. In der gewichteten Stichprobe sank der Anteil der ehrlichen Stimmen mit einem strategischen Anreiz auf 11.9% ab, da mehr als 80.0% dieser Stimmen von Anhängern kleiner Parteien vergeben wurden, die in der vorliegenden Stichprobe überrepräsentiert waren.

Für alle von der Parteipräferenz abweichend vergebenen Stimmen (39.3%) wurde geprüft, ob ihnen ein strategisches Wahlmotiv zugrunde lag. Anhand der Taxonomie konnten 15.7% aller Stimmen (8.2% in der gewichteten Stichprobe) als der Wasted-Vote-Strategie mit der Erststimme zugehörig klassifiziert werden. Diese Stimmen wurden von

Tabelle 1

Strategische und nicht-strategische Stimmen als Funktion der Parteipräferenz in Prozent

	Alle Stimmen										Total
	ungewichtet	gewichtet	CDU/CSU	SPD	Grüne	FDP	Linke	Piraten- partei	AFD	NPD	
Strategische Stimmen	24.5 (n = 282)	15.9	11.7 (n = 33)	4.3 (n = 12)	40.4 (n = 114)	9.2 (n = 26)	9.9 (n = 28)	16.7 (n = 47)	7.4 (n = 21)	0.4 (n = 1)	100.0 (n = 282)
Wasted-Vote Erststimmen	15.7 (n = 181)	8.2	-	-	55.8 (n = 101)	12.7 (n = 23)	12.2 (n = 22)	9.4 (n = 17)	9.9 (n = 18)	-	100.0 (n = 181)
Wasted-Vote Zweitstimmen	3.0 (n = 34)	2.4	-	-	-	8.8 (n = 3)	-	79.4 (n = 27)	8.8 (n = 3)	2.9 (n = 1)	100.0 (n = 34)
Kanzlerstimmen	1.6 (n = 19)	1.2	-	-	68.4 (n = 13)	-	15.8 (n = 3)	15.8 (n = 3)	-	-	100.0 (n = 19)
Leihstimmen	3.0 (n = 34)	2.2	70.6 (n = 24)	20.6 (n = 7)	-	-	8.8 (n = 3)	-	-	-	100.0 (n = 34)
Stimmen für Große Koalition	1.2 (n = 14)	1.9	64.3 (n = 9)	35.7 (n = 5)	-	-	-	-	-	-	100.0 (n = 14)
Nicht-strategische Stimmen	75.5 (n = 869)	84.1	24.4 (n = 212)	21.3 (n = 185)	23.4 (n = 203)	2.7 (n = 23)	13.3 (n = 116)	10.1 (n = 88)	4.5 (n = 39)	0.3 (n = 3)	100.0 (n = 869)
Ehrliche Stimmen ohne Anreiz	35.9 (n = 413)	60.7	45.0 (n = 186)	39.0 (n = 161)	3.4 (n = 14)	-	9.9 (n = 41)	2.7 (n = 11)	-	-	100.0 (n = 413)
Ehrliche Stimmen mit Anreiz	24.8 (n = 286)	11.9	1.1 (n = 3)	0.7 (n = 2)	47.6 (n = 136)	7.3 (n = 21)	15.7 (n = 45)	17.1 (n = 49)	10.1 (n = 29)	0.4 (n = 1)	100.0 (n = 286)
Verwechelte Stimmen	3.2 (n = 37)	2.1	21.6 (n = 8)	29.7 (n = 11)	27.0 (n = 10)	-	21.6 (n = 8)	-	-	-	100.0 (n = 37)
Residualstimmen	11.6 (n = 133)	9.4	11.3 (n = 15)	8.3	32.3 (n = 43)	1.5 (n = 2)	16.5 (n = 22)	21.1 (n = 28)	7.5 (n = 10)	1.5 (n = 2)	100.0 (n = 133)
Total	100.0 (n = 1151)	100.0	21.3 (n = 245)	17.1 (n = 197)	27.5 (n = 317)	4.3 (n = 49)	12.5 (n = 144)	11.7 (n = 135)	5.2 (n = 60)	0.3 (n = 4)	100.0 (n = 1151)

Anhängern einer kleinen Partei vergeben, die nicht an den Wahlkreissieg ihrer favorisierten Partei glaubten, und daher mit ihrer Erststimme für eine große Partei stimmten und nur mit der Zweitstimme für ihre favorisierte Partei. Teilnehmer, die eine Wasted-Vote-Strategie mit der Erststimme verfolgten, gaben signifikant häufiger als andere Teilnehmer an, dass sie mit der Erststimme für eine andere Partei stimmen würden, wenn der Wahlkreiskandidat ihrer präferierten Partei keine Chance hätte, den Wahlkreis zu gewinnen (85.1% vs. 54.4%, $\chi^2[1] = 59.35$; $p < .001$, $\phi = .23$).

Neben der Erststimme, riskieren Anhänger kleiner Parteien, auch die Zweitstimme zu verschwenden, falls ihre favorisierte Partei nicht in den Bundestag einzieht. Eine Stimme wurde als der Wasted-Vote-Strategie mit der Zweitstimme zugehörig klassifiziert, wenn sie von einem Anhänger einer kleinen Partei vergeben wurde, der nicht an den Bundestageinzug seiner favorisierten Partei glaubte und mit der Zweitstimme für eine andere Partei stimmte, von deren Bundestageinzug er überzeugt war. Dies traf auf 3.0% aller Stimmen (2.4% in der gewichteten Stichprobe) zu. Bei der Überprüfung des Wahlmotivs gaben Teilnehmer in dieser Kategorie signifikant häufiger an, dass sie ihre Zweitstimme an eine andere Partei vergeben würden, wenn ihre favorisierte Partei schlechte Chancen auf den Bundestageinzug hätte (47.1% vs. 31.5%, $\chi^2[1] = 4.21$; $p = .04$, $\phi = .06$). Besonders häufig verfolgten Anhänger der Piratenpartei eine Wasted-Vote-Strategie mit der Zweitstimme. Da der Bundestageinzug der Piratenpartei vor der Wahl 2013 als sehr unsicher galt, war es ihren Anhängern vermutlich bewusst, dass sie ihre Stimme möglicherweise verschwenden würden. Daher ist plausibel, dass sich einige Anhänger der Piratenpartei entschieden, mit der Zweitstimme für eine andere Partei abzustimmen.

Für 1.6% aller Stimmen (1.2% in der gewichteten Stichprobe) konnte das Motiv einer strategischen Kanzlerstimme identifiziert werden. Diese Stimmen wurden von Anhängern kleiner Parteien vergeben, die erwarteten, dass ihre favorisierte Partei zwar in den Bundestag einziehen jedoch nicht Teil der zukünftigen Regierung sein würde, und daher ihre Zweitstimme für die große Partei abgaben, die sie als Koalitionspartner bevorzugten. Am häufigsten wurde eine strategische Kanzlerstimme von Anhängern der Grünen an die

SPD vergeben, die eine rot-grüne Koalition aus SPD und Grünen bevorzugten aber eine schwarz-gelbe Koalition aus CDU und FDP für am wahrscheinlichsten hielten.

Weitere 3.0% aller Stimmen (2.2% in der gewichteten Stichprobe) konnten als strategische Leihstimmen klassifiziert werden. Diese Stimmen wurden von Anhängern großer Parteien vergeben, die, obwohl sie sich des Bundestageinzugs ihrer favorisierten Partei sicher waren, nur mit der Erststimme für ihre favorisierte Partei und mit der Zweitstimme für eine kleine Partei stimmten. Bei der Validierung des Wahlmotivs ergab sich, dass strategische Leihstimmen signifikant häufiger von Teilnehmern vergeben wurden, die angaben, dass sie mit ihrer Zweitstimme für eine mögliche Koalitionspartei stimmen würden, um ihr über die Fünf-Prozent-Hürde zu helfen (88.2% vs. 54.3%, $\chi^2[1] = 15.41$; $p < .001$, $\phi = .12$). Konsistent mit früheren Untersuchungsergebnissen (Gschwend, 2007) zeigte sich, dass Parteianhänger der CDU/CSU häufiger eine strategische Leihstimme vergaben als Anhänger der SPD. Der Vorschlag von Schoen (2000), strategische Leihstimmen nicht nur auf mögliche Koalitionsparteien zu beschränken, konnte durch die vorliegenden Ergebnisse gestützt werden, da Anhänger der CDU/CSU ebenfalls Leihstimmen für die Piratenpartei abgaben und Anhänger der SPD für die AfD.

Um ihre favorisierte Koalition zu unterstützen und so möglicherweise den Koalitionsprozess zu beeinflussen, können Wähler ihre Erst- und Zweitstimme an unterschiedliche Parteien vergeben. Für 1.2% der Teilnehmer ergab sich eine Stimmvergabe gemäß dem Motiv einer strategischen Wahl für eine Große Koalition. Ursächlich hierfür waren Anhänger der CDU/CSU und der SPD, die eine Koalition mit der jeweils anderen großen Partei favorisierten und ihre Erst- und Zweitstimme zwischen den beiden gewünschten Koalitionsparteien aufteilten. Bestätigt wurde dieses Wahlmotiv dadurch, dass Teilnehmer in dieser Kategorie eine Große Koalition zwischen CDU/CSU und SPD als signifikant wünschenswerter ($M = 4.00$, $SD = 0.79$) einstufen als alle anderen Teilnehmer ($M = 0.06$, $SD = 2.77$; $t[1149] = -17.50$, $p < .001$, $d = 1.43$), und sogar wünschenswerter als andere Parteianhänger der CDU/CSU und SPD ($M = 1.43$, $SD = 2.36$; $t[440] = -10.79$, $p < .001$, $d = 1.10$).

Insgesamt konnte für 24.5% aller Stimmen ein strategisches Wahlmotiv identifiziert werden. Beobachtet wurden aber auch Stimmuster, die lediglich den Anschein einer strategischen Wahl erweckten, bei genauerer Betrachtung jedoch keinen Zusammenhang zum antizipierten Wahlausgang erkennen ließen. Ein inadäquates Verständnis der Funktionsweise des Wahlsystems kann dazu führen, dass Erst- und Zweitstimme verwechselt (Schmitt-Beck, 1993) und infolgedessen nicht sinnvoll vergeben werden können. In der vorliegenden Stichprobe konnten 3.2% der Stimmen (2.1% in der gewichteten Stichprobe) als verwechselte Stimmen klassifiziert werden. Diese stammten von Anhängern kleiner Parteien, die vom Einzug ihrer favorisierten Partei in den Bundestag überzeugt waren, mit ihrer Zweitstimme jedoch für eine große Partei und nur mit der Erststimme für ihre favorisierte Partei abstimmten. Gleiches wurde für Anhänger großer Parteien angenommen, die vom Bundestageinzug ihrer favorisierten Partei überzeugt waren, mit ihrer Erststimme jedoch für eine kleine Partei abstimmten und die Zweitstimme für ihre favorisierte Partei abgaben. Für die übrigen 11.6% der von der Parteipräferenz abweichend abgegebenen Stimmen (9.4% in der gewichteten Stichprobe) konnten weder eine verwechselte Stimme noch ein strategisches Wahlmotiv identifiziert werden. Diese Stimmen wurden als Residualstimmen klassifiziert.

Mit der vorgeschlagenen Taxonomie war es erstmalig möglich, alle strategischen Wahlmotive gleichzeitig zu untersuchen, und auf der Basis der Kriterien von Cox (1997), nach strategischem und nicht-strategischem Wahlverhalten zu trennen. Anhand der Daten zur Bundestagswahl 2013 ergab sich direkte Evidenz für die Verwendung der Wasted-Vote-Strategie mit der Erststimme, für die Wasted-Vote-Strategie mit der Zweitstimme, für die Kanzlerstimme, für die Leihstimme und erstmals auch für die strategische Wahl einer Großen Koalition. Ein substantieller Anteil, der von der Parteipräferenz abweichenden Wähler, verfolgte ein strategisches Wahlmotiv. Einer abweichenden Wahl lag jedoch nicht zwingend ein strategisches Wahlmotiv zugrunde, auch eine Verwechslung von Erst- und Zweitstimme zeigte sich dafür als mögliche Ursache. Hier ist einschränkend anzumerken, dass die Studienteilnehmer über ein Online-Panel rekrutiert wurden, weshalb die beobach-

teten Häufigkeiten für die Zahl der Wähler, die den unterschiedlichen strategischen Wahlmotiven zugeordnet werden konnten, nicht repräsentativ für die deutsche Bevölkerung waren. Wie auch in früheren Online-Studien (Aust, Diedenhofen, Ullrich & Musch, 2013; Faas, 2004) zeigte sich, dass Anhänger von kleinen Parteien, wie den Grünen, überrepräsentiert und Anhänger von großen Parteien, wie der CDU, unterrepräsentiert waren (siehe Tabelle 2). Da für Anhänger kleiner Parteien jedoch stärkere Beweggründe für eine strategische Wahl angenommen werden können, ließ sich die Häufigkeit der strategischen Wahlmotive gut überprüfen. Obwohl die prozentuale Verteilung der vergebenen Zweitstimmen pro Partei vom Endergebnis der Bundestagswahl 2013 abwich, erhielten kleine Parteien auch in der vorliegenden Stichprobe weitaus mehr Zweitstimmen als Erststimmen, und große Parteien mehr Erststimmen als Zweitstimmen.

Tabelle 2

Erst- und Zweitstimmenverteilung (in %) in der untersuchten Stichprobe (N = 1151) und bei der Bundestagswahl 2013

Partei	Parteipräferenz		Erststimme		Zweitstimme	
	Stichprobe	Amtliches Endergebnis	Stichprobe	Amtliches Endergebnis	Stichprobe	
CDU/CSU	21.3	45.3	24.3	41.5	20.6	
SPD	17.1	29.4	31.6	25.7	20.8	
Grüne	27.5	7.3	19.6	8.4	24.4	
FDP	4.3	2.4	3.0	4.8	6.1	
Linke	12.5	8.2	11.4	8.6	12.3	
Piratenpartei	11.7	2.2	6.7	2.2	10.0	
AfD	5.2	1.9	2.8	4.7	5.6	
NPD	0.3	1.5	0.5	1.3	0.3	
Total	100.0	98.2	100.0	97.2	100.0	

Anmerkung: Amtliches Endergebnis des Bundeswahlleiters (2013).

Um eine Schätzung der Verteilung der verschiedenen Wahlstrategien in der Allgemeinbevölkerung zu ermöglichen, wurden die abgegebenen Erst- und Zweitstimmen der vorliegenden Stichprobe anhand der Ergebnisse der offiziellen Wahlstatistik des Bundeswahlleiters (2014) gewichtet. Dabei reduzierte sich der Anteil strategischer Stimmen von

24.5% auf 15.9% (siehe Tabelle 1). Trotz der Reduktion des strategischen Stimmenanteils wurde deutlich, dass ein substantieller Anteil der Wähler ein strategisches Wahlmotiv verfolgte.

In Studie 1 konnte gezeigt werden, dass für die Identifikation von strategischem Wahlverhalten, neben der Parteipräferenz, die Erwartung eines Wählers über den Wahlausgang zentral ist. Nur wenn die Erwartung berücksichtigt wird kann entschieden werden, ob einer augenscheinlich strategisch abgegebenen Wahl tatsächlich ein strategisches Wahlmotiv zugrunde liegt. Im zweiten Teil der vorliegenden Arbeit wurden auf der Basis der hier vorgestellten, verbesserten Operationalisierung strategischen Wahlverhaltens individuelle Unterschiede in der Tendenz, eine strategische Wahl auszuüben, untersucht.

4.2 Studie 2: Determinanten strategischen Wahlverhaltens

Worin unterscheiden sich strategische Wähler von nicht-strategischen Wählern? Liegt die Ursache für eine strategische Wahlentscheidung eher in der Person eines Wählers begründet oder ist es eher die Situation, die einen Wähler zu einer strategischen Wahlentscheidung bewegt? Determinieren Persönlichkeitseigenschaften das Wahlverhalten, so sollten bestimmte Persönlichkeitsmerkmale systematisch mit strategischem Wahlverhalten kovariieren. Wirkt hingegen die Situation verhaltensdeterminierend, so sollten spezifische situative Umstände die Wahrscheinlichkeit einer strategischen Stimmabgabe unabhängig von den Eigenschaften einer Person bedingen. Wahrscheinlich ist eine Interaktion verschiedener Variablen. Möglicherweise müssen zunächst bestimmte situative Faktoren erfüllt sein, damit ein Wähler bemerkt, dass eine strategische Wahl seinen persönlichen Nutzen steigern könnte. Vorstellbar wäre auch, dass unter für eine strategische Wahl optimalen situativen Voraussetzungen nur Wähler, die über bestimmte Persönlichkeitseigenschaften und eine spezifische Parteipräferenzstruktur verfügen, eine strategische Wahlentscheidung treffen.

In bisherigen Untersuchungen wurde nicht explizit zwischen personalen, situativen und soziodemographischen Faktoren, die eine strategische Wahlentscheidung beeinflussen

können, getrennt. Außerdem zeigten frühere Studien ein uneinheitliches Ergebnismuster hinsichtlich der Variablen, die individuelle Unterschiede im Wahlverhalten bedingen können. Ursächlich hierfür könnten die unterschiedlich verwendeten Definitionen strategischen Wahlverhaltens und Operationalisierungen der untersuchten Moderatoren sein (Huber, 2009; Karp, 2006; Schoen, 2000). Anhand der vorgestellten Taxonomie aus Studie 1 wurde zwischen strategischem und nicht-strategischem Wahlverhalten differenziert, um in Studie 2 Determinanten strategischen Wahlverhaltens möglichst aussagekräftig untersuchen zu können. Es wurden neben Variablen, die hinsichtlich ihrer möglichen Bedeutung für eine strategische Wahlentscheidung bereits diskutiert wurden, auch neue Variablen untersucht, für die sich aus theoretischen Gründen ein Zusammenhang mit strategischem Wählen vermuten ließ.

Politikwissen, politisches Interesse, eine Präferenz für eine große oder kleine Partei sowie die Stärke der Parteibindung wurden bereits als mögliche personale Moderatoren strategischen Wahlverhaltens diskutiert (z. B. Fisher, 2001; Karp, 2006). So könnte ein hohes Politikwissen Wählern bei der Identifikation von Situationen helfen, in denen eine strategische Wahl Vorteile bringt und den subjektiv erwarteten Nutzen erhöht (Merolla & Stephenson, 2007). Problematisch dabei ist, dass Politikwissen in bisherigen Untersuchungen unterschiedlich operationalisiert wurde, was die Vergleichbarkeit der Studienergebnisse erschwert (Fisher, 2001; Karp, 2006; Huber, 2009; Meffert & Gschwend, 2011). So kann in Anlehnung an Karp et al. (2002) argumentiert werden, dass zwischen Politikwissen und dem Verständnis des Wahlsystems unterschieden werden sollte. Politikwissen beschreibt das Wissen über politische Institutionen, politische Geschichte, Politiker und besondere politische Ereignisse. Das Verständnis des Wahlsystems bezieht sich hingegen auf das Wissen über die Funktion der Stimmverteilung innerhalb eines Wahlsystems, das eine fundierte Wahlentscheidung erst ermöglicht. Unter Berücksichtigung dieser Trennung fand Fisher (2001) für Großbritannien, wo nach Verhältniswahlrecht über das Parlament abgestimmt wird, keinen Zusammenhang zwischen Politikwissen und strategischem Wahlverhalten. Fraglich bleibt, ob sich dieses Ergebnis auch auf das deutsche Wahlsystem

übertragen lässt. In einer Analyse deutscher Landtagswahlen zwischen 1990 und 2004 konnte Huber (2009) keinen Zusammenhang zwischen Politikwissen und von der Parteipräferenz abweichendem Wahlverhalten feststellen. Allerdings wurde in dieser Analyse nur abweichendes und nicht rein strategisches Wahlverhalten untersucht. Cox' (1997) Forderung, bei der Identifikation von strategischem Wahlverhalten auch die Erwartungen eines Wählers über den Wahlausgang zu berücksichtigen, trugen Meffert und Gschwend (2011) Rechnung. Da in ihrer Studie jedoch nur wenige Wahlen als strategisch klassifiziert werden konnten ($n = 10$), waren weitere Analysen bezüglich individueller Unterschiede nicht möglich. Die Autoren berichteten aber, dass ein größeres Politikwissen die Häufigkeit einer von der Parteipräferenz abweichend vergebenen Stimme erhöhte. Der Zusammenhang von Politikwissen und strategischem Wählen wurde für das deutsche Wahlsystem bei Bundestagswahlen bisher nicht untersucht. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen von Meffert und Gschwend (2011) wurde erwartet, dass ein höheres Politikwissen häufiger zu einer strategischen Wahlentscheidung führt.

Strategisches Wahlverhalten wird vermutlich auch durch die Fähigkeit eines Wählers beeinflusst, die Regeln und Gegebenheiten des Wahlsystems zu verstehen und anzuwenden (Gschwend, 2007). Einige Studien förderten den erstaunlichen Befund zutage, dass ein großer Teil der deutschen Wählerschaft nicht weiß, welche Stimme über die Sitzverteilung im Bundestag entscheidet (Johann, 2009; Schmitt-Beck, 1993; Westle, 2009). Ein fehlendes Verständnis der Funktionsweise des Wahlsystems kann es jedoch unmöglich machen, eine rationale – und deshalb möglicherweise strategische – Wahlentscheidung zu treffen. Karp (2006) fand in der bislang einzigen Studie zu dieser Frage jedoch keinen Zusammenhang zwischen dem Verständnis des Wahlsystems und einer unaufrichtigen Stimmabgabe. Dabei ist allerdings anzumerken, dass Karp (2006) kein im hier untersuchten Sinne strategisches, sondern lediglich von der Parteipräferenz abweichendes Wahlverhalten analysierte. Außerdem betrachtete er in seiner Analyse nur die Zweitstimme, weshalb ein Großteil möglicher strategischer Stimmen unberücksichtigt blieb. Daher wurde in der vorliegenden Studie im Gegensatz zu den Ergebnissen von Karp (2006) erwartet,

dass Wähler, die über die Funktionsweise des Wahlsystems Bescheid wissen, eher fähig sind, Situationen zu identifizieren, in denen eine strategische Wahl mit der Erst- oder Zweitstimme von Nutzen ist, und auch dementsprechend zu handeln.

Zum Zusammenhang von Politikinteresse und strategischem Wahlverhalten gibt es ebenfalls überraschend wenig Forschung. Für das in Großbritannien geltende Verhältniswahlrecht zeigte Fisher (2001), dass Wähler, die besonders politikinteressiert waren, häufiger strategisch abstimmten. Huber (2009) fand hingegen keinen Zusammenhang zwischen Politikinteresse und von der Parteipräferenz abweichendem Wahlverhalten, machte in seiner Studie aber keine Angaben darüber, wie Politikinteresse operationalisiert wurde. Es kann jedoch argumentiert werden, dass Wähler mit hohem Politikinteresse mutmaßlich mehr über ihre Wahlentscheidung nachdenken als Wähler mit niedrigem Politikinteresse (Johann, 2009), und deshalb eher eine strategische Wahl abgeben.

Aus der vorgestellten Taxonomie ergibt sich, dass auch die Parteipräferenz eines Wählers strategisches Wahlverhalten beeinflussen kann. Im Gegensatz zu Anhängern großer Parteien, die sich des Parlamentseinzugs ihrer favorisierten Partei sicher sein können, verschwenden Anhänger kleiner Parteien ihre Stimme, falls ihre bevorzugte Partei nicht ins Parlament einziehen sollte. Anhänger kleiner Parteien haben deshalb einen größeren Anreiz strategisch zu wählen. Überraschenderweise fanden Meffert und Gschwend (2011) jedoch keinen Zusammenhang zwischen der Parteipräferenz und einer unaufrichtigen Stimmabgabe. Einschränkend ist dabei jedoch anzumerken, dass die Studie von Meffert und Gschwend (2011) mit einer studentischen Stichprobe unter Laborbedingungen im Kontext einer simulierten Landtagswahl stattfand, und die Ergebnisse deshalb möglicherweise nicht auf Bundestagswahlen übertragbar sind. Karp (2006) berichtete für Wahlen in Deutschland und Neuseeland, dass Anhänger kleiner Parteien häufiger von ihrer Parteipräferenz abwichen als Anhänger großer Parteien. Ein solches Ergebnismuster wurde auch für strategisches Wahlverhalten erwartet.

Viele Studien haben einen Zusammenhang zwischen der Stärke der Parteibindung und von der Parteipräferenz abweichendem Wahlverhalten nahegelegt. Basierend auf den

Ergebnissen, dass Wähler mit einer schwächeren Parteibindung häufiger eine unaufrichtige Stimme vergaben (Huber, 2009; Karp, 2006; Meffert & Gschwend, 2011; Schoen, 2000), wurde erwartet, dass die Stärke der Parteibindung auch strategisches Wahlverhalten moderiert.

Neben personalen Faktoren können auch situative Variablen, die sich bei einzelnen Bundestagswahlen unterscheiden können, eine strategische Wahlentscheidung beeinflussen. Bisherige Studien haben übereinstimmend gezeigt, dass Wähler, die nicht an den Parlamentseinzug ihrer favorisierten Partei glaubten, bei ihrer Wahl häufiger von ihrer Parteipräferenz abwichen, um eine mögliche Verschwendung ihrer Stimme zu vermeiden (Meffert & Gschwend, 2011; Schoen, 2000). Diese Ergebnisse sollten sich auch auf strategisches Wahlverhalten übertragen lassen.

Ein weiterer situativer Faktor, der strategisches Wahlverhalten beeinflussen könnte, ist die Briefwahl. Der Anteil von Briefwählern ist in den vergangenen Bundestagswahlen stetig gestiegen (2002: 18.0%; 2005: 18.7%; 2009: 21.4%; Gisart, 2013), wurde aber bisher nicht als potentieller Moderator strategischen Wahlverhaltens diskutiert. Einerseits kann argumentiert werden, dass sich Briefwähler stärker mit ihrer Wahlentscheidung auseinandersetzen, da sie bereits vor dem eigentlichen Wahltag wählen. So könnte die Wichtigkeit der anstehenden Wahl für Briefwähler höher sein als für Nicht-Briefwähler, was wiederum die Wahrscheinlichkeit, strategisch zu wählen, erhöhen könnte. Eine Briefwahl könnte aber auch ein zufällig eintretendes Ereignis sein, etwa weil ein Wähler am Wahltag unterwegs ist und nicht die Möglichkeit hat, seine Stimme persönlich abzugeben. Dies sollte eine strategische Wahlentscheidung natürlich nicht beeinflussen. Der mögliche Einfluss der Briefwahl wurde in der vorliegenden Studie erstmalig explorativ untersucht.

Auch Einflüsse soziodemographischer Faktoren auf strategisches Wahlverhalten wurden in der Vergangenheit diskutiert. Dabei konnte jedoch bisher kein eindeutiger Zusammenhang zwischen strategischem Wahlverhalten und den Variablen Alter, Geschlecht und Bildungsstand gefunden werden. Ältere Wähler hatten in ihrem Leben zwar mehr Gelegenheit als jüngere Wähler, Erfahrungen darüber zu sammeln, wie sie den Nutzen

ihrer Wahlentscheidung maximieren und ihre Stimme möglichst sinnvoll einsetzen können, jedoch wurde bisher kein Einfluss des Alters auf die Wahrscheinlichkeit einer unaufrechten Stimmabgabe gefunden (Gschwend, 2007; Karp, 2006). Für die Variablen Geschlecht und Bildungsstand ist die Befundlage uneinheitlich: Für Großbritannien berichtete Fisher (2001) keinen Unterschied in der Häufigkeit strategischen Wahlverhaltens für Männer und Frauen. Karp (2006) fand hingegen für die Bundestagswahl 1998, dass Männer in Westdeutschland häufiger als Frauen mit ihrer Stimme von ihrer Parteipräferenz abwichen. In Ostdeutschland fand sich jedoch kein solcher Unterschied. Außerdem zeigte Karp (2006), dass Wähler, die von ihrer Parteipräferenz abwichen, in Ostdeutschland besser gebildet waren als ehrliche Wähler. Für Westdeutschland und Neuseeland ließ sich ein solcher Zusammenhang wiederum nicht belegen. Aufgrund der teilweise widersprüchlichen Befundlage wurden die soziodemographischen Variablen Alter, Geschlecht und Bildungsabschluss als Kontrollvariablen mit in die Analyse potentieller Determinanten strategischen Wahlverhaltens aufgenommen.

Nach Anwendung der Taxonomie des Wahlverhaltens ergab sich, wie in Studie 1 beschrieben, für 24.5% der 1151 Teilnehmer (55.9% männlich; $M_{\text{Alter}} = 36.3$ Jahre, $SD_{\text{Alter}} = 13.6$) ein strategisches Wahlmotiv. Mit Hilfe einer binären logistischen Regression wurde der relative Einfluss personaler, situativer und soziodemographischer Variablen auf strategisches Wahlverhalten mit der Erst- und Zweitstimme untersucht (siehe Tabelle 3). Ein höheres Politikwissen, das über einen Multiple-Choice-Politikwissenstest (Willing & Musch, 2013) erfasst wurde, erhöhte die Wahrscheinlichkeit einer strategischen Stimmabgabe signifikant (Odds Ratio [OR] = 1.14, $p = .02$). Auch für das Verständnis des Wahlsystems ergab sich ein signifikanter Effekt: Teilnehmer, die wussten, dass die Zweitstimme über die Stärke der Parteien im Bundestag entscheidet (84.8%), gaben häufiger eine strategische Stimme ab (OR = 1.61, $p = .05$). Wurden hingegen, analog zum Vorgehen in früheren Untersuchungen, als abhängige Variable nur von der Parteipräferenz abweichend vergebene Zweitstimmen in einer zusätzlichen Analyse betrachtet, verschwand der Zusammenhang zu Politikwissen (OR = 0.95, $p = .37$) und Verständnis des Wahlsystems

($OR = 0.93, p = .77$). Ein signifikanter Effekt des Politikwissens ($OR = 1.21, p < .01$) und des Verständnisses des Wahlsystems ($OR = 2.03, p = .04$) zeigte sich wiederum, wenn nur die Prädiktoren strategisch vergebener Erststimmen analysiert wurden. Diese zusätzlichen Analysen erklären die Divergenz zu den Ergebnissen von Karp (2006), der keinen solchen Zusammenhang fand, aber nur von der Parteipräferenz abweichend vergebene und, deshalb nicht zwingend auch strategische Zweitstimmen untersuchte. Hubers (2009)

Tabelle 3

Logistische Regressionsanalyse möglicher Determinanten strategischen Wahlverhaltens

Variable	<i>B</i>	<i>SE</i>	Odds Ratio	95%-CI	<i>p</i> -Wert
<i>Personale Determinanten</i>					
Politikwissen	0.13	0.05	1.14	[1.02, 1.27]	.02 **
Verständnis des Wahlsystems	0.48	0.24	1.61	[1.00, 2.60]	.05
Politikinteresse	0.08	0.06	1.08	[0.96, 1.23]	.21
Präferenz für kleine Partei	1.60	0.18	4.94	[3.48, 7.01]	.00 **
Stärke der Parteibindung	-0.14	0.07	0.87	[0.77, 0.99]	.04 *
<i>Situative Determinanten</i>					
Bundestagseinzug der favorisierten Partei	-0.65	0.23	0.52	[0.33, 0.82]	.00 **
Briefwahl	0.03	0.15	1.03	[0.76, 1.38]	.86
<i>Soziodemographische Determinanten</i>					
Alter	0.00	0.01	1.00	[0.99, 1.01]	.68
Geschlecht (weiblich)	0.03	0.17	1.03	[0.74, 1.42]	.88
Bildungsabschluss (Referenz: Haupt-/Realschulabschluss)					.54
Abitur	0.27	0.32	1.32	[0.71, 2.45]	.39
Studium	0.35	0.29	1.42	[0.81, 2.51]	.23
Promotion	0.53	0.38	1.70	[0.80, 3.57]	.17
Konstante	-2.47	0.88	0.09		.01 **
Nagelkerke's R^2	0.19				
<i>N</i>	1151				

Anmerkung: *B* = unstandardisierter Regressionskoeffizient; *SE* = Standardfehler; CI = Konfidenzintervall; * $p < .05$; ** $p < .01$. Variablen mit einem Odds Ratio > 1 erhöhen die Wahrscheinlichkeit einer strategischen Stimmabgabe.

Vermutung, dass Wähler, die über ein besseres Verständnis des Wahlsystems verfügen, häufiger mit der Erststimme als mit der Zweitstimme von ihrer Parteipräferenz abweichen, ließ sich durch diese Ergebnisse bestätigen. Außerdem zeigte die niedrige Korrelation der Variablen Politikwissen und Verständnis des Wahlsystems ($r = .21$, siehe Tabelle 4), dass es gerechtfertigt scheint, diese Variablen getrennt voneinander zu betrachten. Überraschenderweise fand sich kein Zusammenhang zwischen Politikinteresse und strategischem Wahlverhalten. Politikinteresse wurde über eine Selbstauskunftsskala erfasst und war im Mittel relativ hoch ($M = 5.19$, $SD = 1.37$, 7-Punkt-Skala). Daher kann spekuliert werden, dass die Messung durch Einflüsse sozialer Erwünschtheit verfälscht wurde. Personen, die an einer Politikumfrage teilnehmen, könnten es als sozial erwünscht betrachten, anzugeben, dass sie sich sehr für Politik interessieren. Hinsichtlich der Parteipräferenz gelang es, frühere Befunde für unehrliches Wahlverhalten (Gschwend, 2007; Karp, 2006) auf strategisches Wahlverhalten zu übertragen: Eine Präferenz für eine kleine Partei begünstigte eine strategische Wahl ($OR = 4.94$, $p < .001$). Des Weiteren zeigte sich erwartungskonform, dass Wähler mit einer schwachen Parteibindung häufiger eine strategische Wahl abgaben als Wähler mit einer starken Parteibindung ($OR = 0.87$, $p = .04$). In Übereinstimmung damit steht, dass Teilnehmer, die sich selbst als Stammwähler bezeichneten, ihrer favorisierten Partei im Mittel einen höheren Sympathiewert zuwiesen ($M = 4.08$, $SD = 0.95$) als Teilnehmer, die sich als Wechselwähler bezeichneten ($M = 3.54$, $SD = 1.18$; $t[1149] = 29.60$, $p < .001$, $d = 0.50$).

Hinsichtlich der situativen Determinanten zeigte sich wie erwartet, dass Wähler, die nicht an den Bundestageinzug ihrer favorisierten Partei glaubten, häufiger eine strategische Wahl abgaben ($OR = 0.52$, $p = .004$). Ein Einfluss der Briefwahl auf strategisches Wahlverhalten bestätigte sich hingegen nicht ($OR = 1.03$, $p = .86$). Die Briefwahl scheint also eher Zufallsfaktor als Ausdruck von besonderem Interesse oder einer besonders gründlich überlegten Wahlentscheidung zu sein. In Übereinstimmung mit diesem Ergebnis, bewerteten Briefwähler und Nicht-Briefwähler die kommende Bundestagswahl als

Tabelle 4

Korrelationen der Prädiktorvariablen mit strategischem Wahlverhalten

	Strategisches Wählen	Politikwissen	Verständnis des Wahlsystems	Politikinteresse	Stärke der Parteibindung	Präferenz für kleine Partei	Bundestageinzug der favorisierten Partei	Briefwahl	Alter	Geschlecht (weiblich)
Politikwissen	.12 **									
Verständnis des Wahlsystems	.10 **	.21 **								
Politikinteresse	.06 *	.40 **	.18 **							
Stärke der Parteibindung	-.05	-.07 *	-.01	.09 **						
Präferenz für kleine Partei	.30 **	.02	.05	-.04	.08 **					
Bundestageinzug der favorisierten Partei	-.16 **	-.01	.03	.05	.05	-.25 **				
Briefwahl	.02	.04	.02	.02	.03	.05	.01			
Alter	-.02	.23 **	-.02	.10 **	-.05	-.07 *	.06 *	-.07 *		
Geschlecht (weiblich)	-.04 *	-.37 **	-.07 *	-.35 **	.02	.05	.06 *	.00	-.15 **	
Bildungsabschluss	.08 *	.18 **	.16 **	.04	-.06 *	.05	.01	.04	-.13 **	-.02

Anmerkung: * $p < .05$, ** $p < .01$. Allgemeines Politikwissen: 10-Item-Politikwissenstest. Verständnis des Wahlsystems: "Welche der beiden Stimmen entscheidet letztlich über die Stärke der Parteien im Bundestag?", Erststimme, Zweitstimme (korrekt), beide gleich wichtig, weiß nicht. Politikinteresse: "Wie hoch ist alles in allem Ihr Interesse an politischen Themen?" 7-stufige Likert-Skala, sehr gering (1) - sehr hoch (7). Stärke der Parteipräferenz: Wert der favorisierten Partei auf den Parteisymphathieskalen, 11-stufige Likert-Skala, überhaupt nicht sympathisch (-5) - sehr sympathisch (+5). Erwartung über den Bundestageinzug der favorisierten Partei: "Welche Parteien werden es ihrer Einschätzung nach in den Bundestag schaffen?", (ja/nein). Bildungsabschluss: höchster erreichter oder angestrebter Bildungsabschluss.

gleich wichtig ($M = 5.68$, $SD = 1.24$ vs. $M = 5.73$, $SD = 1.20$; $t[1149] = -0.76$, $p = .48$, $d = 0.04$). Ein weiterer Anstieg der Briefwähler bei kommenden Wahlen wird sich somit vermutlich nicht auf den Anteil strategischer Wahlen auswirken.

Es ergab sich keinerlei Evidenz dafür, dass soziodemographische Faktoren strategisches Wahlverhalten vorhersagen (Alter: $OR = 1.00$, $p = .68$; Geschlecht: $OR = 1.03$, $p = .88$). Lediglich deskriptiv zeigte sich ($p = .54$), dass Teilnehmer mit einem höheren Bildungsabschluss häufiger strategisch wählten als Teilnehmer mit einem niedrigen Bildungsabschluss.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass es in Studie 2 erstmalig gelang, Determinanten rein strategischen Wahlverhaltens zu identifizieren. Sowohl personale als auch situative Variablen scheinen Einfluss auf eine strategische Wahlentscheidung zu haben. Die Ergebnisse legen außerdem nahe, dass die in bisherigen Studien verwendeten unterschiedlichen Operationalisierungen strategischen Wählens für die in der Vergangenheit divergierenden Ergebnisse ursächlich gewesen sein könnten.

4.3 Studie 3: Einfluss des bei der Befragung verwendeten Endgeräts auf die Datenqualität

In Studie 1 wurde eine Taxonomie des Wahlverhaltens entwickelt und überprüft. Darüber hinaus wurden in Studie 2 mögliche Determinanten einer strategischen Wahlentscheidung analysiert. Da die verwendeten Daten über das Internet erhoben wurden, ist es möglich, dass die Datenqualität durch Teilnahmen über mobile Endgeräte beeinflusst wurde. Um Aussagen über die Interpretierbarkeit der vorliegenden Ergebnisse machen zu können, wurde deshalb in Studie 3 in einer Zusatzuntersuchung die Qualität des verwendeten Datensatzes überprüft.

Das Internet hat als ein mögliches Medium der Datenerhebung für Marktforschung und Sozialwissenschaften in der Vergangenheit an Popularität gewonnen. Auch der Anteil von Personen, die an Online-Untersuchungen über mobile Endgeräte (Smartphones und

Tablets) teilnehmen, hat in den letzten Jahren stark zugenommen (de Bruijne & Wijnant, 2014; Mavletova & Couper, 2014; Poggio, Bosnjak & Weyandt, 2015). Zwar bietet die Teilnahme über mobile Endgeräte neue Möglichkeiten für die Forschung (z. B. Hofmann & Patel, 2014; Raento, Oulasvirta & Eagle, 2009), sie wirft aber auch methodische Fragen auf. Im Vergleich zu Desktop-Computern haben mobile Endgeräte eine kleinere Bildschirmgröße, verfügen über andere Eingabeoptionen (Raento et al., 2009; Sweeney & Crestani, 2006) und werden in den unterschiedlichsten Situationen und an den verschiedensten Orten verwendet (de Bruijne & Oudejans, 2015). Deshalb wurde vermutet, dass Personen, die über ein mobiles Endgerät an einer Online-Umfrage teilnehmen, leichter durch Umgebungsfaktoren abgelenkt werden und dies die Datenqualität mobiler Teilnehmer verschlechtern könnte (de Bruijne & Oudejans, 2015). Um eine mögliche Beeinträchtigung zu vermeiden, schlossen Carlson und Carlson (2014) mobile Teilnehmer von ihrer Online-Untersuchung aus. Allerdings kann dies aufgrund der steigenden Anzahl mobiler Endgeräte in der Bevölkerung (Callegaro, 2010) keine dauerhafte Lösung sein. Jüngere Studien belegten außerdem, dass die Bereitschaft, an einer Umfrage über ein mobiles Endgerät teilzunehmen, von Person zu Person unterschiedlich sein kann (Lugtig & Toepoel, 2015). Der Ausschluss von Personen, die über ein mobiles Endgerät an einer Studie teilnehmen, könnte deshalb zu Selektionseffekten und Verzerrungen des Ergebnismusters führen. So waren mobile Teilnehmer meist jünger (de Bruijne & Wijnant, 2014; Lambert & Miller, 2015; Mavletova, 2013; Wells, Bailey & Link, 2014) und häufiger weiblich (de Bruijne & Oudejans, 2015; de Bruijne & Wijnant, 2014; Lambert & Miller, 2015; Wells et al., 2014) als Desktop-Teilnehmer.

Bisherige Studien, die sich mit der Datenqualität internetbasierter Umfragen befasst haben, konzentrierten sich jedoch hauptsächlich auf Paradata und mögliche Einflüsse des Umfragedesigns (z. B. de Bruijne & Wijnant, 2013a; Peytchev & Hill, 2010; Wells et al., 2014). Bisher konnte allerdings kein Effekt des Umfragedesigns hinsichtlich der dargestellten Fragen pro Seite, der Verwendung von Bildern, der Erfordernis horizontal zu scrollen (Peytchev & Hill, 2010) und der Orientierung der dargestellten Antwortoptionen gefunden

werden (de Bruijne & Wijnant, 2014). Mobile Teilnehmer zeigten jedoch längere Bearbeitungszeiten und höhere Abbruchraten als Desktop-Teilnehmer (Lambert & Miller, 2015; Mavletova, 2013; Mavletova & Couper, 2014; Wells, Bailey, & Link, 2013). Hierfür könnten langsamere und unzuverlässigere mobile Internetverbindungen ursächlich sein (de Bruijne & Wijnant, 2013a). Bezüglich des Antwortverhaltens auf geschlossene Frageformate (de Bruijne & Wijnant, 2013b), der Auslassung von Fragen (Toepoel & Lugtig, 2014) und des Auftretens von Reihenfolgeeffekten (Buskirk & Andrus, 2012; Mavletova, 2013; Wells et al., 2014) konnten jedoch keine Unterschiede zwischen mobilen und Desktop-Teilnehmern gefunden werden.

Mobile Teilnehmer befinden sich bei der Beantwortung von Online-Studien vermutlich häufiger in der Gesellschaft anderer Personen als Desktop-Teilnehmer. Dies könnte sich auf ihr Antwortverhalten auswirken, besonders wenn sozial unerwünschte Verhaltensweisen erfragt werden (Lynn & Kaminska, 2012; Mavletova & Couper, 2013). Mavletova und Couper (2013) untersuchten, ob Desktop-Teilnehmer eher bereit waren sozial unerwünschte Verhaltensweisen zuzugeben als mobile Teilnehmer. Unter Anlegung des „*more is better*“-Kriteriums (Hoffmann, Diedenhofen, Verschuere & Musch, 2015; Umesh & Peterson, 1991) könnte dies als Evidenz für ein valideres Antwortverhalten gelten, allerdings zeigten Desktop-Teilnehmer bei der Erfragung von unerwünschten Verhaltensweisen nur bei einer von fünf sensiblen Fragen höhere Werte (Mavletova & Couper, 2013). Die Frage, ob es Unterschiede hinsichtlich der Reliabilität und Validität der Daten von mobilen Teilnehmern und Desktop-Teilnehmern gibt, bleibt damit weiterhin unbeantwortet.

Um die Datenqualität von mobilen und Desktop-Teilnehmern zu überprüfen, nahmen 1826 Personen (52.8% männlich; $M_{\text{Alter}} = 35.9$ Jahre, $SD_{\text{Alter}} = 13.4$) an einer Online-Untersuchung anlässlich der Bundestagswahl 2013 teil. Die gegebenen Antworten wurden hinsichtlich ihrer inhaltlichen Konsistenz und anhand verschiedener interner und externer Kriterien miteinander verglichen (siehe Tabelle 5). Falls mobile Teilnehmer tatsächlich häufiger abgelenkt sind als Desktop-Teilnehmer und mehr *satisficing behavior* (z. B. Barge & Gehlbach, 2012) aufgrund von fehlender Motivation zeigen, sollten sie in Folge dessen

Tabelle 5

Datenqualitätsindizes für mobile Teilnehmer und Desktop-Teilnehmer

	Mobil		Desktop		<i>p</i>
	Index	<i>n</i>	Index	<i>n</i>	
<i>Reliabilität</i>					
Interne Konsistenz (Cronbachs α) des Politikwissenstests	0.66	322	0.69	1,504	.38
<i>Konkurrenente Validität (Konsistenz in %)</i>					
Selbst berichtete Wahlabsicht 2013 & Parteipräferenz	83.8	229	84.3	1,006	.84
Selbst berichtete Wahlabsicht 2013 & Koalitionspräferenz	88.6	220	86.9	945	.58
Selbst berichtete Wahlabsicht 2013 & Selbst berichtetes Wahlverhalten 2009	59.5	242	60.1	1,180	.89
<i>Prädiktive Validität (in %)</i>					
Mittlerer Vorhersagefehler pro Partei	6.0	294	7.3	1,363	.43

häufiger inkonsistente Antworten geben. Als Indikator für die Reliabilität wurde die interne Konsistenz (Cronbachs α) der Antworten auf einen Politikwissenstest erfasst. Es ergab sich kein signifikanter Unterschied in der internen Konsistenz zwischen mobilen ($\alpha = .66$) und Desktop-Teilnehmern, $\alpha = .69$, $\chi^2(1) = 0.76$, $p = .38$ (Diedenhofen, 2013). Die konkurrenente Validität wurde mit Hilfe von drei verschiedenen Konsistenzindizes bestimmt. Nichtübereinstimmungen in den gegebenen Antworten wurden als Indikatoren einer geringen Validität gewertet. Für den ersten Konsistenzindex, die Übereinstimmung zwischen der selbst berichteten Wahlabsicht mit der Zweitstimme bei der Bundestagswahl 2013 und der Parteipräferenz, ergab sich kein Unterschied zwischen mobilen Teilnehmern (83.8%) und Desktop-Teilnehmern (84.3%; exakter Test nach Fisher [zweiseitig getestet]: $\varphi_c = -.01$, $p = .84$). Auch für den zweiten Konsistenzindex, die Übereinstimmung von selbst berichteter Wahlabsicht mit Erst- und Zweitstimme bei der Bundestagswahl 2013 und der Koalitionspräferenz, ergab sich kein systematischer Unterschied zwischen mobilen Teilnehmern

(88.6%) und Desktop-Teilnehmern (86.9%; exakter Test nach Fisher [zweiseitig getestet]: $\phi_c = .02$, $p = .58$). Als dritter Konsistenzindex wurde die Übereinstimmung der selbst berichteten Wahlabsicht mit der Zweitstimme bei der Bundestagswahl 2013 und dem selbst berichteten Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 2009 geprüft. Antworten wurden als konsistent gewertet, wenn ein Teilnehmer für die Wahlen 2009 und 2013 die gleiche Partei nannte; Inkonsistenzen in der geäußerten Wahlabsicht und dem vergangenen Wahlverhalten wurden als Indikator einer geringen Validität gewertet. Es zeigte sich dabei kein Unterschied zwischen mobilen Teilnehmern (59.5%) und Desktop-Teilnehmern (60.1%; exakter Test nach Fisher [zweiseitig getestet]: $\phi_c = .00$, $p = .89$). Zur Messung der prädiktiven Validität wurde der mittlere Vorhersagefehler pro Partei als Abweichung der berichteten Wahlabsicht vom offiziellen Endergebnis der Bundestagswahl 2013 berechnet. Würden Desktop-Teilnehmer validere Antworten geben als mobile Teilnehmer, so sollte sich das Wahlergebnis der Bundestagswahl 2013 durch die Wahlabsicht der Desktop-Teilnehmer besser vorhersagen lassen (Aust et al., 2013). Es ergab sich jedoch kein signifikanter Unterschied im mittleren Vorhersagefehler pro Partei zwischen mobilen Teilnehmern (6.0%,) und Desktop-Teilnehmern (7.3%; z-test für unabhängige Proportionen: $z = 0.80$, $p = .43$). Auf deskriptiver Ebene war der Vorhersagefehler pro Partei für mobile Teilnehmer sogar geringer als für Desktop-Teilnehmer. Auch wenn in der vorliegenden Studie keine akkurate Vorhersage des Wahlergebnisses angestrebt wurde, ließ sich der relativ große Vorhersagefehler durch die Zusammensetzung der Stichprobe erklären: Wie in anderen Online-Untersuchungen (z. B. Aust et al., 2013; Faas, 2004) waren Anhänger kleiner Parteien über- und Anhänger großer Parteien unterrepräsentiert.

Hinsichtlich der Demographie bestätigten sich die Ergebnisse früherer Untersuchungen: Mobile Teilnehmer waren jünger ($M = 33.2$, $SD = 11.3$) als Desktop-Teilnehmer ($M = 36.5$, $SD = 13.7$; Welch t -test [zweiseitig getestet]: $t[544.30] = 4.61$, $p < .01$, $d = 0.28$) und häufiger weiblich (52.2% vs. 46.1%; exakter Test nach Fisher [zweiseitig getestet]: $\phi_c = .05$, $p = .05$). Auch in Bezug auf Abbruchraten und Teilnahmedauer ließen sich bisherige Ergebnisse bestätigen: Mobile Teilnehmer brachen die Umfrage häufiger ab (19.2%)

als Desktop-Teilnehmer (8.7%; exakter Test nach Fisher [zweiseitig getestet]: $\phi_c = .13$, $p < .01$) und benötigten mehr Zeit ($M = 22$ min 9 s, $SD = 15$ min 29 s vs. $M = 18$ min 45 s, $SD = 12$ min 55 s; Welch t -test [zweiseitig getestet]: $t[411.30] = -3.64$, $p < .01$, $d = 0.25$), um die Studie zu beenden.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Antworten von mobilen Teilnehmern in der vorliegenden Studie genauso reliabel und valide waren wie die Antworten der Befragten, die über einen Desktop-Computer teilnahmen. Obwohl Abbruchrate und mittlere Bearbeitungszeit für mobile Teilnehmer höher waren, hatte dies scheinbar keine Auswirkungen auf die Datenqualität. Eine mögliche Erklärung dafür ist, dass sich mobile Teilnehmer der technischen Einschränkungen ihrer benutzten Endgeräte bewusst waren, und deshalb möglichen Faktoren, die ihre Teilnahme beeinflussen könnten, aktiv entgegenwirkten und nur teilnahmen, wenn dies ungestört möglich war. Solche Situationen sind aber vermutlich relativ selten, was wiederum die höhere Abbruchrate mobiler Teilnehmer erklären könnte und dafür spricht, dass mobile Nutzer bei einer Störung eher ihre Teilnahme beenden, als invalide Daten zu produzieren. Im Hinblick auf die künftige Durchführbarkeit von Online-Studien und die zunehmende Verbreitung mobiler Endgeräte in der Bevölkerung ist dieses Ergebnis ermutigend. Einschränkend sollte jedoch festgehalten werden, dass es möglicherweise nur für bestimmte Fragestellungen gültig ist. In der vorliegenden Studie wurden die Teilnehmer zu ihren politischen Einstellungen und ihrer Wahlabsicht befragt. Dabei handelte es sich vermutlich um langfristig stabile Einstellungen, die bereits vor der eigentlichen Befragung existierten, und deshalb weniger anfällig für Verzerrungen und mögliche Ablenkungen von außen waren. Zudem ist eine Auskunft über bereits bestehende persönliche Einstellungen kognitiv wenig anspruchsvoll, daher hat das benutzte Endgerät möglicherweise einen geringeren Einfluss. Zukünftige Studien sollten untersuchen, ob sich die Datenqualität mobiler Teilnehmer verschlechtert, wenn kognitiv anspruchsvollere Aufgaben gestellt werden, bei denen ein hohes Maß an Konzentration erforderlich ist, oder Bearbeitungs- und Reaktionszeiten von Bedeutung sind.

5 Diskussion und Ausblick

Abhängig vom jeweiligen Wahlsystem entstehen unterschiedliche Möglichkeiten für eine strategische Stimmabgabe, die das Wahlergebnis verändern und die Regierungsbildung beeinflussen können (Evrenk & Sher, 2015; Herrmann, 2010; Kim & Kostadinova, 2011). Cox (1997) forderte, dass eine Wahl nur dann als strategisch zu bewerten sei, wenn ein Wähler, motiviert durch den antizipierten Wahlausgang, von seiner Parteipräferenz abweicht und einer anderen Partei seine Stimme gibt. Bedingt durch das Zweistimmensystem bietet das deutsche Wahlrecht verschiedene Möglichkeiten einer strategischen Stimmabgabe. In bisherigen Studien wurde strategisches Wahlverhalten jedoch recht unterschiedlich definiert und so häufig lediglich von der Parteipräferenz abweichendes Wahlverhalten untersucht, dem nicht zwingend ein strategisches Wahlmotiv zugrunde liegen muss. Daher bestand bislang hauptsächlich indirekte Evidenz für die Existenz der verschiedenen Motive strategischen Wahlverhaltens. In der vorliegenden Arbeit wurde auf der Basis von Partei- und Koalitionspräferenzen, der Wahlabsicht, des Verständnisses des Wahlsystems und der Erwartungen der Wähler über den Wahlausgang eine Taxonomie des Wahlverhaltens entwickelt und anhand von Daten zur Bundestagswahl 2013 validiert. Weiterhin wurden Determinanten strategischen Wahlverhaltens identifiziert und die erhobenen Daten hinsichtlich ihrer Reliabilität und Validität überprüft.

Die Ergebnisse belegen, dass einer strategischen Wahl unterschiedliche Motive zugrunde liegen können, die maßgeblich von den Erwartungen des Wählers über den Wahlausgang abhängig sind. Für ein Viertel der Teilnehmer ergab sich ein strategisches Wahlmotiv. Die meisten strategischen Wähler verfolgten die Wasted-Vote-Strategie mit der Erststimme, gefolgt von der Wasted-Vote-Strategie mit der Zweitstimme, der Leihstimme und der Kanzlerstimme. Am seltensten stimmten Wähler strategisch für eine Große Koalition ab. Dieses Wahlmotiv wurde in der Literatur zwar bereits genannt (Gschwend, 2007; Pappi & Thurner, 2002), konnte in der vorliegenden Arbeit jedoch erstmals als Motiv strategischen Wahlverhaltens verifiziert werden. Da ein beträchtlicher Anteil der deutschen

Wählerschaft die Funktion des Wahlsystems nur unzureichend versteht (Schmitt-Beck, 1993), wurde vermutet, dass eine fehlende Kenntnis über die Bedeutung von Erst- und Zweitstimme mit der Abgabe einer strategischen Stimme interferieren kann. Bei näherer Betrachtung der Wahlmuster ergab sich, dass einige Stimmkombinationen zwar zunächst ein strategisches Wahlmotiv vermuten ließen, jedoch eher durch ein fehlendes Verständnis des Wahlsystems bedingt waren. Einer von der Parteipräferenz abweichend vergebenen Stimme muss also nicht zwingend ein strategisches Wahlmotiv zugrunde liegen, was bei der Kategorisierung von Wahlverhalten berücksichtigt werden sollte. Dass ein bemerkenswerter Anteil der Teilnehmer in der vorliegenden Untersuchung die Bedeutung von Erst- und Zweitstimme verwechselte und in der Folge nicht, wie wahrscheinlich beabsichtigt, abstimmen konnte, stellt ein ernst zu nehmendes Problem für das deutsche Wahlrecht dar, da es so zu Verzerrungen der Parteienrepräsentationen im Parlament kommen kann und zu einem Wahlergebnis, das nicht dem Wählerwillen entspricht (Schmitt-Beck, 1993).

Auch wenn ein Großteil der Wähler bei Bundestagswahlen Erst- und Zweitstimme für die gleiche Partei abgibt (Pappi & Thurner, 2002), verdeutlicht die vorliegende Analyse, dass der Einfluss strategischen Wahlverhaltens in der Wahlforschung nicht länger vernachlässigt werden sollte. Zwar wertete Schoen (2000) strategisches Wahlverhalten für die Bundestagswahl 1998 als wenig bedeutsam, für das Jahr 2013 fanden sich jedoch Hinweise, dass das Wahlergebnis durch strategisches Wählen beeinflusst wurde: Vor der Bundestagswahl 2013 war unklar, ob den kleinen Parteien AfD und FDP der Bundestageinzug gelingen würde, da ihr Zweitstimmenanteil in Vorwahlumfragen zwischen 3% und 5% schwankte. Tatsächlich verpasste die CDU/CSU eine absolute Mehrheit nur um fünf Sitze (Bundeswahlleiter, 2013). AfD und FDP scheiterten knapp an der Fünf-Prozent-Hürde und verpassten den Einzug in den Bundestag. Da es ihr ehemaliger Koalitionspartner (FDP) nicht ins Parlament schaffte, war die CDU/CSU gezwungen, eine Große Koalition mit der SPD einzugehen und 6 von 15 Ministerposten abzutreten. Hätten mehr CDU/CSU-Wähler eine strategische Leihstimme für die FDP abgegeben, um deren Bundestageinzug zu sichern, wäre es sehr wahrscheinlich zu einer Koalition zwischen CDU/CSU und FDP

gekommen, in der die CDU den Vorsitz gehabt hätte. Dies ist ein Ergebnis, das sicher für viele CDU/CSU Anhänger wünschenswerter gewesen wäre. Am Beispiel der Bundestagswahl 2013 wird deutlich, dass strategisches Wählen das Wahlergebnis beeinflussen und mitentscheiden kann, ob einer kleinen Partei der Sprung über die Fünf-Prozent-Hürde gelingt. Eine mögliche Erklärung für die divergierenden Ergebnisse von 1998 und 2013 ist, dass sich der prozentuale Sitzanteil der großen Parteien im Bundestag über die Jahre verringert hat und vor der Bundestagswahl 2013 so viele kleine Parteien wie noch nie Chancen auf den Bundestageinzug hatten. Da besonders Anhänger von kleinen Parteien zu einer strategischen Wahl neigen, könnten sie für die Zunahme strategischer Stimmen im Jahr 2013 ursächlich sein. Durch das knappe Scheitern von AfD und FDP an der Fünf-Prozent-Hürde sind mehr als 15% aller abgegebenen Wählerstimmen nicht im aktuellen Bundestag repräsentiert. Sollte dieser substantielle Wähleranteil den Eindruck gewonnen haben, die eigene Stimme bei der Bundestagswahl 2013 verschwendet zu haben, könnte dies eine weitere Zerstückelung des Parlaments und einen Anstieg des strategischen Wahlverhaltens bei zukünftigen Wahlen zur Folge haben.

Wird dem steigenden Einfluss strategischer Wähler Rechnung getragen, so ist es von Interesse, welche Personen zu einer strategischen Wahl neigen. Studie 2 hatte zum Ziel, individuelle Unterschiede im strategischen Wahlverhalten genauer zu betrachten. Anhand der vorgestellten und validierten Taxonomie war es erstmalig möglich, zwischen strategischem und nicht-strategischem Wahlverhalten zu unterscheiden und mögliche Prädiktoren reinen strategischen Wahlverhaltens zu untersuchen. Durch die vorgenommene Operationalisierung strategischen Wahlverhaltens und seiner möglichen Determinanten gelang es, widersprüchliche Ergebnisse früherer Studien aufzuklären und verschiedene personale und situative Faktoren, die strategisches Wahlverhalten beeinflussen, zu identifizieren. Der typische strategische Wähler der Bundestagswahl 2013 verfügte über ein hohes Politikwissen, war über die Funktion des Wahlsystems bestens informiert, hatte eine Präferenz für eine der kleinen Parteien, hatte eine schwache Parteibindung und glaubte nicht daran, dass seine favorisierte Partei in den Bundestag einziehen würde. Um die De-

terminanten strategischen Wählens differenzierter zu betrachten, wird empfohlen, zukünftige Analysen nicht auf unaufrichtig vergebene Stimmen zu beschränken, sondern die hier vorgeschlagene, strengere Operationalisierung strategischen Wahlverhaltens zu nutzen. In Folgestudien sollte außerdem überprüft werden, ob sich die vorliegenden Ergebnisse auch auf andere Wahlen, Länder und Wahlsysteme übertragen lassen.

In einer Zusatzuntersuchung wurde geprüft, ob sich die Datenqualität von Online-Studien durch Personen, die über ein mobiles Endgerät teilnehmen, verschlechtert. Da sich keine Unterschiede in der Reliabilität und Validität der Antworten von mobilen Teilnehmern und Desktop-Teilnehmern ergaben, deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die Befürchtung einer Verschlechterung der Datenqualität durch mobile Teilnehmer unbegründet ist. In der Konsequenz scheint die zunehmende Verbreitung mobiler Endgeräte in der Bevölkerung, besonders unter jungen Teilnehmern, kein Problem darzustellen. Das Internet wäre demnach auch in Zukunft als eine effiziente Plattform zur Datenerhebung nutzbar. Jedoch muss einschränkend angemerkt werden, dass die vorliegenden Ergebnisse möglicherweise nur im Kontext der Abfrage langfristig stabiler Einstellungen gültig sind. Da es bisher noch wenig Forschung in diesem Bereich gibt, ist mehr Anstrengung nötig zu untersuchen, ob die Datenqualität bei zeitkritischen oder kognitiv anspruchsvollen Aufgaben durch das von den Teilnehmern verwendete Endgerät beeinflusst wird. Auf der Basis der vorliegenden Ergebnisse kann jedoch geschlussfolgert werden, dass mobile Teilnehmer keine Verfälschung der Datenqualität verursachen. Das Teilnehmen über mobile Endgeräte muss deshalb nicht ausgeschlossen werden, wenn stabile Einstellungen erfragt werden.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die vorgestellte Taxonomie ein geeignetes Verfahren darstellt, um zwischen rein strategischem und nicht-strategischem Wahlverhalten zu unterscheiden. Sie erlaubt es, zwischen von der Parteipräferenz abweichendem Wahlverhalten, für das es verschiedenste Ursachen geben kann, und reinem strategischen Wahlverhalten zu trennen und mehrere strategische Wahlmotive zu identifizieren. Sollte der Anteil strategischer Wähler in zukünftigen Wahlen weiter ansteigen, ist es für Politik und Gesellschaft von großer Relevanz, welche Persönlichkeitsmerkmale und

Prozesse eine strategische Wahlentscheidung begünstigen. Die vorgestellte Taxonomie ermöglicht eine trennscharfe Untersuchung dieser Entwicklung und ihrer Ursachen und verspricht, das Verhalten der Wähler in zukünftigen Wahlen besser zu verstehen.

Literaturverzeichnis

- Alvarez, R. M. & Nagler, J. (2000). A new approach for modelling strategic voting in multi-party elections. *British Journal of Political Science*, 30, 57–75.
doi: 10.1017/S000712340000003X
- Aust, F., Diedenhofen, B., Ullrich, S. & Musch, J. (2013). Seriousness checks are useful to improve data validity in online research. *Behavior Research Methods*, 45, 527–535.
doi: 10.3758/s13428-012-0265-2
- Barge, S. & Gehlbach, H. (2012). Using the theory of satisficing to evaluate the quality of survey data. *Research in Higher Education*, 53, 182–200. doi: 10.1007/s11162-011-9251-2
- Bawn, K. (1999). Voter responses to electoral complexity: Ticket splitting, rational voters and representation in the Federal Republic of Germany. *British Journal of Political Science*, 29, 487–505. doi: 10.1017/S0007123499000228
- Behnke, J. & Bader, F. (2013). Sophistiziertes Wählen bei der Bundestagswahl 2009 – gibt es diesbezügliche Anzeichen für Lerneffekte? In: B. Weßels, H. Schoen & O. Gabriel (Hrsg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2009* (S. 249–268). Wiesbaden: Springer. doi: 10.1007/978-3-658-01328-8_11
- Blais, A. & Nadeau, R. (1996). Measuring strategic voting: A two-step procedure. *Electoral Studies*, 15, 39–52. doi: 10.1016/0261-3794(94)00014-X
- Bundeswahlleiter (2013). *Endgültiges amtliches Ergebnis der Bundestagswahl 2013*. Zugriff am 11. Mai 2015 unter www.bundeswahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW_BUND_13/presse/w13034_Endgueltiges_amtliches_Ergebnis.html.
- Bundeswahlleiter (2014) Wahl zum 18. Deutschen Bundestag am 22. September 2013, Heft 4, Wahlbeteiligung und Stimmabgabe der Männer und Frauen nach Altersgruppen. Statistisches Bundesamt, Der Bundeswahlleiter, Wiesbaden. Zugriff am 27. Dezember 2015 unter https://www.bundeswahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW_BUND_13/veroeffentlichungen/BTW2013_Heft4.pdf.

- Buskirk, T. D. & Andrus, C. (2012). *Online surveys aren't just for computers anymore! Exploring potential mode effects between smartphone and computer-based online surveys*. Papier präsentiert beim jährlichen Treffen der American Association for Public Opinion Research, Orlando, FL.
- Bytzek, E. (2013). Elefantenhochzeiten: Verändern Große Koalitionen die Parteienlandschaft? In: E. Bytzek & S. Roßteutscher (Hrsg.), *Der unbekannte Wähler* (S. 193–209). Frankfurt am Main: Campus Verlag.
- Callegaro, M. (2010). Do you know which device your respondent has used to take your online survey? *Survey Practice*, 3(6). Zugriff unter <http://www.surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/250/html>
- Carlson, C. A. & Carlson, M. A. (2014). An evaluation of lineup presentation, weapon presence, and a distinctive feature using ROC analysis. *Journal of Applied Research in Memory and Cognition*, 3, 45–53. doi: 10.1016/j.jarmac.2014.03.004
- Carman, C. J. & Johns, R. (2010). Linking coalition attitudes and split-ticket voting: The Scottish Parliament elections of 2007. *Electoral Studies*, 29, 381–391. doi: 10.1016/j.electstud.2010.03.002
- Cox, G. W. (1997). *Making votes count*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cox, K. E. & Schoppa, L. J. (2002). Interaction effects in mixed-member electoral systems: theory and evidence from Germany, Japan, and Italy. *Comparative Political Studies*, 35, 1027–1053. doi: 10.1177/001041402237505
- de Bruijne, M. & Wijnant, A. (2013a). Comparing survey results obtained via mobile devices and computers: An experiment with a mobile web survey on a heterogeneous Group of mobile devices versus a computer-assisted web survey. *Social Science Computer Review*, 31, 482–504. doi: 10.1177/0894439313483976
- de Bruijne, M. & Wijnant, A. (2013b). Can mobile web surveys be taken on computers? A discussion on a multi-device survey design. *Survey Practice*, 6(4). Zugriff unter <http://www.surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/238/pdf>

- de Bruijne, M. & Wijnant, A. (2014). Mobile response in web panels. *Social Science Computer Review*, 32, 728–742. doi: 10.1177/0894439314525918
- de Bruijne, M. & Oudejans, M. (2015). Online surveys and the burden of mobile responding. In U. Engel (Hrsg.), *Survey Measurements: Techniques, Data Quality and Sources of Error* (S. 130–145). Frankfurt am Main, Germany: Campus Verlag GmbH.
- Diedenhofen, B. (2013). *cocron: Statistical comparisons of two or more alpha coefficients*. (Version 1.0-0). Zugriff unter <http://comparingcronbachalphas.org/>
- Downs, A. (1957). *An Economic Theory of Democracy*. New York, NY: Harper and Row.
- Evrenk, H. & Sher, C. Y. (2015). Social interactions in voting behavior: distinguishing between strategic voting and the bandwagon effect. *Public Choice*, 162, 405–423. doi:10.1007/s11127-015-0241-3
- Faas, T. (2004). Online or not online? A comparison of offline and online surveys conducted in the context of the 2002 German federal election. *BMS – Bulletin de Methodologie Sociologique*, 82, 42–57. doi: 10.1177/075910630408200105
- Fisher, S. L. (1973). The wasted vote thesis: West German evidence. *Comparative Politics*, 2, 293–299. doi: 10.2307/421245
- Fisher, S. (2001). *Tactical voting and tactical non-voting*. Artikel präsentiert beim jährlichen Treffen der American Political Science Association, San Francisco, CA.
- Franklin, M., Niemi, R. & Whitten, G. (1994). The two faces of tactical voting. *British Journal of Political Science*, 24, 549–557. doi: 10.1017/S0007123400007006
- Gisart, B. (2013). Grundlagen und Daten der Wahl zum 18. Deutschen Bundestag am 22. September 2013. *Wirtschaft und Statistik*, 8, 528-550.
- Gschwend, T. (2000). *Is ticket splitting strategic? Evidence from the 1998 election in Germany*. Artikel präsentiert beim jährlichen Treffen der Midwest Political Science Association, Chicago, IL.
- Gschwend, T. (2001). *Ticket splitting and strategic voting in mixed electoral systems*. Artikel präsentiert beim jährlichen Treffen der American Political Science Association, San Francisco, CA.

- Gschwend, T. & Pappi, F. U. (2004). Stimmensplitting und Koalitionswahl. In: F. Brettschneider, J. van Deth & E. Roller (Hrsg.), *Die Bundestagswahl 2002. Analysen der Wahlergebnisse und des Wahlkampfes* (S. 167–183). Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften. doi: 10.1007/978-3-322-80998-8_8
- Gschwend, T. (2007). Ticket-splitting and strategic voting under mixed electoral rules: Evidence from Germany. *European Journal of Political Research*, 46, 1–23.
doi: 10.1111/j.1475-6765.2006.00641.x
- Gschwend, T. (2009). District magnitude and the comparative study of strategic voting. In H.D. Klingemann (Hrsg.), *The Comparative Study of Electoral Systems* (S. 289–307). Oxford: Oxford University Press. Zugriff unter <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:0168-ssoar-258169>
- Herrmann, M. (2010). Wenn Wenige den Ausschlag geben... Strategisches Erststimmwählen bei deutschen Bundestagswahlen 1994–2009. *Politische Vierteljahresschrift*, 51, 665–689. doi: 10.1007/s1161501000357
- Herrmann, M. (2015). *Strategisches Wählen in Deutschland: Logik und politische Konsequenzen*, Wiesbaden: Springer.
- Hofmann, W. & Patel, P. V. (2015). SurveySignal: A convenient solution for experience sampling research using participants' own smartphones. *Social Science Computer Review*, 33, 235–253. doi: 10.1177/0894439314525117
- Hoffmann, A., Diedenhofen, B., Verschuere, A. & Musch, J. (2015). A strong validation of the crosswise model using experimentally-induced cheating behavior. *Experimental Psychology*, 62, 403–414. doi: 10.1027/1618-3169/a000304
- Huber, S. (2009). *Eine oder zwei Stimmen? Auswirkungen des Wahlsystems auf das Wahlverhalten bei Landtagswahlen*. Artikel präsentiert bei der Jahrestagung des Arbeitskreis Wahlen, Frankfurt am Main.
- Jesse, E. (1988). Split-voting in the federal republic of Germany: An analysis of the federal elections from 1953 to 1987. *Electoral Studies*, 7, 109–124. doi: 10.1016/0261-3794(88)90026-1

- Johann, D. (2009). Charakteristika und Motive der Stimmensplitter bei der Bundestagswahl 2005. In S. Kühnel, O. Niedermayer & B. Westle (Hrsg.), *Wähler in Deutschland: Sozialer und politischer Wandel, Gender und Wahlverhalten* (S. 366–398). Wiesbaden, Germany: Verlag für Sozialwissenschaften. doi: 10.1007/978-3-531-91661-3_12
- Karp, J. A., Vowles, J., Banducci, S. A. & Donovan, T. (2002). Strategic voting, party activity, and candidate effects: testing explanations for split voting in New Zealand's new mixed system. *Electoral Studies*, 21, 1–22. doi: 10.1016/S0261-3794(00)00031-7
- Karp, J. A. (2006). Political knowledge about electoral rules: Comparing mixed member proportional systems in Germany and New Zealand. *Electoral Studies*, 25, 714–730, doi: 10.1016/j.electstud.2005.11.002
- Kim, H. & Kostadinova, T. (2011). Does tactical voting matter? The political impact of tactical voting in canadian elections. *International Area Studies Review*, 14, 49–72. doi: 10.1177/223386591101400103
- Kselman, D. & Niou, E. (2010). Strategic voting in plurality elections. *Political Analysis*, 18, 227–244. doi: 10.1093/pan/mpp027
- Lambert, A. D. & Miller, A. L. (2015). Living with smartphones: Does completion device affect survey responses? *Research in Higher Education*, 56, 166–177. doi: 10.1007/s11162-014-9354-7
- Lynn, P. & Kaminska, O. (2012). The impact of mobile phones on survey measurement error. *Public Opinion Quarterly*, 77, 586–605. doi: 10.1093/poq/nfs046
- Lugtig, P. & Toepoel, V. (2015). The use of PCs, smartphones, and tablets in a probability-based panel survey: Effects on survey measurement error. *Social Science Computer Review*. Advance online publication. doi: 10.1177/0894439315574248
- Mavletova, A. (2013). Data quality in PC and mobile web surveys. *Social Science Computer Review*, 31, 725–743. doi: 10.1177/0894439313485201
- Mavletova, A. & Couper, M. P. (2013). Sensitive topics in PC web and mobile web surveys: Is there a difference? *Survey Research Methods*, 7, 191–205. doi: 10.18148/srm/2013.v7i3.5458

- Mavletova, A. & Couper, M. P. (2014). Mobile web survey design: Scrolling versus paging, SMS versus e-mail invitations. *Journal of Survey Statistics and Methodology*, 2, 498–518. doi: 10.1093/jssam/smu015
- McCuen, B. & Morton, R. B. (2010). Tactical coalition voting and information in the laboratory. *Electoral Studies*, 29, 316–328. doi: 10.1016/j.electstud.2010.03.009
- Meffert, M. F. & Gschwend, T. (2010). Strategic coalition voting: Evidence from Austria. *Electoral Studies*, 29, 339–349. doi: 10.1016/j.electstud.2010.03.005
- Meffert, M. F. & Gschwend, T. (2011). Polls, coalition signals and strategic voting: An experimental investigation of perceptions and effects. *European Journal of Political Research*, 50, 636–667. doi: 10.1111/j.1475-6765.2010.01986.x
- Meffert, M. F., Huber, S., Gschwend, T. & Pappi, F. U. (2011). More than wishful thinking: Causes and consequences of voters' electoral expectations about parties and coalitions. *Electoral Studies*, 30, 804–815. doi: 10.1016/j.electstud.2011.08.001
- Merolla, J. L. & Stephenson, L. B. (2007). *Behind the scenes: Understanding what influences the determinants of strategic voting*. Artikel präsentiert beim jährlichen Treffen der American Political Science Association, Chicago, IL.
- Moser, R. G. & Scheiner, E. (2005). Strategic ticket splitting and the personal vote in mixed member electoral systems. *Legislative Studies Quarterly*, 30, 259–276. doi: 10.3162/036298005X201545
- Moser, R. G. & Scheiner, E. (2009). Strategic voting in established and new democracies: Ticket splitting in mixed-member electoral systems. *Electoral Studies*, 28, 51–61. doi: 10.1016/j.electstud.2008.06.011
- Pappi, F. U. & Thurner, P. W. (2002). Electoral behaviour in a two-vote system: Incentives for ticket splitting in German Bundestag elections. *European Journal of Political Research*, 41, 207–232. doi: 10.1111/1475-6765.00010
- Pappi, F. U. & Herrmann, M. (2006). *Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen*. MZES, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung,

- Mannheim. Zugriff unter <http://www.mzes.uni-mannheim.de/publications/wp/wp-92.pdf>
- Peytchev, A. & Hill, C. A. (2010). Experiments in mobile web survey design: Similarities to other modes and unique considerations. *Social Science Computer Review*, 28, 319–335. doi: 10.1177/0894439309353037
- Poggio, T., Bosnjak, M. & Weyandt, K. (2015). Survey participation via mobile devices in a probability-based online-panel: Prevalence, determinants, and implications for non-response. *Survey Practice*, 8. Zugriff unter <http://www.surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/271>
- Raento, M., Oulasvirta, A. & Eagle, N. (2009). Smartphones: An emerging tool for social scientists. *Sociological Methods & Research*, 37, 426–454. doi: 10.1177/0049124108330005
- Schmitt-Beck, R. (1993). Denn sie wissen nicht, was sie tun... Zum Verständnis des Verfahrens der Bundestagswahl bei westdeutschen und ostdeutschen Wählern. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 24, 393–415.
- Schoen, H. (1999a). Mehr oder weniger als fünf Prozent – ist das wirklich die Frage? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 51, 565–582.
- Schoen, H. (1999b). Split-ticket voting in German federal elections, 1953–90: An example of sophisticated balloting? *Electoral Studies*, 18, 473–496. doi: 10.1016/S0261-3794(99)00023-2
- Schoen, H. (2000). Appelle zu taktischem Wahlverhalten – effektive Werbung oder verfehlte Wahlkampfretorik? In: J. Falter, O.W. Gabriel & H. Rattinger (Hrsg.), *Wirklich ein Volk? Die politischen Orientierungen von Ost- und Westdeutschen im Vergleich* (S. 641–673). Opladen: Leske und Budrich. doi: 10.1007/978-3-663-05704-8_19
- Sweeney, S. & Crestani, F. (2006). Effective search results summary size and device screen size: Is there a relationship? *Information Processing & Management*, 42, 1056–1074. doi: 10.1016/j.ipm.2005.06.007

- Toepoel, V. & Lugtig, P. (2014). What happens if you offer a mobile option to your web panel? Evidence from a probability-based panel of internet users. *Social Science Computer Review*, 32, 544–560. doi: 10.1177/0894439313510482
- Tsebelis, G. (1986). A general model of tactical and inverse tactical voting. *British Journal of Political Science*, 16, 395–404. doi: 10.1017/S0007123400004464
- Turner, P. W. & Pappi, F. U. (1998). *Measuring and explaining strategic voting in the german electoral system*. MZES, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Mannheim.
- Umesh, U. N. & Peterson, R. A. (1991). A critical evaluation of the randomized response method: Applications, validation, and research agenda. *Sociological Methods & Research*, 20, 104–138. doi: 10.1177/0049124191020001004
- Wells, T., Bailey, J. T. & Link, M. W. (2013). Filling the void: Gaining a better understanding of tablet-based surveys. *Survey Practice*, 6(1). Zugriff unter <http://surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/25>
- Wells, T., Bailey, J. T. & Link, M. W. (2014). Comparison of smartphone and online computer survey administration. *Social Science Computer Review*, 32, 238–255. doi: 10.1177/0894439313505829
- Westle, B. (2009). Politisches Wissen als Grundlage der Entscheidung bei der Bundestagswahl 2005. In S. Kühnel, O. Niedermayer & B. Westle (Hrsg.), *Wähler in Deutschland: Sozialer und politischer Wandel, Gender und Wahlverhalten* (S. 366–398). Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften. doi: 10.1007/978-3-531-91661-3_12
- Willing, S. (2013). *Discrete-option multiple-choice: Evaluating the psychometric properties of a new method of knowledge assessment* (Dissertation, Universität Düsseldorf). Zugriff unter <http://docserv.uniduesseldorf.de/servlets/DocumentServlet?id=27633>

Anhang: Einzelarbeiten

Studie 1:

Sommer, J. & Musch, J. (2015). Strategic voting in the German federal election of 2013: A taxonomy of voting behavior. *Manuscript submitted for publication.*

Studie 2:

Sommer, J. & Musch, J. (2015). Who Votes Strategically? Determinants of Strategic Voting in the German Federal Election of 2013. *Manuscript submitted for publication.*

Studie 3:

Sommer, J., Diedenhofen, B. & Musch, J. (2016). Not to Be Considered Harmful: Mobile-Device Users Do Not Spoil Data Quality in Web Surveys. *Social Science Computer Review*. Advance online publication. doi:10.1177/0894439316633452

Strategic voting in the German federal election of 2013: A taxonomy of voting behavior

Jana Sommer and Jochen Musch

Author Note

Jana Sommer and Jochen Musch, Department of Experimental Psychology,
University of Duesseldorf.

Correspondence concerning this article should be addressed to Jana Sommer,
Department of Experimental Psychology, University of Duesseldorf,
Universitaetsstrasse 1, Building 23.03, 40225 Duesseldorf, Germany. E-mail:
jana.sommer@uni-duesseldorf.de, Phone: +49-211-8113094, Fax: +49-211-8111753

Abstract

In mixed-member proportional voting systems, government formation can be influenced by strategic voting behavior. We developed and validated a taxonomy of voting behavior, based on information about voters' party and coalition preferences, intended voting decision, expectations of the electoral outcome, and knowledge of electoral rules. Using survey data from the 2013 federal election in Germany, we found evidence for the existence of different motives for strategic voting. A substantial share of voters adhered to the wasted vote strategy in the constituency vote, the wasted vote strategy in the party list vote, the chancellor voting strategy, the rental vote strategy, and the grand coalition voting strategy. The proposed taxonomy can be used to separate strategic from nonstrategic voting behavior.

Keywords: strategic voting; mixed-member proportional system; vote splitting;

German federal election; electoral expectations; insincere voting

Strategic voting in the German federal election of 2013: A taxonomy of voting behavior

The right to vote is the most important aspect of modern democracies. In the last few decades, the number of democracies has increased, and various electoral systems that differ with regard to how votes translate into seats have evolved (Bawn, 1999). Depending on the electoral rules, the opportunity to engage in strategic voting may emerge and can affect the way votes are cast (Evrenk and Sher, 2015; Herrmann, 2010; Kim and Kostadinova, 2011). Cox (1997) considers voting to be strategic if voters desert their favorite candidate or party in the voting booth because of their expectations of the electoral outcome. Strategic voters misrepresent their true party preference in an attempt to influence the electoral outcome in a desired direction. Strategic voting has been investigated in a variety of electoral systems including mixed-member proportional (MMP) systems, which combine plurality rule and proportional representation. In Germany, the MMP system was established in its present form in 1953, and since 1990, the number of democracies employing this voting system has been growing steadily (Scarrow, 2001). In the MMP system, each voter can cast two votes: The first vote (constituency vote) is cast for a candidate in a single-member constituency and is totaled at the district level; the second vote (party list vote) is cast for a party in the national list contest and determines the distribution of the seats in parliament. One half of the seats in the German parliament is reserved for the constituency winners; the other half is distributed proportionally according to the results of the party list vote. To enter the German parliament, a party must win at least three constituencies or must gain at least 5% of the national vote share. The arbitrarily defined threshold of 5% of the votes is supposed to prevent the fragmentation of parliament and to improve its efficiency by facilitating the building of coalitions. Since the MMP system with its barring clause has been adopted, the number of parties represented in the German parliament has never exceeded a total of six. In the past, the German government was usually led by a coalition of a minor and a major party. In the

elections prior to the one we investigated, the governing coalition was formed either by the conservative Christian Democrats (CDU/CSU) and the liberal Free Democrats (FDP), or by the left-of-center Social Democrats (SPD) and the environmental Green Party (Greens). A grand coalition was formed between the major parties (CDU/CSU and SPD) only in 1966 and 2005. The election in 2013 differed from previous elections with regard to some important aspects. On the one hand, new parties had been founded in the years prior to the 2013 election. These included the Alternative for Germany (AfD) and the Pirate Party. Even though in the 2013 election, whether these parties would pass the electoral threshold was difficult to predict, more parties had the chance to gain representation in parliament than in previous elections. On the other hand, polls predicted that the FDP would have difficulties to enter parliament even though this party has always been in the Bundestag since its foundation in 1949. Therefore, a large number of potential coalitions and opportunities for strategic voting were discussed prior to the election, and no previous election offered more incentives to vote strategically. For the German federal election of 1998, Schoen (2000) had found strategic voting to be negligible. However, his analysis was restricted to the party list vote, and fewer parties that had a chance of passing the electoral threshold had participated in 1998. Moreover, Schoen (2000) did not consider the voters' expectations of the electoral outcome. Even when the share of strategic voters is relatively small, strategic voting may decide whether a party passes the electoral threshold, thereby changing the outcome of the election (Evrenk and Sher, 2015, Herrmann, 2015; Kim and Kostadinova, 2011).

To reliably distinguish between strategic and nonstrategic voting behavior, the motives underlying the votes have to be taken into account. Although different motives for strategic voting in MMP systems have been discussed (e.g., Cox, 1997; Fisher, 1973; Meffert and Gschwend, 2010), a comprehensive taxonomy of voting behavior for the German MMP system is still missing. In the present study, we therefore took a closer look at voting

behavior in general and the different motives underlying strategic voting in particular, based on the example of the German MMP system. Previous studies have analyzed mainly voting behavior and did not take into account voters' party preferences (e.g., Bawn, 1999; Fisher, 1973; Jesse, 1988) or their expectations of the electoral outcome (e.g., Fisher, 1973; Gschwend, 2007; Pappi and Thurner, 2002). We therefore develop a taxonomy of strategic and nonstrategic voting behavior in the German MMP system, which is built on information about party and coalition preferences, intended voting decisions, knowledge of the electoral rules, and expectations of the electoral outcome. In this taxonomy, we consider different motives for strategic voting and analyze both the constituency and the party list vote. We categorize votes according to the *wasted vote strategy in the constituency vote*, the *wasted vote strategy in the party list vote*, the *chancellor voting strategy*, the *rental vote strategy* and we propose an additional category for *grand coalition voting*. We then test the proposed taxonomy using survey data from the German federal election of 2013.

Terminology for strategic voting

To investigate strategic voting, it is important to define the voting behavior associated with a strategic vote. In MMP systems, the majority of voters simply vote for their favorite candidate or party; this behavior is referred to as sincere voting (Cox, 1997; Duverger, 1954). Pappi and Thurner (2002) found that about 80% of the voters in Germany cast both of their votes for the same political party, thus voting a straight ticket; the remaining 20% of the German electorate split their ballot between two political parties. We argue, however, that a split vote is not necessarily a strategic vote; nor is a straight ticket necessarily a nonstrategic vote. Not differentiating between *split voting*, *insincere voting*, and *strategic voting* can lead to diverging estimates of the extent of strategic voting behavior. Even though the three terms have sometimes been used interchangeably for strategic voting (Huber, 2009; Jesse, 1988), they should be distinguished to avoid blurring the definition. Voters cast a *split vote* if there is

a difference between their constituency and their party list vote. Voters cast an *insincere vote* if their constituency or party list vote is not in line with their party preference. Strategic voting, however, is defined more narrowly than both split voting and insincere voting. A strategic vote is classified on the basis of a comparison between the voter's constituency vote, party list vote, party preference, and expectations of the electoral outcome. Strategic voting occurs only if in anticipation of the electoral outcome, voters cast their constituency or their party list vote for a party that is not their favorite. Therefore, information about a voter's expectations of the electoral outcome is essential for identifying a true strategic vote (Evrenk and Sher, 2015). While it is generally accepted that split or insincere votes may be motivated by strategic reasoning (Bawn, 1999; Cox and Schoppa, 2002; Karp et al., 2002), split or insincere votes for which the voters' expectations of the electoral outcome are not known need not necessarily be strategic (Gschwend, 2001). For example, voters favoring the Pirate Party but not expecting it to pass the electoral threshold may decide to cast their constituency and party list votes for the SPD to avoid wasting their votes. Therefore, a voter does not necessarily have to split the ballot in order to cast a vote that is both insincere and strategic according to the above definition.

To decide whether a vote has been cast strategically, the conceptualization of strategic voting must be refined on the basis of voters' motives and their expectations of the electoral outcome. Even if strategic voters exhibit the same voting behavior, they do not necessarily share the same motive (Behnke and Bader, 2013) and should therefore not be lumped together into one group (Gschwend, 2007).

Motives for strategic voting

In the following, we review the different motives that potentially underlie strategic voting behavior in the German MMP system. We differentiate between two different wasted

vote strategies, the chancellor voting strategy, the rental vote strategy, and the grand coalition voting strategy.

Wasted vote strategy. The *wasted vote strategy* was first described by Downs (1957). He argued that a voting decision might not be based only on party preference but also on the expected election outcome. Depending on the expected election outcome, voters may try to maximize their expected utility by adjusting their voting decision (Blais and Nadeau, 1996; Cox, 1997; Meffert et al., 2011). Voters are assumed to ponder whether their favorite party is likely to win or to achieve its goal of surpassing the electoral threshold. If voters expect that a strategic vote will improve their expected utility more than a sincere vote will, they may opt to vote strategically (Gschwend, 2009). For example, rational voters who are afraid of wasting their vote because their preferred party has no chance of winning may decide to cast their vote for their second most preferred party to prevent the success of a third party. According to Duverger's law (Duverger, 1954), under single ballot plurality rule, this strategy is likely to eventually result in a two-party system. Although the wasted vote strategy was first demonstrated under plurality rule (Alvarez and Nagler, 2000; Blais and Nadeau, 1996), partisans of minor parties in the German MMP system face a similar problem. Minor party candidates are unlikely to win in single member districts, and because of the electoral threshold, minor parties are often in danger of not entering parliament. Partisans of minor parties are therefore most likely to pursue a wasted vote strategy (Gschwend, 2007; Schoen, 1999a) for either their constituency or their party list vote. For example, partisans of the Greens may suspect that a constituency vote for their favorite party's candidate will be wasted. They therefore have an incentive to cast a strategic vote, and may decide to vote for a candidate who represents a major party such as the SPD—a likely coalition partner with better chances for victory in the constituency (see Figure 1). For partisans of minor parties, casting a strategic constituency vote is particularly attractive if a close race between two

major parties in the constituency is expected (Gschwend, 2001). Previous studies have interpreted the fact that partisans of minor parties split their vote more often than partisans of major parties as evidence for the *wasted vote strategy in the constituency vote* (Fisher, 1973; Gschwend, 2007; Pappi and Thurner, 2002). However, partisans of minor parties run the risk of wasting not only their constituency vote; due to the electoral threshold, they also run the risk of wasting their party list vote, a phenomenon that has not yet received much attention in the literature (Behnke and Bader, 2013). To avoid wasting their party list vote, many voters use polls to form an expectation of whether their favorite party will enter parliament (Meffert et al., 2011). If voters are afraid to waste their party list vote, they have an incentive to cast a strategic vote, and may resort to the *wasted vote strategy in the party list vote* (see Table 1). For example, if partisans of the Pirate Party expect that their favorite party will not gain representation in parliament, they may cast a strategic party list vote by supporting their second most preferred party if they think that this party is more likely to enter parliament. If the chances of their favorite party winning the constituency vote are even worse, these voters may also cast a strategic constituency vote (see Figure 1). This example shows that even a straight ticket can be cast for a strategic reason (Behnke and Bader, 2013).

Previous research concerning the wasted vote strategy in the party list vote has obtained mixed results. Meffert and Gschwend (2010) observed the strategy in an election in Austria, whereas in a study by Thurner and Pappi (1998), the wasted vote strategy in the party list vote could not be observed because all voters expected that their favorite party would enter parliament. To reliably classify votes according to the wasted vote strategy in the present investigation, we took into account voters' party preferences and expectations of the electoral outcome. We were thus able to determine whether a wasted vote strategy was applied to the constituency vote or the party list vote. We expected that partisans of minor parties would likely be most attracted to a wasted vote strategy for either their constituency or

party list vote. To our knowledge, no previous study has taken voters' party preferences into account and investigated the wasted vote strategy simultaneously for the constituency and the party list vote.

Chancellor vote. The personalization in politics is steadily increasing (Graner, 2002). It is therefore conceivable that voters decide to deviate from their party preference due to a personal preference for a certain candidate competing either for the constituency or for chancellorship (Carman and Johns, 2010; Johann, 2009; Karp et al., 2002; Moser and Scheiner, 2005). The possibility of such a *personal vote* at the constituency level has been criticized, however (Gschwend, 2000; Johann, 2009; Moser and Scheiner, 2009) because it has been shown that a large proportion of the electorate is not even able to name the constituency candidate of their favorite party (Jesse, 1988). With regard to the candidates for the chancellorship, however, the situation arguably is a different one. Even though previous studies did not consider strategic voting aiming to foster the chancellor candidate of a different party, some voters may anticipate that their favorite party is not going to play a role in the formation of the future government. An anonymous reviewer suggested that such voters may pursue a strategic *chancellor vote* in an attempt to influence which of the major parties receives the largest vote, the most power in post-election coalition negotiations, and the chance to provide the chancellor. Independently from their party preference, such voters may favor a certain chancellor candidate because of his perceived trustworthiness and problem-solving competence (Johann, 2009). If the voters' preference for a chancellor candidate and his party preference contradict each other, the voter has an incentive to vote strategically by splitting his vote (Johann, 2009). A strategic *chancellor vote* is however probably only attractive for supporters of minor parties, because major parties usually compete for the chancellorship themselves. The favorite coalition of a supporter of a minor party provides information about which major party is his preferred coalition partner. If a

voter expects that his favorite party will enter parliament but will not be represented in the governing coalition, he may decide to cast a strategic party list vote for one of the major parties to influence the race for chancellorship (see Table 1). If a voter casts a chancellor vote, he should not expect that his favorite party will be represented in the governing coalition, and therefore vote for the major party he prefers as a coalition partner. If, on the other hand, a voter expects that his favorite party will be represented in the governing coalition, he should stay with his favorite party because he can expect that the major coalition partner will provide the chancellor anyway. For example, a voter preferring the Greens, favoring a red-green coalition with the major party SPD, but expecting that a black-yellow coalition between the CDU/CSU and the FDP will most likely build the government may decide to vote for the SPD to increase the likelihood of a win of Peer Steinbrück (SPD) over Angela Merkel (CDU) in the 2013 race for chancellorship (see Figure 1). If a voter expects a coalition between two major parties, he should vote for the party that is ideologically closer to his favorite party, or for the chancellor candidate he likes best. For the German federal election in 2005, Johann (2009) analyzed whether voters who evaluated the chancellor candidate of a different party better than the chancellor candidate of their preferred party tended to split their vote more often. Surprisingly, he found no evidence for chancellor votes if only the two major party chancellor candidates were considered. However, if the leading candidates of all parties were considered, Johann (2009) could show that respondents who evaluated the candidate of a different party better, split their vote more often than other respondents.

Rental vote strategy. The German government is often formed by a coalition between a major and a minor party. Tsebelis (1986) argued that due to the electoral threshold, some voters employ a threshold insurance strategy (Cox, 1997) and cast a strategic *rental vote* to prevent a prospective coalition partner from failing to pass the electoral threshold.

Voters who pursue a rental vote strategy usually support major parties with their constituency vote but cast their party list vote for one of the minor parties (Johann, 2009; Schoen, 2000). A rental vote should be cast only if the expected utility of ensuring the representation of a small coalition partner in parliament surpasses the utility obtained from simply voting a straight ticket for one's favorite party. Some researchers have argued that voters will most likely cast a rental vote if they are unsure about whether a minor party will pass the electoral threshold (Gschwend and Pappi, 2004; Pappi and Thurner, 2002). Therefore, if voters are sure that a minor party will either pass or fail the electoral threshold, they may feel that a straight ticket for their favorite major party offers an advantage. However, Schoen (2000) observed no effect of the perceived probability of a party entering parliament on the number of rental votes. Accordingly, voters who favor the major party CDU/CSU and believe that this party is going to win anyway may cast their party list vote for the FDP with the hope of encouraging a coalition between these two parties (see Figure 1; Gschwend, 2007; Hobolt and Karp, 2010). Such voters have a strong incentive to vote strategically.

In previous elections, the rental vote strategy has mainly been tested for tactical coalition voting. Using logistic regression analyses, Gschwend (2007) found evidence for rental votes cast by CDU/CSU and FDP voters but not by SPD and Green Party voters. However, voters' party preferences were not examined in this study. Taking party preferences into account, Thurner and Pappi (1998) found that rental votes were a significant component of strategic voting behavior.

Schoen (2000) suggested that the definition of a rental vote strategy be expanded and argued that a rental vote does not necessarily need be cast for a likely coalition partner. We followed this suggestion and used a broader definition of rental voting: Partisans of a major party, for example, the CDU/CSU, can be sure that their favorite party will enter parliament and may therefore decide to cast their party list vote for a minor party that is fighting to

surpass the electoral threshold, for example, the Pirate Party. Even when expecting that the Pirate Party will not be likely to form a coalition with the CDU/CSU, some voters may still want to support the Pirate Party with a rental vote, for instance, to ensure that a strong position on information privacy is represented in the parliament. This example shows that it is possible to cast a rental vote for different strategic reasons. However, lending the party vote is more costly and may therefore occur less frequently than a strategic constituency vote because partisans of major parties who lend their vote to a minor party reduce the national share of votes for their favorite party (Pappi and Thurner, 2002).

Grand coalition voting. In mixed electoral systems, voters anticipate the process of government formation and form expectations of possible coalitions (Gschwend, 2007). Since voters' coalition preferences may induce split voting, both the wasted vote and the rental vote strategy can be regarded as forms of tactical coalition voting (Pappi and Thurner, 2002). By voting for their favorite coalition, voters may try to influence the process of coalition formation and the policy direction of their favorite party, and thereby, the electoral outcome (Huber, 2009; McCuen and Morton, 2010). Parties sometimes even use coalition signals to instruct their partisans to vote strategically (Meffert and Gschwend, 2011). Gschwend (2007) and Pappi and Thurner (2002) argued that it is difficult to cast a strategic vote to enhance the likelihood of a coalition between two major parties. However, voters who split their votes between two major parties may do this in an attempt to achieve this goal. After the German parliamentary election in 2005, a coalition between the two major parties—CDU/CSU and SPD—was in fact established. Even though this Grand coalition had not been popular in advance, it turned out to be surprisingly popular after the election (Bytstek, 2013). Representative statistics for the previous federal election in 2009 (Bundeswahlleiter, 2009) showed that about 4% of the voters split their vote between two major parties. Such voters had cast their party list vote for either the CDU or the SPD, and their constituency vote for

the remaining major party (see Figure 1). Thereby the voters strengthened the preferred coalition partner, increased the likelihood of a Grand coalition, and decreased the likelihood of a possibly less preferred coalition between the CDU and the FDP. Given that the major parties can usually be sure to enter parliament, splitting the constituency vote and the party list vote between two major parties cannot be classified as a wasted vote strategy or as a rental vote that is cast in order to help a minor party pass the electoral threshold. However, voters favoring a major party and a coalition between their favorite party and another major party have an incentive to cast a strategic vote and may simply decide to split their vote to support their favorite coalition (see Table 1). We refer to this strategy, which has previously been discussed as a potential variant of strategic voting by Gschwend (2007) and Pappi and Thurner (2002), as grand coalition voting.

Nonstrategic voting behavior

Having summarized the potential motives for strategic voting, we now turn to voting behaviors that can be considered nonstrategic because they do not fall into any of the categories of strategic voting.

Confused votes. Casting what we call a confused vote may look like a strategic vote but should not be treated as such. Schmitt-Beck (1993) found that a considerable proportion of the electorate showed profound deficits in their knowledge of the German voting system and were unable to correctly answer a question about what determines the number of parliamentary seats that are allocated to a party (the party list vote). This surprising finding has been replicated repeatedly (Johann, 2009; Westle, 2009). It has also been shown that some voters believe that they cast two votes to favor a coalition (Bawn, 1999) and that some voters misinterpret the terms “first vote” and “second vote” as a request to name their first and second party preferences (Carman and Johns, 2010). Knowledge of the electoral rules that is incomplete, incorrect, or absent may of course interfere with strategic voting.

In previous elections, it has been observed that more than one third of the split votes were cast in a way that was strategically suboptimal (Jesse, 1988; Karp et al., 2002; Pappi and Thurner, 2002; Schoen, 1999b). This is the case, for example, when supporters of a two-party coalition split their votes without considering which vote is pivotal for guaranteeing the minor party's entry into parliament (Pappi and Thurner, 2002). Such an error occurs when partisans of the FDP cast their constituency vote for their favorite party and their party list vote for the CDU/CSU as the preferred coalition partner (see Figure 1). These voters have an incentive to vote strategically, but misdirect their constituency vote to a candidate that has no chance of winning and also squander their party list vote. We argue that such voters are not casting a strategic split vote but are instead mixing up the meaning of the constituency vote and the party list vote. Thus, they split their ballot in a very inefficient way. Rather than classifying such votes as strategic, we classify such insincere votes as *confused votes* because they are not cast rationally according to any of the potential motives for strategic voting in section 1.2.

Residual votes. Some insincere votes cannot be classified according to any of the motives of strategic voting, and it has therefore been argued that it is misleading to treat all insincere votes as strategic (Meffert and Gschwend, 2011). Pappi and Thurner (2002) categorized split votes as *residual votes* if no information that could be interpreted as an attempt to vote strategically could be identified in the voting pattern. Such residual votes may be cast for idiosyncratic reasons or may simply be irrational (Jesse, 1988). We consider a vote to be residual, if, for example, voters favoring a minor party believe that this party will pass the electoral threshold but nevertheless fail to vote for it, or if partisans of a minor party are sure that their favorite party will not gain representation in the parliament but nevertheless vote for that party. Thus, for example, voters favoring the CDU/CSU but casting

their constituency vote for the NPD and their party list vote for the FDP are classified as residual voters.

Other potential reasons to ignore one's own party preference include attempting to send a protest vote against the government-in-office, attempting to send a personal political message (Cox, 1997; Franklin et al., 1994), or attempting to express resentment toward all political parties running for election (Pappi and Herrmann, 2006). However, in any of these cases, insincere votes are cast for reasons other than strategic votes, and we therefore classify such votes as residual rather than strategic (cf. Kselman and Niou, 2010).

Sincere votes. Previously, voters casting their constituency and party list votes in accordance with their party preference have been considered sincere voters. However, it can be argued that the motives underlying the votes are also important. Some voters may cast a sincere vote according to their party preference because they have no incentive to cast a strategic vote anyway, whereas other voters may cast a sincere vote in spite of having an incentive to cast a strategic vote. Following the suggestion of an anonymous reviewer, we distinguish between these two types of sincere voting. In particular, we call votes that are cast according to the voter's party preference *untempted sincere votes* if the voter has no incentive to cast a strategic vote, and *tempted sincere votes* if the voter has an incentive to cast a strategic vote. Both groups of voters cast votes that seem to be sincere, but they differ with regard to their expectations of the electoral outcome.

Untempted sincere voters may expect their favorite party to gain representation in parliament and their favorite party's candidate to win the constituency. Since their expectations meet their preferences, such voters have no incentive to cast a strategic vote, regardless of whether they favor a minor or major party. From a rational perspective, such voters should vote for their favorite party. For example, a voter who favors the Left, and expects the Left to gain representation in parliament and to win the constituency, has no

reason not to vote for the Left. Untempted sincere voters also include voters who favor a major party and expect their favorite party to gain representation in parliament, but do not expect the candidate of their favorite party to win the constituency. Such voters should nevertheless cast both of their votes for their favorite party, because they have no incentive to cast a strategic vote. For example, a voter who favors the SPD and expects his favorite party to gain representation in parliament, but expects a constituency win by the CDU, should still cast his constituency vote for his favorite party, because there is no better way to support major parties like the CDU/CSU, SPD (and the Left) competing neck-to-neck in a constituency.

Tempted sincere voters, on the other hand, may not expect their favorite party to gain representation in parliament. As their expectations do not meet their preferences, such voters have an incentive to cast a strategic vote, regardless of whether they favor a minor or major party. From a rational perspective, such voters should vote for another than their favorite party to avoid a wasted vote; they may however still decide to vote sincerely by casting both of their votes according to their party preference. For example, a voter who favors the Pirate Party, but does not expect the Pirate Party to gain representation in parliament, is rationally tempted to cast his vote for a different party. Tempted sincere voters also include voters who favor a minor party and expect their favorite party to gain representation in parliament, but do not expect the candidate of their favorite party to win the constituency. Having an incentive to vote strategically, such voters may nevertheless cast both of their votes for their favorite party, ignoring the possibility to increase their expected utility by a strategic vote. For example, a voter who favors the FDP and expects the FDP to gain representation in parliament, but does not expect a constituency win by the FDP, may be tempted to cast his constituency vote for the CDU to avoid a wasted constituency vote but may still decide to honestly cast both of his votes for the FDP.

Classification of strategic voting behavior

Gschwend (2007) and Pappi and Thurner (2002) distinguished between sincere voters, strategic split voters, and nonstrategic split voters. They argued that strategic split voters either follow the wasted vote strategy in the constituency vote or the rental vote strategy. However, they did not analyze voters' expectations of the electoral outcome and considered only votes cast for one of the coalitions discussed in the run-up to the election as strategic. Voters splitting their vote in a way that was not consistent with a CDU/CSU and FDP coalition or an SPD and Greens coalition were automatically assigned to the group of nonstrategic split voters. A large portion of such voters were therefore not considered strategic voters. In an alternative approach, Meffert and Gschwend (2011) classified votes for parties other than the voters' preferred party as strategic if the voters stated a strategic reason—referring to polls or to a party's chances in the election—in an open-ended listing task. Further analyses of strategic voting behavior were however not possible because only one fifth of the insincere voters revealed a strategic voting motive ($n = 10$).

When categorizing a vote as strategic, other studies investigating the extent of strategic voting in German federal elections considered only strategic voting that was based on the party list vote (Huber, 2009; Karp, 2006; Schoen, 2000). Many studies did not take into account voters' party preferences (Bawn, 1999; Fisher, 1973; Jesse, 1988) and their expectations of the electoral outcome (Fisher, 1973; Gschwend, 2007; Pappi and Thurner, 2002). Furthermore, most previous studies reported only indirect evidence of strategic voting behavior that was based on aggregate data and ignored strategic votes that favored a Grand coalition. Voting patterns resulting from a misapprehension of the voting system have also often been neglected even though it is well known that part of the electorate misunderstands the meaning of the constituency and party list votes in the German electoral system (Schmitt-Beck, 1993).

To conduct a more fine-grained analysis of strategic and nonstrategic voting patterns, we paid particular attention to the potential motives of strategic voting, including the wasted vote strategy in the constituency vote, the wasted vote strategy in the party list vote, the chancellor voting strategy, the rental vote strategy, and the grand coalition voting strategy. All of these strategies combined have never been examined before in a single sample. Extending previous findings, we employed a taxonomy of voting behavior that also considered information about voters' party and coalition preferences, intended voting decisions, knowledge of electoral rules, and expectations of the electoral outcome. We examined the postulated taxonomy using survey data collected at the individual level during the German federal election of 2013.

Method

Sample

Respondents for the pre-election web survey were recruited via an online panel, and 1,151 participants completed the study. Data from an additional 696 respondents were excluded because they were considered unsuitable for an analysis of strategic voting. This was because the respondents stated that they did not participate seriously ($n = 2$, cf. Aust et al., 2013), were not eligible to vote ($n = 16$), or indicated no clear voting intention for the upcoming election (did not intend to vote, $n = 30$; did not know which party they would vote for, $n = 186$; intended to vote for a party that was not on our list, $n = 72$; or had no clear party preference due to ties in their sympathy for two or more parties, $n = 390$). The administration of the survey began two days before the German federal election at 11 pm, on September 20th, 2013, and ended at 6 pm on September 22nd, at the same time the polling stations closed and the first exit polls were announced. The questionnaire was delivered online using the software EFS Survey (Version 10.1; QuestBack, 2013). Respondents in the final sample ranged in age from 18 to 93 and were younger ($M = 36.33$, $SD = 13.60$) than the German

population of eligible voters (see Appendix). The proportion of males (55.9%) in the sample was also higher than in the German population at large (48.2%, German Zensus, 2011), and the sample was better educated than the general population at large (see Appendix). 126 respondents held a junior high-school diploma, 257 held a general qualification for university entrance (the German “Abitur”), 694 held a bachelor’s or master’s degree, and 74 indicated a PhD as their highest academic degree.

Measures included in the survey

At the beginning of the survey, respondents were asked to indicate their age, gender, and educational degree. They also gave information whether they were allowed to vote in the upcoming federal election and provided the federal state they resided in. To determine whether the respondents followed a strategic voting motive, their party preference, their voting intention, and their coalition preference were measured (for a complete list of all questions, see Appendix). Party preference was measured by asking how strongly respondents sympathized with each of the eight biggest parties. The highest ranked party was defined as the respondent’s favorite party. If two or more parties were ranked equally, no party preference was recorded. Next, the intended voting decision was determined by asking respondents to indicate the party they intended to vote for, separately for the constituency vote (Erststimme) and the party list vote (Zweitstimme). Following Fürnberg (2015), respondents from West Germany (as inferred from the federal state they resided in) favoring the CDU/CSU or the SPD were treated as partisans of a major party. In East Germany, where the Left usually wins more votes than the SPD (Bundeswahlleiter, 2014a; Herrmann, 2015), votes for the Left were also considered votes for a major party. Respondents favoring the Greens, the FDP, the Pirate Party, the AfD, or the NPD were treated as partisans of a minor party. Respondents were then asked to indicate the parties they expected to surpass the electoral threshold and the party of the candidate they expected to win their constituency.

Next, coalition preference was assessed by asking how strongly respondents sympathized with the potential coalitions discussed prior to the election. The highest ranked coalition was defined as the favorite coalition. If two or more coalitions were ranked equally, no coalition preference was recorded. Then, respondents gave information about the likelihood they expected the different coalitions discussed in the run-up to the election to build the government. Next, respondents were asked to respond to several statements associated with strategic voting behavior motives. Finally, respondents were asked whether they participated seriously in the study, thanked and provided with information regarding strategic voting behavior and the background of the current study.

Classification according to the taxonomy of voting behavior

To classify responses according to the taxonomy, we compared respondents' party preference to their intended voting decision and considered if they had an incentive to cast a strategic vote (see Figure 1). To determine whether a respondent had an incentive to vote strategically, we considered their expectation of whether their favorite party would pass the electoral threshold, win the constituency, and join the government coalition (see Table 1). To validate the proposed motives for strategic voting, we asked respondents' to indicate their agreement with statements associated with different strategic voting motives (see Appendix for question wording). The answers of respondents classified according to one of the strategies were then compared with the answers of all other respondents.

Results

An alpha level of .05 was used for all statistical tests. Effect sizes for the difference between two means were calculated with Cohen's d . According to Cohen (1988), an effect of $d = 0.20$ may be considered small, an effect of $d = 0.50$ medium, and an effect of $d = 0.80$ large. Effect sizes for the difference between two proportions were calculated using Cramer's ϕ . According to Cohen (1988), an effect of $\phi = 0.10$ may be considered small, an

effect of $\phi = 0.30$ medium, and an effect of $\phi = 0.50$ large.

Party support and voting intentions

Respondents were recruited via an online access panel; the sample was therefore not representative of the general population at large. As in previous online surveys conducted during German federal elections, respondents indicating a preference for a minor party such as the Greens were overrepresented, and respondents indicating a preference for the major party CDU/CSU were underrepresented (Faas, 2004). Moreover, the potential self-selection towards more politically interested participants may have led to a sample with a higher political sophistication than the general population at large. However, since partisans of minor parties have a greater incentive to vote strategically, our sample provided an opportunity to take a closer look at strategic voting (see Table 2). Although the relative proportions varied, both in the actual election and in our survey, minor parties such as the Greens, the FDP, and the AfD received substantially more party list votes than constituency votes, whereas major parties such as the CDU/CSU and the SPD received more constituency than party list votes. To obtain an estimate of how the present results would have changed if our survey would have been conducted in the general population at large, we weighted the relative proportion of the different strategies according to the actual proportions of constituency and party list votes as published by the Bundeswahlleiter (2014b, see Table 3).

Classification of voting behavior

As listed in Table 3, 60.7% of the survey respondents cast sincere votes; they stated voting intentions that corresponded with their party preference. The votes of the remaining 39.3% of respondents were classified as insincere. To distinguish between insincere and true strategic voting behavior, respondents' expectations of the electoral outcome were taken into account to determine whether a strategic voting motive was present. A strategic voting motive was identified for 24.5% of the total votes in the present sample (15.9% in the

weighted sample). These votes were classified as following the wasted vote strategy in the constituency vote, the wasted vote strategy in the party list vote, the chancellor voting strategy, the rental vote strategy, and the grand coalition voting strategy.

Strategic votes. The most frequently employed strategy was the wasted vote strategy in the constituency vote; 15.7% of all votes (8.2% in the weighted sample) were categorized according to this strategy. Respondents in this category were partisans of a minor party and expected that their favorite party's candidate would not win the constituency. They therefore opted to cast their party list vote for their favorite minor party but their constituency vote for a candidate of a major party. The wasted vote strategy in the constituency vote was mostly employed by partisans of the Greens (55.8%) who cast their constituency vote for either the SPD (82.2%), the Left (9.9%), or the CDU/CSU (7.9%). Validating the classification, respondents categorized as following a wasted vote strategy in their constituency vote indicated significantly more often that they would consider casting a constituency vote for a different party, provided that their favorite party's constituency candidate would have no chance of winning the constituency, in comparison with respondents who were classified in other ways (85.1% vs. 54.4%, $\chi^2 [1] = 59.35$; $p < .001$, $\phi = .23$).

A noteworthy portion of respondents (3.0% of the total respondents; 2.4% in the weighted sample) who favored a minor party and expected that their favorite party would not pass the electoral threshold were classified as following the wasted vote strategy in the party list vote. Validating the classification, respondents in this category more frequently indicated that they considered casting their party list vote for a party other than their favorite party to avoid wasting it as compared with respondents classified otherwise (47.1% vs. 31.5%, $\chi^2 [1] = 4.21$; $p = .04$, $\phi = .06$). In the group of respondents employing a wasted vote strategy with their party list vote, most respondents (79.4%) sympathized with the Pirate Party, which was not guaranteed to pass the electoral threshold. Former classifications of voting behavior

disregarded the possibility that partisans of minor parties expecting that their favorite party would not pass the electoral threshold might cast a straight ticket for another party (Turner, 1999). We observed that in the group of respondents who employed a wasted vote strategy with their party list vote, as many as 35.3% cast a straight ticket for a party that differed from their favorite party (50.0% of these straight tickets were cast for the SPD).

About 1.6% of the votes (1.2% in the weighted sample) were classified as strategic chancellor votes. Respondents classified according to the chancellor voting strategy favored a minor party and expected this party to be represented in parliament but not in the future governing coalition. Therefore, these respondents indicated to cast their party list vote for the major party they preferred to build a governing coalition with their favorite party. Voters who cast a strategic chancellor vote frequently sympathized with the Greens (68.4%). Most of them favored a red-green coalition (Greens and SPD) but expected a Grand coalition (CDU/CSU and SPD) to form the government, and therefore cast their party list vote for the SPD.

Another 3.0% of the total votes (2.2% in the weighted sample) were classified as pursuing the rental vote strategy. These respondents favored a major party and were certain that this major party would pass the electoral threshold but cast only their constituency vote for their favorite party and opted to cast their party list vote for a minor party. Validating the classification, respondents categorized as following the rental vote strategy indicated significantly more often that they would consider casting their party list vote for a potential coalition partner who was in danger of failing to pass the electoral threshold in comparison with respondents classified otherwise (88.2% vs. 54.3%, $\chi^2 [1] = 15.41$; $p < .001$, $\phi = .12$). Of the respondents classified as rental voters, 70.6% were partisans of the CDU/CSU. They lent their party list vote most frequently to the FDP (66.7%), the Pirate Party (12.5%), and the

AfD (8.3%). Additional rental votes were cast by partisans of the SPD and the Left (see Table 3).

We classified 1.2% of the total votes (1.9% in the weighted sample) according to the grand coalition voting strategy. Respondents in this category favored a major party, favored a coalition between this party and another major party, and intended to cast both of their votes in line with their favorite coalition. Of the respondents classified as grand coalition voters, 92.9% indicated to split their vote to foster their favorite coalition. Validating the classification, respondents categorized as grand coalition voters evaluated the Grand coalition significantly more favorably ($M = 4.00$, $SD = 0.79$) than all other respondents [$M = 0.06$, $SD = 2.77$; $t(1149) = -17.50$, $p < .001$, $d = 1.43$] and also more favorably than other partisans of the CDU/CSU or SPD, many of whom were less favorably inclined toward a Grand coalition [$M = 1.43$, $SD = 2.36$; $t(440) = -10.79$, $p < .001$, $d = 1.10$].

Nonstrategic votes. Untempted sincere voters had no incentive to cast a strategic vote and voted in line with their party preference. In the unweighted analysis, untempted sincere votes were cast by 35.9% of the respondents. Weighting the results according to the official election statistics led to a considerably increase of this proportion to 60.7% because more than 80% of the untempted sincere votes were cast by voters of the major parties who were underrepresented in our sample. An additional 24.8% of the votes were classified as tempted sincere votes. Respondents in this category had an incentive to cast their vote strategically, but cast both of their votes in line with their party preference. Weighting the results according to the official election statistics led to a considerably decrease of this proportion to 11.9% because more than 80% of the tempted sincere votes were cast by voters of the minor parties who were overrepresented in our sample.

As discussed previously, a misapprehension of the voting system can result in voters confusing the constituency and the party list vote (Schmitt-Beck, 1993). Somewhat

surprisingly, in view of our well-educated sample, a sizeable portion of 3.2% of the respondents (2.1% in the weighted sample) had to be classified as confused voters. Respondents in this category either favored a minor party and expected this party to enter parliament but cast their party list vote for a major party and their constituency vote for the minor party (thereby wasting both of their votes); or they favored a major party and expected this party to enter parliament but opted to cast their constituency vote for a minor party (thereby wasting this vote) and only their party list vote for their favorite party. Most of the respondents in this category (29.7%) were partisans of the SPD who believed that their favorite party would surpass the electoral threshold but intended to cast their constituency vote for the Greens and their party list vote for the SPD (thereby wasting their constituency vote, considering their actual party preference).

For 11.6% of the total votes (9.4% in the weighted sample), no strategic voting intention whatsoever could be identified. These respondents had to be classified as residual voters because there was no discernable reason for them to deviate from their party preference. Respondents categorized in this class were, for example, partisans of the Left who believed that the Left would surpass the electoral threshold but who nevertheless cast both of their votes for the Greens.

For about 75.5% of the respondents (84.1% in the weighted sample), no strategic voting motive could be identified. These respondents—comprising untempted and tempted sincere, confused, and residual voters—were therefore classified as nonstrategic voters.

Discussion

Prior work has documented different motives for why voters desert their favorite party in the voting booth and cast a strategic vote. However, no study has attempted to identify these motives simultaneously in a single data set, employing a comprehensive taxonomy of both strategic and nonstrategic voting behavior. Moreover, when categorizing a vote as

strategic, previous studies have often disregarded the importance of voters' party preferences and expectations of the electoral outcome. Therefore, such studies have primarily reported indirect evidence of the different motives that underlie strategic voting in the German MMP system. Strategic votes that are cast in an attempt to foster a coalition between two major parties have not yet been considered as a separate strategy either.

To investigate strategic voting in the German federal election of 2013, we used a detailed taxonomy of both strategic and nonstrategic voting behavior built on party and coalition preferences, intended voting decisions, and expectations of the electoral outcome. Given that a considerable number of eligible voters do not properly understand the German voting system (Schmitt-Beck, 1993), a lack of knowledge of the electoral rules may interfere with the successful implementation of a strategic vote. We therefore also considered the potential influence of knowledge of the electoral rules on strategic voting. Strategic voting motives were validated by comparing the statements of respondents classified according to one of the various voting motives to those of the other respondents.

We identified about one quarter of the respondents as strategic voters and observed evidence for all five voting strategies that we considered in our taxonomy. Most strategic voters opted for the wasted vote strategy in the constituency vote, followed by the rental vote strategy and the wasted vote strategy in the party list vote. Smaller portions of strategic votes were cast by voters who either followed the chancellor voting strategy or the grand coalition voting strategy. While our analysis was conducted on the basis of the concrete example of the German federal elections, our taxonomy may in principle also be applied to elections in other countries employing a MMP electoral system. This is because arguably, expectations of the voters with respect to whether a party surpasses the electoral threshold, rather than its actual height is the relevant factor that influences strategic voting decisions.

Extending earlier findings by Gschwend (2007) and Pappi and Thurner (2002), we considered voters' party preferences and expectations of the electoral outcome as well as their opinions regarding the wasted vote strategy in the constituency vote. We thereby found direct evidence for this strategy. Expecting that their favorite party's candidate would not win the constituency, partisans of minor parties decided to follow the wasted vote strategy and strategically cast their constituency vote for the candidate of a major party.

Besides wasting their constituency vote on a candidate with little chance of winning the constituency, partisans of minor parties also run the risk of wasting their party list vote on a party that is unlikely to surpass the electoral threshold. Previous studies investigating the wasted vote strategy have often disregarded the possibility of strategic party list votes (Behnke and Bader, 2013). Confirming Meffert and Gschwend's (2010) findings, however, we found a considerable number of respondents who implemented the wasted vote strategy in their party list vote. We also confirmed the existence of a respective strategic voting motive using respondents' attitudes toward this strategy and their expectations of whether their favorite party would surpass the electoral threshold. Not surprisingly, given that the representation of the Pirate Party in parliament was rather doubtful prior to the election, partisans of this party formed the largest group of respondents who followed this strategy.

Our result also extended earlier findings by Johann (2009) and showed that some respondents cast a chancellor vote to support their favorite chancellor candidate. These voters expected their favorite party not to be represented in the future government and therefore tried to influence the race for chancellor instead. To our knowledge, strategic chancellor votes have not been investigated in the context of a German federal election before.

We also found a relevant number of respondents who followed the rental vote strategy. Voters who act in accordance with the rental vote strategy are usually partisans of major parties (Johann, 2009; Schoen, 2000). Knowing that their favorite party will surely be

represented in parliament, they try to help a minor party to surpass the electoral threshold. As expected, rental voting occurred less frequently, arguably because it is more costly than a strategic constituency vote. We followed Schoen's (2000) suggestion and used a wider definition of strategic rental voting in our study. Schoen (2000) proposed that partisans of major parties may cast a rental vote not only for a likely coalition partner but also for another party to strengthen a particular political position in parliament that is not represented by their favorite party. Supporting Schoen's (2000) contention, we observed a relevant number of partisans of the CDU/CSU who cast a rental vote for the Pirate Party and partisans of the SPD who cast a rental vote for the AfD. Consistent with Gschwend's (2007) results, we found that partisans of the CDU/CSU were more likely to cast a strategic rental vote than partisans of the SPD. In 2013, rental votes cast by partisans of the CDU/CSU actually turned out to be decisive for the election outcome, according to which the CDU/CSU lacked only five seats (out of 631) to gain an absolute majority in parliament (Bundeswahlleiter, 2013). On the one hand, the CDU/CSU might have gained an absolute majority if CDU/CSU participants had given away less rental votes. On the other hand, two small parties, the FDP (4.8%) and the AfD (4.7%), fell just short of surpassing the electoral threshold but might have gained representation in parliament if CDU voters had given more rental votes to one of these parties. Lacking the FDP as their former minor coalition partner, the CDU/CSU was therefore forced to form a grand coalition with the SPD and to concede as many as 6 out of the 15 ministries to their new major coalition partner. It can reasonably be assumed that if more supporters of the CDU/CSU would have cast a rental vote for the FDP, the government would most likely have been formed by a coalition between the CDU/CSU and FDP, a result that would have been more satisfactory for most CDU/CSU voters. It is therefore very likely that the outcome of the German federal election of 2013 was directly and decisively influenced by strategic voting behavior.

Voters may try to influence the process of government formation by casting a split vote that strategically fosters their favorite coalition. We identified *grand coalition voting* as an additional variant of strategic voting behavior that was exhibited by some of our respondents for whom we were also able to demonstrate that they evaluated a Grand coalition significantly better than other respondents. Unlike in previous studies, strategic voting motives were confirmed by respondent's answers to questions referring to their attitudes and the reasoning underlying their vote.

Another finding of our investigation was that insincere votes were not necessarily cast for a strategic reason. To be classified as strategic, voting decisions have to be connected to voters' expectations of the electoral outcome in a meaningful way that increases their expected utility. However, a considerable number of respondents apparently mixed up the meanings of the constituency and party list votes and therefore had to be classified as confused voters. No previous study has considered that confused votes should not be classified as strategic if the voters follow none of the potential motives of strategic voting. Instead, previous studies mostly investigated insincere votes, and did not exclude votes cast for nonstrategic reasons. In view of our results, it seems necessary to keep the possibility of confused voting in mind and to exclude confused voters from further analyses of strategic voting behavior.

Our analysis also showed that not all of the votes that were cast in line with the voter's party preference were congruent with the voter's expectations. Whereas both strategic voters and untempted sincere voters try to maximize their expected utility by taking the expected electoral outcome into account, tempted sincere voters have to intentionally relinquish the opportunity to increase their utility by giving in to the temptation to cast a strategic vote. From a rational perspective, the cast of a tempted sincere vote is therefore

surprising. We are not aware of previous studies that distinguished between sincere voters with and without an incentive to vote strategically.

To our knowledge, the present study is the first comprehensive investigation of strategic and nonstrategic voting based on a single data set including party and coalition preferences, intended voting decisions, knowledge of the electoral rules, and expectations of the electoral outcome. The present analysis demonstrated the utility of including this additional information when analyzing strategic voting behavior.

Due to the possibility that the portion of strategic votes may have been overestimated in the present sample, we reweighted all votes according to the official election statistics for the constituency and party list votes provided by the Federal Statistical Office (Bundeswahlleiter, 2014). This reduced our estimate of the proportion of strategic votes from 24.5% to 15.9%. In spite of this reduction, the reweighting confirmed that a substantial share of voters followed a strategic voting motive. Thus, in contrast to Schoen (2000) who found strategic voting to be negligible in the German federal election of 1998, our enhanced analysis provided strong evidence that strategic voting behavior cannot be ignored in electoral research and can considerably alter the electoral outcome. One possible cause for the diverging results between 1998 and 2013 is that the voting share of the major parties has gradually decreased across past German federal elections, and in the German federal election of 2013, more minor parties than ever had justifiable hopes of entering parliament. Moreover, in the elected parliament, more than 15% of the votes that had been cast in the election of 2013 were not represented. If this substantial share of voters feels that their votes have been wasted, and the current trend toward minor parties continues, both the fragmentation of parliament and the extent of strategic voting can be expected to increase in future elections.

References

- Alvarez, R.M., Nagler, J., 2000. A new approach for modelling strategic voting in multiparty elections. *British Journal of Political Science* 30 (1), 57 – 75.
doi: 10.1017/S000712340000003X
- Aust, F., Diedenhofen, B., Ullrich, S., Musch, J., 2013. Seriousness checks are useful to improve data validity in online research. *Behavior Research Methods* 45 (2), 527–535. doi: 10.3758/s13428-012-0265-2
- Bawn, K., 1999. Voter responses to electoral complexity: Ticket splitting, rational voters and representation in the Federal Republic of Germany. *British Journal of Political Science* 29 (3), 487–505.
- Behnke, J., Bader, F., 2013. Sophistiziertes Wählen bei der Bundestagswahl 2009 – gibt es diesbezügliche Anzeichen für Lerneffekte? [Sophisticated voting in the German federal election of 2009 – Are there signs of learning effects?] In: Weßels, B., Schoen, H., Gabriel, O. (Eds.) *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2009* [Elections and voters. Analyses on the German federal election of 2009]. Springer VS, Wiesbaden, pp. 249–268. doi: 10.1007/978-3-658-01328-8_11
- Blais, A., Nadeau, R., 1996. Measuring strategic voting: A two-step procedure. *Electoral Studies* 15 (1), 39–52. doi: 10.1016/0261-3794(94)00014-X
- Bytzek, E., 2013. Elefantenhochzeiten: Verändern Große Koalitionen die Parteienlandschaft? [Jumbo mergers: Do grand coalitions change the landscape of political parties?] In: Bytzek, E., Roßteutscher, S. (Eds.) *Der unbekannte Wähler* [The unknown voter]. Campus Verlag, Frankfurt am Main, pp. 193–209.
- Bundeswahlleiter, 2009. Kombination der Erst- und Zweitstimmen 2009 [Combinations of constituency and party list votes in 2009]. Retrieved from

https://www.bundeswahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW_BUND_09/veroeffentlichungen/repraesentative/index.html, [27 December 2015].

Bundeswahlleiter, 2013. Endgültiges amtliches Ergebnis der Bundestagswahl 2013 [Official results of the German federal election of 2013]. Retrieved from http://www.bundeswahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW_BUND_13/presse/w13034_Endgueltiges_amtliches_Ergebnis.html, [11 May 2015].

Bundeswahlleiter, 2014a. Ergebnisse früherer Bundestagswahlen [Results of previous German federal elections]. Retrieved from http://www.bundeswahlleiter.de/de/bundestagswahlen/downloads/bundestagswahlergebnisse/btw_ab49_gesamt.pdf, [11 May 2015].

Bundeswahlleiter, 2014b. Wahl zum 18. Deutschen Bundestag am 22. September 2013, Heft 4, Wahlbeteiligung und Stimmabgabe der Männer und Frauen nach Altersgruppen [The 18. Election of the German Bundestag on 22 September 2013: Voter turnout and voting of men and women by age groups]. Statistisches Bundesamt, Der Bundeswahlleiter, Wiesbaden. Retrieved from https://www.bundeswahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW_BUND_13/veroeffentlichungen/BTW2013_Heft4.pdf, [27 December 2015].

Bundeswahlleiter, 2015. Wahl zum 18. Deutschen Bundestag am 22. September 2013, Heft 5, Textliche Auswertung, Repräsentative Wahlstatistik und Wahlbezirksstatistik. [The 18. Election of the German Bundestag on 22 September 2013: Representative election statistics and electoral district statistics]. Statistisches Bundesamt, Der Bundeswahlleiter, Wiesbaden. Retrieved from https://www.bundeswahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW_BUND_13/veroeffentlichungen/BTW2013_Heft5-2.pdf, [27 December 2015].

Carman, C.J., Johns, R., 2010. Linking coalition attitudes and split-ticket voting: The Scottish

- Parliament elections of 2007. *Electoral Studies* 29 (3), 381–391.
doi:10.1016/j.electstud.2010.03.002
- Cohen, J., 1988. *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum, Hillsdale, NJ.
- Cox, G.W., 1997. *Making Votes Count. Strategic Coordination in the World's Electoral Systems*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Cox, K.E., Schoppa, L.J., 2002. Interaction Effects in Mixed-Member Electoral Systems: Theory and Evidence From Germany, Japan, and Italy. *Comparative Political Studies* 35 (9), 1027–1053. doi: 10.1177/001041402237505
- Downs, A., 1957. *An Economic Theory of Democracy*. Harper and Row, New York.
- Duverger, M., 1954. *Political Parties*. Wiley, New York.
- Evrenk, H., Sher, C.Y., 2015. Social interactions in voting behavior: distinguishing between strategic voting and the bandwagon effect. *Public Choice*, 162(3-4), 405–423.
doi:10.1007/s11127-015-0241-3
- Faas, T., 2004. Online or Not Online? A Comparison of Offline and Online Surveys Conducted in the Context of the 2002 German Federal Election. *BMS – Bulletin de Methodologie Sociologique*, 82 (1), 42–57. doi: 10.1177/075910630408200105
- Fisher, S.L., 1973. The wasted vote thesis: West German evidence. *Comparative Politics* (2), 293–299. doi: 10.2307/421245
- Franklin, M., Niemi, R., Whitten, G., 1994. The Two Faces of Tactical Voting. *British Journal of Political Science* 24 (4), 549–557. doi: 10.1017/S0007123400007006
- Fürnberg, O., 2015. Stimmensplitting bei der Bundestagswahl 2013: Beendet das neue Wahlsystem den Trend zu mehr Stimmensplitting? [Split voting in the German federal election of 2013: Does the new election system stop the trend toward more split voting?] In Korte, K.R. (Eds.), *Die Bundestagswahl 2013 [The German federal*

election of 2013]. Springer VS, Wiesbaden, pp. 79–97. doi: 10.1007/978-3-658-02915-9_4

Graner, J., 2002. Personalisierung als erfolgreiche Wahlkampfstrategie? „Prinzessin mit dem Mahagonihaar oder geröteter Haarschopf?“ [Personalization as a successful campaign strategy? “Princess with mahogany colored hair or reddened hair?”] In Schmid, J., Griese, H. (Eds.), *Wahlkampf in Baden-Württemberg* [Election campaign in Baden-Württemberg]. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden, pp. 43–60. doi: 10.1007/978-3-322-95034-5_4

Gschwend, T., 2000. Is ticket splitting strategic? Evidence from the 1998 election in Germany. Paper presented at the Annual Meeting of the Midwest Political Science Association, Chicago.

Gschwend, T., 2001. Ticket Splitting and Strategic Voting in Mixed Electoral Systems. Paper presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association, San Francisco, CA.

Gschwend, T., Pappi, F.U., 2004. Stimmensplitting und Koalitionswahl. In: Brettschneider, F., van Deth, J., Roller, E., (Eds.), *Die Bundestagswahl 2002. Analysen der Wahlergebnisse und des Wahlkampfes* [The German federal election of 2002: Analyses of the results and the campaign]. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden, pp. 167–183. doi: 10.1007/978-3-322-80998-8_8

Gschwend, T., 2007. Ticket-splitting and strategic voting under mixed electoral rules: Evidence from Germany. *European Journal of Political Research* 46 (1), 1–23. doi: 10.1111/j.1475-6765.2006.00641.x

Gschwend, T. (2009). District magnitude and the comparative study of strategic voting. In: Klingemann, H.-D. (Eds.), *The Comparative Study of Electoral Systems*. Oxford

- University Press, Oxford, pp. 289–307, URN: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:0168-ssoar-258169>, [11 May 2015].
- Herrmann, M., 2010. Wenn Wenige den Ausschlag geben... Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen 1994–2009 [When a few votes are decisive... Strategic constituency voting in the German federal elections 1994–2009]. *Politische Vierteljahresschrift* 51 (4), 665–689. doi: 10.1007/s1161501000357
- Herrmann, M., 2015. *Strategisches Wählen in Deutschland: Logik und politische Konsequenzen*. Springer VS, Wiesbaden.
- Hobolt, S.B., Karp, J.A., 2010. Voters and coalition governments. *Electoral Studies* 29 (3), 299–307. doi: 10.1016/j.electstud.2010.03.010
- Huber, S., 2009. Eine oder zwei Stimmen? Auswirkungen des Wahlsystems auf das Wahlverhalten bei Landtagswahlen [One or two votes? Consequences of the electoral system on voting behavior in state elections]. Paper presented at the Annual Meeting of the Arbeitskreis Wahlen, Frankfurt am Main.
- Jesse, E., 1988. Split-voting in the Federal Republic of Germany: An Analysis of the Federal Elections from 1953 to 1987. *Electoral Studies* 7 (2), 109–124. doi: 10.1016/0261-3794(88)90026-1
- Johann, D., 2009. Charakteristika und Motive der Stimmensplitter bei der Bundestagswahl 2005 [Characteristics and motives of split voters in the German federal election of 2005]. In: Kühnel, S., Niedermayer, O., Westle, B. (Eds.), *Wähler in Deutschland: Sozialer und politischer Wandel, Gender und Wahlverhalten* [Voters in Germany: Social and political change, gender, and voting behavior]. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden, pp. 399–423. doi: 10.1007/978-3-531-91661-3_13

- Karp, J.A., Vowles, J., Banducci, S.A., Donovan, T., 2002. Strategic voting, party activity, and candidate effects: testing explanations for split voting in New Zealand's new mixed system. *Electoral Studies* 21 (1), 1–22. doi: 10.1016/S0261-3794(00)00031-7
- Karp, J.A., 2006. Political knowledge about electoral rules: Comparing mixed member proportional systems in Germany and New Zealand. *Electoral Studies* 25 (4), 714–730. doi: 10.1016/j.electstud.2005.11.002
- Kim, H., Kostadinova, T., 2011. Does Tactical Voting Matter? The Political Impact of Tactical Voting in Canadian Elections. *International Area Studies Review* 14 (1), 49–72. doi: 10.1177/223386591101400103
- Kselman, D., Niou, E., 2010. Strategic Voting in Plurality Elections. *Political Analysis* 18 (2), 227–244. doi: 10.1093/pan/mpp027
- McCuen, B., Morton, R.B., 2010. Tactical coalition voting and information in the laboratory. *Electoral Studies* 29 (3), 316–328. doi: 10.1016/j.electstud.2010.03.009
- Meffert, M.F., Gschwend, T., 2010. Strategic coalition voting: Evidence from Austria. *Electoral Studies* 29 (3), 339–349. doi: 10.1016/j.electstud.2010.03.005
- Meffert, M.F., Gschwend, T., 2011. Polls, coalition signals and strategic voting: An experimental investigation of perceptions and effects. *European Journal of Political Research* 50 (5), 636–667. doi: 10.1111/j.1475-6765.2010.01986.x
- Meffert, M.F., Huber, S., Gschwend, T., Pappi, F.U., 2011. More than wishful thinking: Causes and consequences of voters' electoral expectations about parties and coalitions. *Electoral Studies* 30 (4), 804–815. doi: 10.1016/j.electstud.2011.08.001
- Moser, R.G., Scheiner, E., 2005. Strategic Ticket Splitting and the Personal Vote in Mixed-Member Electoral Systems. *Legislative Studies Quarterly* 30 (2), 259–276. doi: 10.3162/036298005X201545

- Moser, R.G., Scheiner, E., 2009. Strategic voting in established and new democracies: Ticket splitting in mixed-member electoral systems. *Electoral Studies* 28 (1), 51–61. doi: 10.1016/j.electstud.2008.06.011
- Pappi, F.U., Thurner, P.W., 2002. Electoral behaviour in a two-vote system: Incentives for ticket splitting in German Bundestag elections. *European Journal of Political Research* 41 (2), 207–232. doi: 10.1111/1475-6765.00010
- Pappi, F.U., Herrmann, M., 2006. Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen [Strategic constituency voting in German federal elections]. MZES, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Mannheim.
- Schmitt-Beck, R., 1993. Denn sie wissen nicht, was sie tun... Zum Verständnis des Verfahrens der Bundestagswahl bei westdeutschen und ostdeutschen Wählern [For they do not know what they are doing... On East and West German voters' understanding of the German electoral system]. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 24 (3), 393–415.
- Schoen, H., 1999a. Mehr oder weniger als fünf Prozent – ist das wirklich die Frage? [More or less than five percent – does that really matter?] *Koelner Zeitschrift fuer Soziologie und Sozialpsychologie*, 51 (3), 565-582.
- Schoen, H., 1999b. Split-ticket voting in German Federal elections, 1953–90: an example of sophisticated balloting? *Electoral Studies* 18 (4), 473–496. doi: 10.1016/S0261-3794(99)00023-2
- Schoen, H., 2000. Appelle zu taktischem Wahlverhalten – effektive Werbung oder verfehlte Wahlkampfretorik? [Appeals for tactical voting – effective advertising or mistaken election campaign rhetoric?] In: Falter, J., Gabriel O.W., Rattinger H. (Eds.), *Wirklich ein Volk? Die politischen Orientierungen von Ost- und Westdeutschen im Vergleich* [Really one people? A comparison of the political orientations of East and West

Germans]. Leske and Budrich, Opladen, pp. 641–673. doi: 10.1007/978-3-663-05704-8_19

Scarrow, S.E., 2001. Germany: The Mixed-Member System as a Political Compromise. In: Shugart, M.S., Wattenberg, M.P. (Eds.), *Mixed-Member Electoral Systems: The Best of Both Worlds?* Oxford University Press, New York, pp. 55 - 69.
doi:10.1093/019925768X.003.0004

Tsebelis, G., 1986. A general model of tactical and inverse tactical voting. *British Journal of Political Science* 16 (3), 395–404. doi: <http://dx.doi.org/10.1017/S0007123400004464>

Thurner, P.W., Pappi, F.U., 1998. *Measuring and Explaining Strategic Voting in the German Electoral System*. MZES, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Mannheim.

Westle, B., 2009. Politisches Wissen als Grundlage der Entscheidung bei der Bundestagswahl 2005 [Political knowledge as the basis of the decision in the German federal election of 2005]. In: Kühnel, S., Niedermayer, O., Westle, B. (Eds.), *Wähler in Deutschland: Sozialer und politischer Wandel, Gender und Wahlverhalten* [Voters in Germany: Social and political change, gender, and voting behavior]. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden, pp. 366–398. doi: 10.1007/978-3-531-91661-3_12

Table 1
Types of strategic votes and their prerequisites.

	Wasted constituency vote	Wasted party list vote	Chancellor vote	Rental vote	Grand coalition vote
Party preference	Minor party	Minor party	Minor party	Major Party	Major Party
Constituency vote	Major Party	Minor or major party	Minor party	Major Party	Major Party
Party list vote	Minor party	Minor or major party	Major Party	Minor party	Major Party
Expectation about the electoral outcome	Favorite party will not win the constituency	Favorite party will not enter parliament & party voted for with the party list vote will enter parliament	Favorite party will enter parliament but will not be represented in the governing coalition	Favorite party will enter parliament	Grand coalition is the favorite coalition
Total (%) sample	15.7	3.0	1.6	3.0	1.2
Respondents classified according to the strategic voting motive and willing to use that strategy (%)	85.1	47.1	- *	88.2	92.9

Note. * The chancellor voting strategy was added upon the suggestion of a reviewer; for this reason, there was no question referring to whether participants actually followed this strategy in the survey.

Table 2

Constituency and party list votes (in %) in the present sample (N = 1151) and in the German federal election of 2013.

Party	Party preference		Constituency vote		Party list vote	
	Sample		Sample	Official outcome	Sample	Official outcome
CDU/CSU	21.3		24.3	45.3	20.6	41.5
SPD	17.1		31.6	29.4	20.8	25.7
Greens	27.5		19.6	7.3	24.4	8.4
FDP	4.3		3.0	2.4	6.1	4.8
Left	12.5		11.4	8.2	12.3	8.6
Pirate Party	11.7		6.7	2.2	10.0	2.2
AfD	5.2		2.8	1.9	5.6	4.7
NPD	0.3		0.5	1.5	0.3	1.3
Total	100.0		100.0	98.2	100.0	97.2

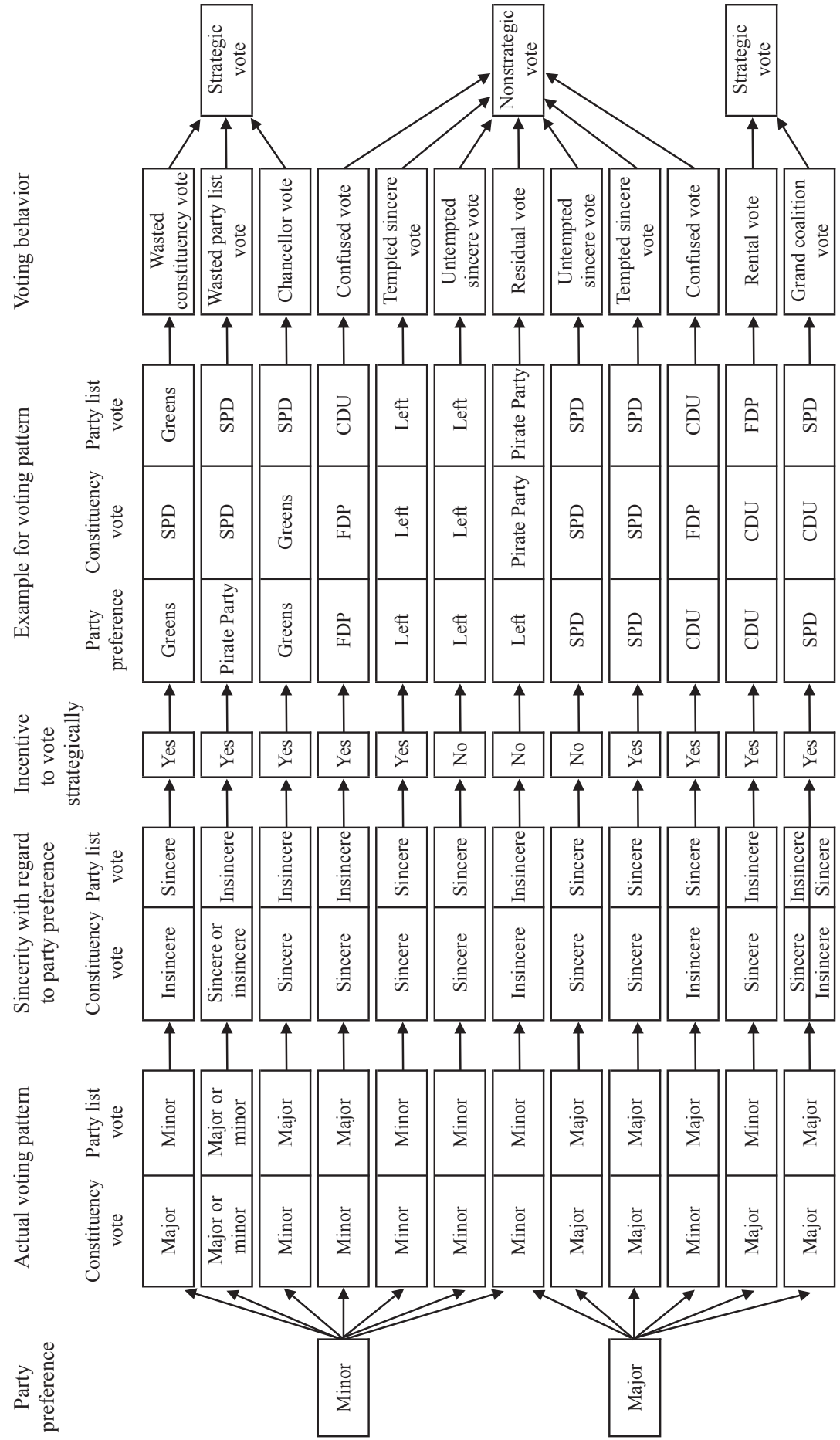
Note. Source: Federal Statistical Office and the Federal Returning Officer (Bundeswahlleiter, 2013).

Table 3

Strategic and nonstrategic votes as function of party preference.

	All votes										
	Unweighted (in %)	Weighted (in %)	CDU/CSU	SPD	Greens	FDP	Left Party	Pirate Party	AfD	NPD	Total
Strategic votes	24.5 (n = 282)	15.9	11.7 (n = 33)	4.3 (n = 12)	40.4 (n = 114)	9.2 (n = 26)	9.9 (n = 28)	16.7 (n = 47)	7.4 (n = 21)	0.4 (n = 1)	100.0 (n = 282)
Wasted constituency votes	15.7 (n = 181)	8.2	-	-	55.8 (n = 101)	12.7 (n = 23)	12.2 (n = 22)	9.4 (n = 17)	9.9 (n = 18)	-	100.0 (n = 181)
Wasted party list votes	3.0 (n = 34)	2.4	-	-	-	8.8 (n = 3)	-	79.4 (n = 27)	8.8 (n = 3)	2.9 (n = 1)	100.0 (n = 34)
Chancellor votes	1.6 (n = 19)	1.2	-	-	68.4 (n = 13)	-	15.8 (n = 3)	15.8 (n = 3)	-	-	100.0 (n = 19)
Rental votes	3.0 (n = 34)	2.2	70.6 (n = 24)	20.6 (n = 7)	-	-	8.8 (n = 3)	-	-	-	100.0 (n = 34)
Grand coalition votes	1.2 (n = 14)	1.9	64.3 (n = 9)	35.7 (n = 5)	-	-	-	-	-	-	100.0 (n = 14)
Nonstrategic votes	75.5 (n = 869)	84.1	24.4 (n = 212)	21.3 (n = 185)	23.4 (n = 203)	2.7 (n = 23)	13.3 (n = 116)	10.1 (n = 88)	4.5 (n = 39)	0.3 (n = 3)	100.0 (n = 869)
Untempted Sincere votes	35.9 (n = 413)	60.7	45.0 (n = 186)	39.0 (n = 161)	3.4 (n = 14)	-	9.9 (n = 41)	2.7 (n = 11)	-	-	100.0 (n = 413)
Tempted Sincere votes	24.8 (n = 286)	11.9	1.1 (n = 3)	0.7 (n = 2)	47.6 (n = 136)	7.3 (n = 21)	15.7 (n = 45)	17.1 (n = 49)	10.1 (n = 29)	0.4 (n = 1)	100.0 (n = 286)
Confused votes	3.2 (n = 37)	2.1	21.6 (n = 8)	29.7 (n = 11)	27.0 (n = 10)	-	21.6 (n = 8)	-	-	-	100.0 (n = 37)
Residual votes	11.6 (n = 133)	9.4	11.3 (n = 15)	8.3	32.3 (n = 43)	1.5 (n = 2)	16.5 (n = 22)	21.1 (n = 28)	7.5 (n = 10)	1.5 (n = 2)	100.0 (n = 133)
Total	100.0 (n = 1151)	100.0	21.3 (n = 245)	17.1 (n = 197)	27.5 (n = 317)	4.3 (n = 49)	12.5 (n = 144)	11.7 (n = 135)	5.2 (n = 60)	0.3 (n = 4)	100.0 (n = 1151)

Figure 1
Classification of voting patterns.



Appendix

Sample composition compared to the composition of eligible voters in the German population at large

	German population (%)	Sample (%)
Age		
18–21	3.6	4.5
21–30	12.5	39.2
30–40	13.2	19.9
40–50	18.3	15.7
50–60	18.7	14.5
60–70	13.6	4.7
70 +	20.1	1.5
Education (highest degree)		
Junior high-school diploma	71	11.0
Qualification for university entrance (“Abitur”)	13.6	22.3
University degree	14.0	60.3
PhD	1.4	6.4
Total	61,686,370	1,151

Note. Source: Federal Statistical Office, Federal Returning Officer (Bundeswahlleiter, 2013, 2015) and German census data (German Zensus, 2011).

Survey questions

Party preference:

“How strongly do you sympathize with each of the following parties?”

The CDU/CSU; The SPD; The Greens; The FDP; The Left; The Pirate Party; The AfD; The NPD

11-point Likert scale ranging from *not sympathetic* (–5) to *very sympathetic* (+5)

Highest ranked party = preferred party

Two or more parties ranked equally = no party preference

Intended voting decision:

“Which party do you intend to vote for with the constituency vote in the upcoming election?”

“Which party do you intend to vote for with the party list vote in the upcoming election?”

The CDU/CSU; The SPD; The Greens; The FDP; The Left; The Pirate Party; The AfD; The NPD;

Other party; I don't know yet; I will not vote in the German federal election

Expectation about party representation:

“Do you expect the following parties to surpass the electoral threshold?” (yes/no)

The CDU/CSU (yes/no); *The SPD* (yes/no); *The Greens* (yes/no); *The FDP* (yes/no); *The Left* (yes/no); *The Pirate Party* (yes/no); *The AfD* (yes/no); *The NPD* (yes/no); *Other party* (yes/no)

Expectation about constituency winner:

“Which candidate do you expect to win the constituency?”

The candidate of the CDU/CSU; ...SPD; ...Greens; ...Left; I don't know yet

Coalition preference:

“How strongly do you sympathize with each of the following coalitions?”

- Black-yellow coalition between CDU/CSU and FDP
- Grand coalition between CDU/CSU and SPD
- Red-green coalition between SPD and Greens
- Black-green coalition between CDU/CSU and Greens
- Red-red-green coalition between SPD, Greens, and Left
- Traffic light coalition between SPD, FDP, and Greens
- Jamaica coalition between CDU/CSU, FDP, and Greens
- Bahamas coalition between CDU/CSU, FDP, and AfD
- Coalition between the CDU/CSU and the AfD

11-point Likert scale ranging from *not sympathetic* (−5) to *very sympathetic* (+5)

Highest ranked coalition = favorite coalition.

Two or more coalitions ranked equally = no coalition preference

Expected coalition:

“How likely will the future government be based on the following coalitions?”

- Black-yellow coalition between CDU/CSU and FDP
- Grand coalition between CDU/CSU and SPD

- Red-green coalition between SPD and Greens
- Black-green coalition between CDU/CSU and Greens
- Red-red-green coalition between SPD, Greens, and Left
- Traffic light coalition between SPD, FDP, and Greens
- Jamaica coalition between CDU/CSU, FDP, and Greens
- Bahamas coalition between CDU/CSU, FDP, and AfD
- Coalition between the CDU/CSU and the AfD

11-point Likert scale ranging from *not very likely* (-5) to *very likely* (+5).

Highest ranked coalition = expected future coalition

Two or more coalitions ranked equally = no expectancy regarding the future coalition

Attitudes toward strategic voting behavior:

1. “The constituency candidate of your favorite party has no chance to win the constituency.

Would you consider casting your constituency vote for a different party?” (yes/no)

2. “The desired coalition partner of your preferred party is in danger of not passing the electoral threshold of 5% of the votes. Would you consider casting your party list vote for the desired coalition partner?” (yes/no)

3. “Your favorite party is in danger of not passing the electoral threshold of 5% of the votes. Would you consider casting your party list vote for another party to avoid wasting your vote?” (yes/no)

4. “You have a preference for a certain coalition. Would you consider splitting your constituency and party list vote between the two parties constituting your favorite coalition? (yes/no)

Seriousness check:

“It would be very helpful if you could tell us at this point whether you have taken part seriously, so that we can use your answers for our scientific analysis, or whether you were just clicking through to take a look at the survey?”

- I have taken part seriously
- I have just clicked through, please throw my data away.

Who Votes Strategically?

Determinants of Strategic Voting in the German Federal Election of 2013

Jana Sommer and Jochen Musch

Author Note

Jana Sommer and Jochen Musch, Department of Experimental Psychology,
University of Duesseldorf.

Correspondence concerning this article should be addressed to Jana Sommer,
Department of Experimental Psychology, University of Duesseldorf,
Universitaetsstrasse 1, Building 23.03, 40225 Duesseldorf, Germany. E-mail:
jana.sommer@uni-duesseldorf.de, Phone: +49-211-8113094, Fax: +49-211-8111753

Abstract

Voters may opt to vote strategically whenever they expect that a strategic vote will improve their expected utility over a sincere vote. The German mixed-member proportional election system offers various opportunities for strategic voting. Applying a refined definition of strategic voting, we differentiated between strategic and non-strategic voting behavior and investigated the determinants of the proclivity to cast a strategic vote in the German federal election of 2013. We found that personal and situational but not socio-demographic variables were related to the propensity to vote strategically. The present findings suggest that the typical strategic voter has greater political knowledge, tends to be well informed about the voting system, has a weak party preference, favors one of the minor parties, and does not believe that the favorite party will gain representation in parliament.

Keywords: strategic voting, mixed-member proportional system, determinants of voting decisions, German federal election, voting behavior, political knowledge

Who Votes Strategically?

Determinants of Strategic Voting in the German Federal Election of 2013

Different electoral systems have been developed in the various democracies around the world. Growing attention has recently been paid to the mixed-member proportional (MMP) system, which was established in Germany in its present form in 1953 (e.g. Gschwend 2000). Technically, the MMP system combines two voting systems: plurality voting and proportional representation. Each voter is asked to cast two votes. The first vote (constituency vote) is cast for a constituency candidate; the second vote (party list vote) is cast for a party and determines the distribution of seats in parliament. Half of the parliamentary seats are reserved for the constituency winners; the other half are distributed proportionally according to the results of the party list vote. To enter the German parliament, a party must win at least three constituencies or 5% of the national vote. Due to the presence of a vote threshold and because two votes are cast by each voter, the German electoral system offers various opportunities for strategic voting. Voters may opt to vote strategically whenever they expect that a strategic vote will improve their expected utility over a sincere vote (Gschwend 2009). Cox (1997) considered a vote strategic if due to a voter's expectation of the electoral outcome, a vote is cast for other than the voter's favorite candidate or party. Strategic voting may change the election outcome and influence the government formation process (Evrenk and Sher 2015; Herrmann 2015; Kim and Kostadinova 2011). The potential political impact of strategic voting can be illustrated using the example of the neck-to-neck race between George W. Bush and Al Gore during the 2000 U.S. Presidential election. After this election, it was argued that Ralph Nader, who received 2.7% of the votes, functioned as a spoiler candidate by splitting the votes away from the Democratic candidate. He thus contributed unwillingly to the victory of the Republican candidate George W. Bush. If some Nader supporters would have cast a strategic vote for Gore to avoid wasting their vote, Gore would have had much better chances to become president. In German parliamentary

elections, all parties have to pass an electoral threshold of 5% of the votes to gain representation in parliament. Due to this electoral threshold, even a small share of strategic voters may easily influence the government formation process. For example, partisans of minor parties may fear that their vote will be wasted if their preferred party does not surpass the electoral threshold. They may therefore decide to pursue a wasted vote strategy (Gschwend 2007; Schoen 1999) by casting their vote for a candidate or party with better chances of winning.

Several personal, situational, and socio-demographic variables have been discussed as potential moderators of strategic voting behavior. The likelihood of a strategic vote might also be influenced by the voters' ability to fully understand the strategic implications of the electoral rules (Gschwend 2007). Even if voters favor the same party, they may still vary in their propensity to cast a strategic vote. Previous investigations of the determinants of strategic voting have obtained rather mixed findings. However, this was probably at least to some degree the result of the use of different definitions of strategic voting. Most previous investigations did not take into account strategic constituency votes, and investigated the determinants of strategic party list votes only. However, if constituency votes are not considered, important variants of strategic voting may be missed. We therefore argue that it is necessary to consider both the constituency and the party list vote when investigating correlates of strategic voting behavior. Previous studies often did not differentiate between insincere and strategic votes (Huber, 2009; Karp, 2006, Schoen, 2000) even though these two kinds of votes should be distinguished to avoid blurring the definition (Meffert and Gschwend, 2011). A vote is *insincere* if voters' constituency or party list vote is not in line with their party preference. Strategic voting, however, is defined more narrowly than insincere voting, and the voters' anticipation of the electoral outcome is essential for the identification of a true strategic vote (Evrenk and Sher 2015; Kselman and Niou 2010).

The aim of the present study was to identify personal, situational, and socio-demographic variables that are related to the decision to vote strategically. In a comprehensive approach, we investigated variables that have previously been discussed or that can be argued to be associated with the proclivity to cast a strategic vote. We based the present analyses on a large set of data, collected in an online election survey conducted prior to the German federal election of 2013, which included voters' expectations of the electoral outcome. We therefore did not have to limit our analysis to an investigation of insincere votes, which allowed us to examine individual differences in strategic voting more closely.

Classification of Strategic Voting Behavior

Official election statistics for Germany (Gisart 2013) do not include information about voters' party preferences and expectations of the electoral outcome and therefore do not provide enough information to determine whether a vote was cast strategically. Some previous approaches were therefore based on survey data but considered only voters' party preferences in addition to their voting behavior. They could thus identify insincere votes but not strategic votes (e.g. Karp 2006; Schoen 2000). A strategic motive underlying an insincere vote can be inferred only if the voters' expectations of the electoral outcome are known. Moreover, insincere votes may also be cast for idiosyncratic, non-strategic reasons (Gschwend 2007); for example, voters may deviate from their party preference because of a personal preference for a constituency candidate (Carman and Johns, 2010; Karp, Vowles, Banducci and Donovan 2002; Moser and Scheiner 2005). Other potential reasons to ignore one's party preference are attempts to send a protest vote against the government in office, attempts to send a personal political message (Cox 1997; Franklin, Niemi and Whitten 1994), or attempts to express resentment toward all political parties running for election (Pappi and Herrmann 2006). It can therefore be argued that it is misleading to treat all insincere votes as strategic (Meffert and Gschwend 2011). Furthermore, it has been shown that some voters simply do not know how to cast their vote properly and in accordance with the electoral rules

(Gschwend 2007; Schmitt-Beck 1993). In particular, some voters wrongly believe that they cast their first and second votes in favor of their first and second party preferences (Carman and Johns 2010) or for their favorite coalition (Bawn 1999). Incomplete knowledge of the electoral rules may lead voters to cast misplaced votes that may appear strategic but should not be classified as such.

Individual Differences in Strategic Voting

In the following, we summarize previous investigations of how personal, situational, and socio-demographic variables have influenced the decision to cast a strategic vote.

Personal determinants. Political knowledge, political interest, party preference, and strength of party preference have been discussed as potential determinants of strategic voting (e.g. Fisher 2001; Karp 2006). The definition of political knowledge used in previous investigations has varied, however (Fisher 2001; Karp 2006; Huber 2009; Meffert and Gschwend 2011). In line with Karp et al. (2002) who investigated split votes (diverging constituency and party list votes) as a proxy for strategic voting, we decided to differentiate between general political knowledge and knowledge of the electoral rules. General political knowledge refers to knowledge about political institutions, political history, politicians, and important events; knowledge of the electoral rules refers to knowledge about the electoral voting system and the opportunities it offers to cast a deliberate vote.

A large body of political knowledge can be argued to help voters identify situations that offer an incentive to vote strategically (Merolla and Stephenson 2007). However, Fisher (2001) found no influence of general political knowledge on strategic voting behavior in Great Britain. It is questionable whether this result can be generalized to the German MMP system, though. In an analysis of German state elections between 1990 and 2004, Huber (2009) observed no relation between general political knowledge and insincere votes. However, he did not analyze the voters' expectations of the electoral outcome. Cox's (1997) requirement to consider voters' expectations of the electoral outcome before classifying their

votes as strategic was met in a study by Meffert and Gschwend (2011). They classified votes for parties other than the respondents' favorite party as strategic if a strategic reason—referring to polls or to a party's chances in the election—was provided. The authors were thereby able to distinguish between insincere and strategic voting and found that greater general political knowledge increased the likelihood of an insincere vote. However, due to a small number of votes classified as strategic ($n = 10$), further analyses regarding individual differences in strategic voting behavior could not be conducted. In line with Meffert and Gschwend (2011), we hypothesized that greater general political knowledge would increase the proclivity to cast a strategic vote in the German federal election of 2013.

Several studies have shown that a considerable share of the German electorate cannot tell the difference between the first and second votes and does not know which of these votes determines the allocation of seats in parliament (Johann 2009; Schmitt-Beck 1993; Westle 2009). Such lack of knowledge of the electoral rules may make it impossible to use these rules to cast a rational—and possibly strategic—vote. A study by Karp (2006), however, found no influence of the knowledge of electoral rules on insincere voting. He therefore concluded that a faulty understanding of the German electoral system has no impact on voting behavior. However, Karp (2006) investigated insincere rather than strategic voting; moreover, the study was limited to party list votes and was therefore unable to identify strategic constituency votes. We expected that voters with a thorough knowledge of the electoral rules would be better able to identify and use opportunities to cast a strategic vote with either the constituency or the party list vote.

Little research has been conducted on whether there is an influence of political interest on strategic voting behavior. For the proportional representation electoral system in Great Britain, Fisher (2001) found that greater political interest was associated with a higher likelihood of casting a strategic vote. Huber (2009) found no relation between political interest and the proclivity to cast an insincere vote but did not detail how political interest

was measured. We surmised that voters with greater political interest may give more thought to their voting decision (Johann 2009) and may therefore be more inclined to cast a strategic vote. Considering that political interest and political knowledge may both be indicators of a wider construct of political involvement or awareness, we expected them to be correlated.

It can be argued that voters' party preference should be an important determinant of strategic voting. In Germany, extremist parties tend to have a small share of the party vote only (Carter 2002). Whereas partisans of major parties may feel confident about their favorite party's entry into parliament, partisans of minor parties risk wasting both their constituency and party list votes. They may therefore have a particularly strong incentive to vote strategically. Surprisingly, though, Meffert and Gschwend (2011) reported no influence of party preference on insincere voting. However, this study was conducted in the laboratory using a student sample in the context of a simulated state election. For real elections in Germany and New Zealand, Karp (2006) found that minor party partisans were more likely to cast an insincere vote than major party partisans. We therefore expected that partisans of minor parties would have a higher proclivity to vote strategically.

Several studies have reported a link between the strength of party preference and insincere voting such that voters with weaker affiliations with their favorite party were more likely to cast an insincere vote (Huber 2009; Karp 2006; Meffert and Gschwend 2011; Schoen 2000). On the basis of these findings, we decided to include strength of party preference as a predictor in our analysis. We expected that voters with a weak party preference would be more willing to vote strategically.

Situational determinants. We considered two situational factors that might possibly influence the propensity to cast a strategic vote. First, previous studies have consistently shown that voters who believe that their favorite party will not enter parliament tend to desert their party in the voting booth to avoid wasting their vote (Meffert and Gschwend 2011; Schoen 2000). We therefore included voters' expectations of whether their favorite party

would enter parliament as a predictor. As a second situational factor, we considered postal voting. The proportion of postal voters has been growing steadily across past elections (2002: 18.0%; 2005: 18.7%; 2009: 21.4%; Gisart 2013) but has not yet been investigated as a potential moderator of strategic voting. On the one hand, it may be argued that postal voters consider their voting decision more carefully, given that they decide on their vote well in advance of the election. Moreover, postal voters' perceived importance of the upcoming election might be higher compared with non-postal voters and may result in a higher propensity to vote strategically. On the other hand, having to cast a postal vote may simply be due to traveling on the day of the election. Such a random coincidence should hardly have an influence on the proclivity to cast a strategic vote. For exploratory reasons, we decided to include postal voting as a potential predictor of strategic voting.

Socio-demographic determinants. Experiences from earlier elections may contribute to the decision to cast a strategic vote. Older voters have had more opportunities to have such experiences and may therefore have learned how to maximize their expected utility. Even though no effect of age has previously been reported for insincere voting (Gschwend 2007; Karp 2006), we nonetheless included age as a potential predictor. Previous findings regarding the influence of two other common socio-demographic variables—gender and education—have been contradictory. Whereas Fisher (2001) reported no difference in the number of strategic votes cast by men and women in data from the British Election Study in 1997, Karp (2006) found that men from West Germany more often voted strategically than women in the German federal election of 1998. He observed no such difference in East Germany. However, Karp (2006) considered insincere party list votes only, and Fisher (2001) examined a different voting system. We therefore decided to include gender in our model.

Finally, Karp (2006) observed that insincere voters were better educated than sincere voters in East Germany. Even though he found no association between education and

insincere voting in West Germany and in New Zealand, we decided to include education as a control variable in our analyses.

To summarize, previous studies examining the German electoral system have mostly investigated determinants of insincere voting. However, insincere votes are not necessarily strategic. Rather than limiting ourselves to an investigation of insincere votes, we based the present analyses on a larger database that included voters' expectations of the electoral outcome. In the present study, we therefore paid close attention to the specific motives for strategic voting and applied a comprehensive taxonomy of voting behavior that considers voters' party and coalition preferences, intended voting decisions for the constituency and party list votes, and expectations of the electoral outcome (author names removed for anonymous review 2016). Meeting Cox's (1997) criteria for classifying a vote as genuinely strategic, we were thus able to examine individual differences in strategic voting more closely.

Method

Sample

Respondents for the pre-election web survey were recruited via an online panel, and a total of 1847 respondents completed the study. We dropped respondents who stated that they did not participate seriously ($n = 2$, cf. Aust, Diedenhofen, Ullrich and Musch 2013). Next, we dropped respondents who were not eligible to vote ($n = 16$) or had no clear voting intentions for the upcoming election (did not intend to vote; did not know which party they would vote for; intended to vote for a party that was not on our list; or had no clear party preference due to a tie in their sympathy between two or more parties, $n = 678$). Taken together, 696 respondents had to be excluded because they were considered unsuitable for an analysis of strategic voting behavior. The administration of the survey began two days before the German federal election at 11 pm on September 20th, 2013, and ended at 6 pm on September 22nd at the same time the polling stations closed and the first exit polls were

published. The questionnaire was delivered online using the software EFS Survey (Version 10.1; QuestBack 2013). Respondents (55.9% male) were between the ages of 18 and 93 ($M = 36.33$, $SD = 13.60$). They were better educated than the general population at large, with 126 holding a junior high-school diploma, 257 holding a general qualification for university entrance (the German “Abitur”), 694 holding a bachelor’s or master’s degree, and 74 indicating a PhD as their highest academic degree.

Measures Included in the Survey

To determine whether a strategic voting motive was present, respondents’ voting decisions and party and coalition preferences were recorded. The intended voting decision was determined by asking respondents to indicate the party they intended to vote for, separately for the constituency vote (*Erststimme*) and the party list vote (*Zweitstimme*). Respondents chose between the following options: *The CDU/CSU; The SPD; The Greens; The FDP; The Left; The Pirate Party; The AfD; The NPD; Other party; I don’t know yet; I will not vote in the German federal election*. Party preference was measured by asking respondents how strongly they sympathized with each of the above parties on an 11-point Likert scale ranging from *not sympathetic* (-5) to *very sympathetic* (+5). The highest ranked party was defined as the respondent’s favorite party. In line with Frnberg (2015), we treated respondents from West Germany (as inferred from the federal state they resided in) favoring the CDU/CSU or the SPD as partisans of a major party. In East Germany, where the Left sometimes wins more votes than the SPD (Bundeswahlleiter 2014; Herrmann 2015), votes for the Left were also considered votes for a major party. Respondents favoring the Greens, the FDP, the Pirate Party, the AfD, or the NPD were treated as partisans of a minor party. Coalition preference was assessed by asking how strongly respondents sympathized with the following potential coalitions: *Black-yellow* (CDU/CSU and FDP); *Grand coalition* (CDU/CSU and SPD); *Red-green coalition* (SPD and Greens); *Black-green coalition* (CDU/CSU and Greens); *Red-red-green coalition* (SPD, Greens, and Left); *Traffic light*

coalition (SPD, FDP, and Greens); *Jamaica coalition* (CDU/CSU, FDP, and Greens); *Bahamas coalition* (CDU/CSU, FDP, and AfD); and a *Coalition between the CDU/CSU and the AfD*. Ratings were given on an 11-point Likert scale ranging from *not sympathetic* (-5) to *very sympathetic* (+5). The highest ranked coalition was defined as the favorite coalition. If two or more coalitions were ranked equally, no coalition preference was recorded. Then, respondents were asked to provide an estimate of how likely each of the potential coalitions would form the government. Ratings were provided on an 11-point Likert scale ranging from *not very likely* (-5) to *very likely* (+5). The highest ranked coalition was defined as the expected future coalition. If two or more coalitions were ranked equally, no expectancy regarding the future governing coalition was recorded.

To examine whether personal characteristics influenced the decision to vote strategically, potential determinants of strategic voting were recorded. Respondents first provided an estimate of their political interest on a 7-point Likert scale ranging from *very low* (1) to *very high* (7). Respondents were then asked to indicate if they had already cast a postal vote and how important the upcoming federal election was to them. Knowledge of the electoral rules was measured by asking respondents which of the two votes they considered decisive for determining the shares of each party's seats in parliament. Response categories were *first vote*, *second vote* (correct), *both equally important*, and *I don't know*. Respondents were then asked whether they considered themselves core or swing voters. Next, respondents were asked to indicate all parties they expected to surpass the electoral threshold and the party of the candidate they expected to win their constituency. To measure political knowledge, the ten most discriminative items from a German political knowledge multiple-choice test covering general political knowledge and political history (Willing and Musch 2013) were presented. An example question from this test is: *Where does the federal constitutional court have its seat? a) Berlin b) Bonn c) Karlsruhe* (correct) and *d) Hamburg*. All items and response options were presented in a randomized order. Every correct answer

was scored one point. The internal consistency (Cronbach's α) was .69. Strength of party preference was determined as the score of the respondents' favorite party on the party preference scales. Finally, respondents were thanked and provided with information about strategic voting and the background of the current study.

Classification of Strategic Votes

Voting behavior that was classified according to one of the following five motives detailed in (author names removed for anonymous review 2016) was considered strategic: (1) A vote was classified as pursuing the *wasted vote strategy in the constituency vote* if respondents favoring a minor party did not expect this party to win the constituency and therefore cast their constituency vote for one of the major parties and only their party list vote for their favorite party. For instance, some voters favoring the Greens assumed that their candidate would not win the constituency and therefore cast their vote for the SPD candidate. (2) A vote was classified according to the *wasted vote strategy in the party list vote* if respondents favoring a minor party did not expect this party to enter parliament and therefore opted to cast their party list vote for another party that they expected to pass the electoral threshold. For example, some voters who favored the Pirate Party but did not expect it to enter parliament cast their party list vote for the Left party instead. (3) A vote was classified as pursuing the *chancellor voting strategy* if respondents favoring a minor party did not expect this party to be represented in the future governing coalition, and therefore cast their party list vote for the major party of their preferred chancellor candidate in an attempt to influence the race for chancellorship. For instance, a voter preferring the Greens, favoring a red-green coalition with the major party SPD, but expecting that a black-yellow coalition between the CDU/CSU and the FDP will most likely build the government may decide to vote for the SPD to support the SPD candidate in the race for chancellor. (4) A vote was classified as indicating the *rental vote strategy* if respondents favored a major party and were certain that this party would pass the electoral threshold. Rental voters cast only their constituency

vote for this major party and their party list vote for a minor party to help this party enter parliament. For example, some voters favored the CDU but cast only their constituency vote for the CDU and their party list vote for the FDP. (5) Votes were classified according to the *grand coalition voting strategy* if respondents favored a major party and a coalition between this party and another major party and cast both of their votes in line with their favorite coalition. For instance, some voters who favored the CDU and preferred a grand coalition with the SPD cast their constituency vote for the CDU and their party list vote for the SPD, thereby strengthening the preferred coalition partner, increasing the likelihood of a grand coalition, and decreasing the likelihood of a less preferred coalition between the CDU and the FDP.

Results

Classification of Strategic Votes

A sincere vote was cast by 60.7% of the respondents in that their stated voting intentions corresponded with their party preference¹. The votes of the remaining 39.3% of the respondents were classified as insincere. To distinguish between insincere and true strategic voting, respondents' expectations of the electoral outcome were taken into account, and votes were classified according to the taxonomy of strategic voting behavior detailed in the introduction (cf. author names removed for anonymous review 2016).

A strategic voting motive was identified for 24.5% of the 1151 votes. These votes comprised four different kinds of strategic voting. A total of 15.7% of the respondents applied the wasted vote strategy with their constituency vote. These voters expected that their favorite party's candidate would not win the constituency and therefore cast their constituency vote for a candidate with a better chance of winning. A total of 3.0% of the respondents feared that their favorite party would not pass the electoral threshold and applied

¹ An online appendix with all data and analyses will be made available at <http://journals.cambridge.org/action/displayJournal?jid=JPS>

the wasted vote strategy with their party list vote. An additional 1.6% of the respondents followed the chancellor voting strategy with their party list vote. Another 3.0% of the respondents pursued the rental vote strategy to prevent a minor party from falling below the electoral threshold, and 1.2% of the respondents were classified as pursuing a grand coalition strategy.

Determinants of Strategic Voting

On the basis of the assumption that people vary in their willingness to vote strategically, a binary logistic regression was used to investigate the relative influence of potential predictors of strategic voting. Whether respondents voted strategically ($N = 282$) or not ($N = 869$) was coded as the dependent variable.

An alpha level of .05 was used for all statistical tests. Effect sizes for the difference between two means were calculated using Cohen's d . According to Cohen (1988), an effect of $d = 0.20$ may be considered small, an effect of $d = 0.50$ medium, and an effect of $d = 0.80$ large. Table 1 shows the correlations between all predictor variables.

Table 1

Correlations of predictors and criterion and intercorrelations of predictor variables.

	Strategic voting	General political knowledge	Knowledge of the electoral rules	Political interest	Strength of party preference	Minor party preference	Belief that favorite party will win seats	Postal vote	Age	Gender (female)
General political knowledge	.12 **									
Knowledge of the electoral rules	.10 **	.21 **								
Political interest	.06 *	.40 **	.18 **							
Strength of party preference	-.05	-.07 *	-.01	.09 **						
Minor party preference	.30 **	.02	.05	-.04	.08 **					
Belief that favorite party will win seats	-.16 **	-.01	.03	.05	.05	-.25 **				
Postal vote	.02	.04	.02	.02	.03	.05	.01			
Age	-.02	.23 **	-.02	.10 **	-.05	-.07 *	.06 *	-.07 *		
Gender (female)	-.04	-.37 **	-.07 *	-.35 **	.02	.05	.06 *	.00	-.15 **	
Education	.08 *	.18 **	.16 **	.04	-.06 *	.05	.01	.04	-.13 **	-.02

Note. * $p < .05$; ** $p < .01$. General political knowledge was assessed via a 10-item political knowledge test. Knowledge of electoral rules was assessed using a question that asked which of the two votes is decisive for a party's share of seats. Political interest was measured on a 7-point Likert scale ranging from *very low* to *very high*. Strength of favorite party preference was computed as the score of the respondents' most preferred party on the party preference scales. The belief that one's favorite party will win seats was determined as the respondent's prediction of whether their most preferred party would pass the electoral threshold. Education was operationalized as the respondents' current highest educational degree.

The Hosmer-Lemeshow statistic revealed that the model fit the data well ($p = .66$) and correctly classified 75.9% of the 1151 respondents. Table 2 shows the results of the binary logistic regression analysis.

Table 2

Logistic regression analysis of determinants of strategic voting.

Variables	<i>B</i>	<i>SE</i>	Odds Ratio	95%-CI	<i>p</i> -value
<i>Personal determinants</i>					
General political knowledge	0.13	0.05	1.14	[1.02, 1.27]	.02 *
Knowledge of the electoral rules	0.48	0.24	1.61	[1.00, 2.60]	.05
Political interest	0.08	0.06	1.08	[0.96, 1.23]	.21
Minor party preference	1.60	0.18	4.94	[3.48, 7.01]	.00 **
Strength of party preference	-0.14	0.07	0.87	[0.77, 0.99]	.04 *
<i>Situational determinants</i>					
Belief that favorite party will win seats	-0.65	0.23	0.52	[0.33, 0.82]	.00 **
Postal vote	0.03	0.15	1.03	[0.76, 1.38]	.86
<i>Socio-demographic determinants</i>					
Age	0.00	0.01	1.00	[0.99, 1.01]	.68
Gender (female)	0.03	0.17	1.03	[0.74, 1.42]	.88
Education (Reference category: junior high-school diploma)					.54
Qualification for university entrance	0.27	0.32	1.32	[0.71, 2.45]	.39
University degree	0.35	0.29	1.42	[0.81, 2.51]	.23
PhD	0.53	0.38	1.70	[0.80, 3.57]	.17
Constant	-2.47	0.88	0.09		.01 **
Nagelkerke's R^2	0.19				
<i>N</i>	1151				

Note. *B* = unstandardized logistic regression coefficients; *SE* = standard error; CI = confidence interval; * $p < .05$; ** $p < .01$. Variables with an odds ratio > 1 are associated with a higher likelihood of casting a strategic vote.

A small point-biserial correlation ($r = .21$) between general political knowledge and knowledge of the electoral rules was found (see Table 1). As hypothesized, greater general

political knowledge significantly increased the likelihood of a strategic vote ($OR = 1.14$, $p = .02$). An odds ratio of 1.14 means that respondents had a 14% higher probability to cast a strategic vote for each point they scored in the political knowledge test. In our well-educated sample, 84.8% of the respondents correctly identified the party list vote as the vote that determines the shares of each party's seats. The remaining 15.2% of respondents provided incorrect answers to the electoral knowledge question. A total of 6.8% of the respondents wrongly opted for the constituency vote, 7.2% thought that both votes were equally important, and 1.2% did not know which of the two votes was decisive for the distribution of seats. Respondents who showed knowledge of the electoral rules by answering correctly had a 61% higher probability to cast a strategic vote ($OR = 1.61$, $p = .05$). Self-ratings of political interest were high ($M = 5.19$ on a 7-point Likert scale, $SD = 1.37$). Somewhat surprisingly, however, political interest had no significant influence on strategic voting ($OR = 1.08$, $p = .21$).

Partisans of minor parties had a much higher propensity to vote strategically ($OR = 4.94$, $p < .001$). Whereas the average strength of party preference was high ($M = 3.79$, $SD = 1.11$), respondents with a strong party preference were less likely to cast a strategic vote than respondents with a weak party preference ($OR = 0.87$, $p = .04$). A supplementary analysis revealed that respondents who described themselves as core voters had a stronger party preference ($M = 4.08$, $SD = 0.95$) than respondents who indicated that they were swing voters [$M = 3.54$, $SD = 1.18$; $t(1149) = 29.60$, $p < .001$, $d = 0.50$]. Respondents who did not believe that their favorite party would enter parliament had a higher proclivity to vote strategically ($OR = 0.52$, $p < .01$). Casting a postal vote (36.7%) did not predict strategic voting ($OR = 1.03$, $p = .86$). A supplementary analysis showed that postal voters did not differ from regular voters regarding the importance they attached to the upcoming election ($M = 5.68$, $SD = 1.24$ vs. $M = 5.73$, $SD = 1.20$; $t(1149) = 0.76$, $p = .48$, $d = 0.04$). The socio-demographic

variables age ($OR = 1.00, p = .68$) and gender ($OR = 1.03, p = .88$) were not associated with the proclivity to cast a strategic vote. Descriptively, more highly educated respondents were more likely to vote strategically; this tendency, however, was not statistically significant ($p = .54$).

A likely reason for the discrepancy between our analysis of true strategic voting and Karp's (2006) results is that we included constituency votes and excluded insincere votes cast for non-strategic reasons. Confirming this notion, a supplementary analysis showed that general political knowledge ($OR = 0.95, p = .37$) and knowledge of the electoral rules ($OR = 0.93, p = .77$) were no longer significant predictors when only insincere party list votes were used as the dependent variable in a binary logistic regression. In contrast, another supplementary analysis showed that general political knowledge ($OR = 1.21, p < .01$) and knowledge of the electoral rules ($OR = 2.03, p = .04$) were significant predictors when only strategic wasted constituency votes were analyzed as the dependent variable.

Discussion

Previous research on the correlates of strategic voting has been based on diverging definitions and operationalizations and usually investigated determinants of insincere voting. The present study used voters' party and coalition preferences and expectations of the electoral outcome as additional variables and categorized respondents as strategic voters only if a strategic voting motive for either the constituency or the party list vote could be identified. Hence, we were more clearly able to distinguish between strategic and non-strategic voting behavior and exclude insincere votes cast for non-strategic reasons. This allowed us to identify general political knowledge and knowledge of the electoral rules as determinants of strategic voting.

Previous studies that reported no influence of general political knowledge or knowledge of the electoral rules were either restricted to insincere voting (Karp 2006),

investigated another voting system (Fisher 2001), or did not take constituency votes into account (Huber 2009; Karp 2006). Importantly, however, Huber (2009) argued that voters with better knowledge of the electoral rules may be more likely to cast an insincere constituency vote rather than an insincere party list vote. Insincere constituency votes may be cast by partisans of minor parties anticipating that their constituency vote would be wasted on the candidate of their favorite party, because a minor party's candidate is unlikely to win a majority in the constituency. For partisans of minor parties, there is therefore an incentive to cast their constituency vote for a major party candidate who has a better chance of winning the constituency. This reasoning was confirmed by the present findings. We observed higher knowledge of the electoral rules among voters classified as pursuing a wasted vote strategy in the constituency vote, and these votes also formed a large majority of the votes classified as truly strategic. Our inclusion of the constituency vote can therefore account for the divergence from the results by Karp (2006), who analyzed only insincere party list votes and found no effect of general political knowledge or knowledge of the electoral rules. We argue that constituency votes must be considered in order to detect such effects. The low correlation we observed between general political knowledge and knowledge of the electoral rules also suggested that these two variables should be assessed separately. Surprisingly, political interest had no influence on the proclivity to cast a strategic vote. Conceivably, however, a potential influence of political interest could not be detected because the respective self-ratings were influenced by social desirability. We cannot exclude the possibility that respondents may simply have been reluctant to admit that they had little interest in politics. Regarding party preference and the strength of party preference, we were able to extend the previous findings for insincere voting (Gschwend 2007; Karp 2006) to strategic voting behavior. First, we found that minor party partisans—arguably due to greater incentives to vote strategically—had a higher proclivity to cast a strategic vote. Minor party partisans run a

double risk of wasting both their party list vote and their constituency vote for a party with little or no chance of winning. Major party partisans do not have to take into account such considerations and can freely decide which party to vote for. Second, we found that a weak party preference increased the proclivity to vote strategically. Core voters had a stronger party preference than swing voters and hardly ever cast a strategic vote.

As expected and presumably to avoid wasting their vote, voters who doubted whether their favorite party would pass the electoral threshold were more likely to cast a strategic vote. This result is consistent with previous results for insincere voting (Meffert and Gschwend 2011; Schoen 2000) and is here shown for strategic voting for the first time.

Postal voting has not yet been examined in the context of strategic voting behavior. In the present study, postal voters were not found to be more likely to vote strategically. This finding suggests that the decision to cast a postal vote may simply be the result of being absent on election day, rather than an expression of a particularly high interest in the election or a very well-reasoned voting decision. Postal voters and non-postal voters did not differ with regard to how important they considered the election to be. Even if the proportion of postal voters continues to grow in future elections, the present results suggest that this would not necessarily increase the number of strategic votes.

The present study identified several personal and situational determinants of strategic voting, but did not find evidence for an influence of any socio-demographic variables. In line with previous findings for insincere voting (Gschwend 2007; Karp 2006), age was not a significant predictor of strategic voting; more experience in the voting system did not have an effect on the proclivity to vote strategically. With regard to gender, we replicated Fisher's (2001) results obtained for strategic voting in the British voting system, and found no difference in the number of strategic votes cast by men and women. Education did not significantly predict strategic voting behavior either. In descriptive terms, however, voters

with a PhD were 70% more likely to vote strategically than voters with a high-school diploma.

In summary, the typical strategic voter in the German federal election of 2013 had greater general political knowledge, tended to be well informed about the voting system, had a weak party preference, and favored one of the minor parties but did not believe that his or her favorite party would gain representation in parliament. Minor parties unsure of passing the electoral threshold were the most likely victims of such strategic voting behavior. Future work should investigate whether the present results also hold for other elections, countries, and voting systems. To investigate the determinants of strategic voting more closely, our recommendation is not to restrict the analysis to insincere votes but to employ the present refined operationalization of strategic voting.

References

- Aust, F., Diedenhofen, B., Ullrich, S., & Musch, J. (2013). Seriousness checks are useful to improve data validity in online research. *Behavior Research Methods*, 45(2), 527–535. doi: 10.3758/s13428-012-0265-2
- Bawn, K. (1999). Voter responses to electoral complexity: Ticket splitting, rational voters and representation in the Federal Republic of Germany. *British Journal of Political Science*, 29(3), 487–505.
- Bundeswahlleiter. (2014). *Ergebnisse früherer Bundestagswahlen*. Der Bundeswahlleiter, Wiesbaden. Retrieved from http://www.bundeswahlleiter.de/de/bundestagswahlen/downloads/bundestagswahlergebnisse/btw_ab49_gesamt.pdf Accessed 26 November 2015
- Carman, C.J., & Johns, R. (2010). Linking coalition attitudes and split-ticket voting: The Scottish Parliament elections of 2007. *Electoral Studies*, 29(3), 381–391. doi: 10.1016/j.electstud.2010.03.002
- Carter, E. L. (2002). Proportional Representation and the Fortunes of Right-Wing Extremist Parties. *West European Politics*, 25(3), 125–146. doi: 10.1080/713601617
- Cohen, J., 1988. *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.), Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cox, G. W. (1997). *Making Votes Count*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Evrenk, H., & Sher, C.Y. (2015). Social interactions in voting behavior: distinguishing between strategic voting and the bandwagon effect. *Public Choice*, 162(3-4), 405–423. doi:10.1007/s11127-015-0241-3
- Fisher, S. (2001). *Tactical Voting and Tactical Non-Voting*. Paper presented at the Annual meeting of the American Political Science Association, San Francisco, CA.
- Franklin, M., Niemi, R., & Whitten, G. (1994). The Two Faces of Tactical Voting. *British*

- Journal of Political Science*, 24(4), 549–557. doi: 10.1017/S0007123400007006
- Fürnberg, O. (2015). Stimmensplitting bei der Bundestagswahl 2013: Beendet das neue Wahlsystem den Trend zu mehr Stimmensplitting? In K.R. Korte (Ed.), *Die Bundestagswahl 2013* (pp. 79–97). Wiesbaden: Springer VS. doi: 10.1007/978-3-658-02915-9_4
- Gschwend, T. (2000). *Is ticket splitting strategic? Evidence from the 1998 election in Germany*. Paper presented at the Annual Meeting of the Midwest Political Science Association, Chicago, IL.
- Gschwend, T. (2007). Ticket-splitting and strategic voting under mixed electoral rules: Evidence from Germany. *European Journal of Political Research*, 46(1), 1–23. doi: 10.1111/j.1475-6765.2006.00641.x
- Gschwend, T. (2009). District magnitude and the comparative study of strategic voting. In H.D. Klingemann (Ed.), *The Comparative Study of Electoral Systems* (pp. 289–307). Oxford: Oxford University Press. Retrieved from <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:0168-ssoar-258169> Accessed 26 November 2015
- Gisart, B. (2013). Grundlagen und Daten der Wahl zum 18. Deutschen Bundestag am 22. September 2013. *Wirtschaft und Statistik*, 8, 528-550.
- Herrmann, M. (2015). *Strategisches Wählen in Deutschland: Logik und politische Konsequenzen*, Wiesbaden: Springer VS.
- Huber, S. (2009). *Eine oder zwei Stimmen? Auswirkungen des Wahlsystems auf das Wahlverhalten bei Landtagswahlen*. Paper presented at the Annual Meeting of the Arbeitskreis Wahlen, Frankfurt am Main.
- Jesse, E. (1988). Split-voting in the Federal Republic of Germany: An Analysis of the Federal Elections from 1953 to 1987. *Electoral Studies*, 7(2), 109–124. doi: 10.1016/0261-3794(88)90026-1

- Johann, D. (2009). Charakteristika und Motive der Stimmensplitter bei der Bundestagswahl 2005. In S. Kühnel, O. Niedermayer, & B. Westle (Ed.), *Wähler in Deutschland: Sozialer und politischer Wandel, Gender und Wahlverhalten* (pp. 366–398). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. doi: 10.1007/978-3-531-91661-3_12
- Karp, J.A., Vowles, J., Banducci, S.A., & Donovan, T. (2002). Strategic voting, party activity, and candidate effects: testing explanations for split voting in New Zealand's new mixed system. *Electoral Studies*, 21(1), 1–22. doi: 10.1016/S0261-3794(00)00031-7
- Karp, J.A. (2006). Political knowledge about electoral rules: Comparing mixed member proportional systems in Germany and New Zealand. *Electoral Studies*, 25(4), 714–730, doi: 10.1016/j.electstud.2005.11.002
- Kim, H., & Kostadinova, T. (2011). Does Tactical Voting Matter? The Political Impact of Tactical Voting in Canadian Elections. *International Area Studies Review*, 14(1), 49–72. doi: 10.1177/223386591101400103
- Kselman, D., & Niou, E. (2010). Strategic Voting in Plurality Elections. *Political Analysis*, 18(2), 227–244. doi: 10.1093/pan/mpp027
- Meffert, M.F., & Gschwend, T. (2011). Polls, coalition signals and strategic voting: An experimental investigation of perceptions and effects. *European Journal of Political Research*, 50(5), 636–667. doi: 10.1111/j.1475-6765.2010.01986.x
- Merolla, J.L., & Stephenson, L.B. (2007). *Behind the Scenes: Understanding What Influences the Determinants of Strategic Voting*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association, Chicago, IL.
- Moser, R.G., & Scheiner, E. (2005). Strategic Ticket Splitting and the Personal Vote in Mixed Member Electoral Systems. *Legislative Studies Quarterly*, 30(2), 259–276. doi: 10.3162/036298005X201545

- Pappi, F.U., & Herrmann, M. (2006). Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen. MZES, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Mannheim. Retrieved from <http://www.mzes.uni-mannheim.de/publications/wp/wp-92.pdf> Accessed 26 November 2015
- Schmitt-Beck, R. (1993). Denn sie wissen nicht, was sie tun... Zum Verständnis des Verfahrens der Bundestagswahl bei westdeutschen und ostdeutschen Wählern. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 24(93), 393–415.
- Schoen, H. (1999). Mehr oder weniger als fünf Prozent – ist das wirklich die Frage? *Koelner Zeitschrift fuer Soziologie und Sozialpsychologie*, 51(3), 565-582.
- Schoen, H. (2000). Apelle zu taktischem Wahlverhalten – effektive Werbung oder verfehlte Wahlkampfretorik? In J. Falter, O.W. Gabriel, & H. Rattinger (Ed.), *Wirklich ein Volk? Die politischen Orientierungen von Ost- und Westdeutschen im Vergleich* (pp. 641–673). Opladen: Leske & Budrich. doi: 10.1007/978-3-663-05704-8_19
- Westle, B. (2009). Politisches Wissen als Grundlage der Entscheidung bei der Bundestagswahl 2005. In S. Kühnel, O. Niedermayer, & B. Westle (Ed.), *Wähler in Deutschland: Sozialer und politischer Wandel, Gender und Wahlverhalten* (pp. 366–398). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. doi: 10.1007/978-3-531-91661-3_12
- Willing, S., & Musch, J. (2013). *Discrete-Option Multiple-Choice: Evaluating the Psychometric Properties of a New Method of Knowledge Assessment* (Doctoral dissertation). Retrieved from <http://docserv.uni-duesseldorf.de/servlets/DocumentServlet?id=27633> Accessed 26 November 2015

Not to Be Considered Harmful: Mobile-Device Users Do Not Spoil Data Quality in Web Surveys

Social Science Computer Review
1-10

© The Author(s) 2016

Reprints and permission:

sagepub.com/journalsPermissions.nav

DOI: 10.1177/0894439316633452

ssc.sagepub.com



Jana Sommer¹, Birk Diedenhofen¹, and Jochen Musch¹

Abstract

The number of respondents who access web surveys on a mobile device (smartphone or tablet) has been increasing rapidly over the last few years. Compared with desktop computers, mobile devices have smaller screens, different input options, and are used in a larger variety of locations and situations. The suspicion that the quality of data may suffer when online respondents use mobile devices has stimulated a growing body of research, which has mainly focused on paradata and web survey design. To investigate whether the respondents' device affects the quality of web survey data, we examined the responses of 1,826 mobile-device and desktop participants in a political online survey that asked questions about the 2013 German federal election. To determine the reliability and validity of data submitted via mobile devices, we determined the consistency of the participants' responses across questions and validated the responses against various internal and external criteria. Replicating previous findings, mobile-device respondents were younger and more likely to be female, and they produced higher dropout rates and longer completion times than desktop respondents. However, data produced by respondents using mobile devices were as consistent, reliable, and valid as data produced by respondents using desktop computers. These findings contradict the notion that mobile-device users compromise the reliability and validity of data collected online and suggest that researchers do not necessarily need to be afraid of the participation of mobile-device respondents in web surveys.

Keywords

web survey, mobile devices, data quality, German federal election, reliability, validity

Web surveys have been found to offer several advantages over paper-based surveys (Díaz de Rada & Domínguez-Álvarez, 2014). The increasing availability of desktop computers during the past two decades has therefore resulted in growth in the number of surveys conducted online. Electronic devices are subject to change, however, and in recent years, the use of mobile devices (smartphones

¹ University of Duesseldorf, Duesseldorf, Germany

Corresponding Author:

Jana Sommer, University of Duesseldorf, Universitaetsstrasse 1, Building 23.03, Room 00.29, Duesseldorf 40225, Germany.
Email: jana.sommer@uni-duesseldorf.de

or tablets) has increased in Germany from nearly 0% in 2010 to more than 30% in 2015 (StatCounter, 2015). The proportion of respondents accessing web surveys on a mobile device has followed a parallel trend (de Bruijne & Wijnant, 2014; Mavletova & Couper, 2014; Poggio, Bosnjak, & Weyandt, 2015). Mobile devices offer convenient Internet access anywhere and can therefore be particularly useful for collecting data in real time (Hofmann & Patel, 2015; Raento, Oulasvirta, & Eagle, 2009). Adapting surveys to mobile participation can also help provide better coverage of difficult-to-survey target populations, such as respondents in low- and middle-income countries where smartphones are sometimes the only electronic devices available (James, 2014; van Heerden, Norris, Tollmann, Stein, & Richter, 2014).

When surveying mobile-device users, it is important to know whether the devices respondents are using are affecting the quality of survey data. Compared with desktop computers, mobile devices have smaller screens, different input options (Raento et al., 2009; Sweeney & Crestani, 2006), and are used in a larger variety of locations and situations (de Bruijne & Oudejans, 2015). Respondents using mobile devices are therefore likely to be exposed to more distractions than desktop users, and the presence of other people can influence their response behavior (de Bruijne & Oudejans, 2015). Because mobile-device users may also differ from desktop users in how they cognitively process and respond to web surveys (Peytchev & Hill, 2010), it has been suspected that the data quality of web surveys may be impaired when respondents participate on mobile devices (Mavletova, 2013).

Presumably to be on the safe side, Carlson and Carlson (2014) recently decided to minimize any potential negative impact by denying mobile-device users participation in their study. However, with the growing use of smartphones and tablets (Callegaro, 2010), blocking all mobile-device users may no longer be a viable solution because the availability of mobile devices and the willingness to use them for participation in web surveys is known to be unequally distributed across respondents (Lugtig & Toepoel, 2015). For example, mobile-device respondents are younger (de Bruijne & Wijnant, 2014; Lambert & Miller, 2015; Mavletova, 2013; Wells, Bailey, & Link, 2014) and tend to be female (de Bruijne & Oudejans, 2015; de Bruijne & Wijnant, 2014; Lambert & Miller, 2015; Wells et al., 2014). Excluding a growing number of mobile-device respondents may therefore lead to selection effects and biased results.

The question of whether the increasing participation of mobile-device users in web surveys poses a threat to data quality has recently stimulated a growing body of research. However, this research has mainly focused on paradata and web survey design (e.g., de Bruijne & Wijnant, 2013b; Peytchev & Hill, 2010; Wells et al., 2014). Only a few studies have addressed the question of whether the responses of mobile-device users are as reliable and valid as those produced by desktop users. In the following, we review the existing research on differences between mobile-device and desktop responses.

With a view to the smaller screen size and different input options of mobile devices, it has been investigated whether survey layout affects the response behavior of mobile-device users. However, no impact of survey layout on the distribution of responses has been reported for the number of questions per screen, the presentation of images, the need for horizontal scrolling (Peytchev & Hill, 2010), or the orientation of response options (de Bruijne & Wijnant, 2014; Peytchev & Hill, 2010). Recent technological developments that have resulted in smartphones with increased resolution and screen sizes may already have closed a potential usability gap between mobile devices and desktop computers (de Bruijne & Wijnant, 2014).

A large portion of recent research on mobile-device users has focused on paradata. Arguably due to slow and unsteady mobile Internet connections (de Bruijne & Wijnant, 2013b), an increase in the time needed to complete a survey ($d = 0.68$) and higher dropout rates have been reported (Lambert & Miller, 2015; Mavletova, 2013; Mavletova & Couper, 2014; Wells, Bailey, & Link, 2013). The additional scrolling that is necessary on smaller screens and distractions that occur when mobile devices are used on the go may also contribute to poorer quality of mobile-device responses (Mavletova, 2013). However, no differences were found between mobile-device and desktop

respondents with respect to the distribution of item nonresponses (Toepoel & Lugtig, 2014) and the distribution of responses to questions with a closed answer format (de Bruijne & Wijnant, 2013a). Different response-order effects were not found either (Wells et al., 2014). For example, answer options that were presented at the top of a list were not selected more often than options further down the list when surveys were accessed with a mobile device (Buskirk & Andrus, 2012; Mavletova, 2013; Wells et al., 2014). Conversely, in an early study conducted in 2007, Peytchev and Hill (2010) found that mobile-device users were more likely to select a less appropriate response that was available via a button than to type a more accurate answer into a text box. However, this result dates back to a time when the use of mobile devices was less convenient than it is today. More recent studies suggest that differences between mobile-device and desktop respondents in the willingness to provide answers to open-ended questions may be due to question content. For questions that could be answered in a few words, no differences were found between mobile-device and desktop respondents (Buskirk & Andrus, 2012; Wells et al., 2014). However, for questions that were worded more openly and required a detailed response, shorter answers were observed for mobile-device respondents (Mavletova, 2013; Wells et al., 2014).

When completing a web survey, participants' responses may be influenced by the presence of other persons, especially for questions that ask for socially undesirable behavior (Lynn & Kaminska, 2012; Mavletova & Couper, 2013). Mavletova and Couper (2013) investigated whether desktop users would report more socially undesirable behavior than mobile-device users. Adopting a "more-is-better" criterion (Hoffmann, Diedenhofen, Verschuere, & Musch, 2015; Umesh & Peterson, 1991), this might be interpreted as evidence that desktop users provide more valid answers. However, a difference was found only for the reporting of alcohol consumption and not for other sensitive questions (Mavletova & Couper, 2013). To the best of our knowledge, no other study has taken question content into account when determining data quality. Moreover, none of the studies that investigated differences between desktop and mobile-device users appear to have examined data reliability and validity. The aim of the present study was therefore to establish and to compare various measures of reliability and validity for mobile-device and desktop respondents. This was done using a large sample participating in a political web survey that asked questions about the 2013 German federal election.

If mobile-device users are more often distracted than desktop users or if they are more inclined to show satisficing behavior (e.g., Barge & Gehlbach, 2012) due to a lack of motivation, they can be expected to provide less consistent data. As an index of response consistency, we therefore compared the internal consistency reliability of desktop and mobile-device users' responses to a political knowledge test that was part of the survey.

As a first index of concurrent validity, we compared respondents' self-reported intention to vote for a particular party in the 2013 German federal election with their party preference and regarded inconsistent combinations as an indicator of low validity. A second concurrent validity index was established by comparing the agreement between respondents' coalition preference and their self-reported intention to vote for a constituency candidate and a particular party in the 2013 German federal election. A third index of concurrent validity was obtained by comparing respondents' self-reported intention to vote for a particular party in 2013 with their self-reported voting behavior in the previous election of 2009.

As a measure of predictive validity, we examined the cumulative deviation between the self-reported intention to vote for a particular party and the actual outcome of the election for mobile-device and desktop respondents. If desktop respondents provided more valid answers, their stated voting intention should allow for a better forecast of the eventual election result (Aust, Diedenhofen, Ullrich, & Musch, 2013).

Finally, we also compared completion times, dropout rates, and demographics—including age and gender—between mobile-device and desktop respondents.

Method

Sample

A total of 2,069 members of the general population who were also members of a noncommercial research panel run by scientists at the University of Duesseldorf started the political web survey. Three respondents had to be excluded because they could not unequivocally be classified as mobile-device or desktop users, and further 222 respondents did not complete the survey. Of the remaining 1,844 respondents, 18 respondents had to be excluded because they reported that they did not participate in the study seriously ($n = 2$; Aust et al., 2013) or were ineligible to vote ($n = 16$), resulting in a final sample of 1,826 respondents (47.2% female). The administration of the survey began two days before the German federal election at 11 pm, September 20th, 2013, and ended at 6 pm, September 22nd, 2013, when the polling stations closed and the first exit polls were released. The questionnaire was delivered online using the software EFS Survey (version 10.1). We used the user agent information provided by respondents' browsers to classify respondents as desktop ($N = 1,504$) or mobile-device ($N = 322$) users. Mobile-device users included both smartphone and tablet users. Respondents ranged in age from 18 to 93 years ($M = 35.92$, $SD = 13.38$). As their highest academic degree, 185 respondents indicated a junior high school diploma, 419 held a general qualification for university entrance (the German "Abitur"), 1,091 reported a bachelor's or master's degree, and 131 indicated a PhD.

Measures of Data Quality

To examine data quality, we determined the consistency of the participants' responses and validated their responses against various internal and external criteria.

Internal-consistency reliability. As an indicator of internal-consistency reliability, we calculated Cronbach's α for the participants' responses on a political knowledge test. The test consisted of 10 multiple-choice items taken from the German political knowledge test by Willing (2013) and covered general political and political history knowledge. For example, one item read, "Where does the federal constitutional court have its seat?" with "Berlin", "Bonn", "Karlsruhe" (correct), and "Hamburg" as answer options. The total test score was determined as the number of correct answers.

Concurrent validity. We established three measures of concurrent validity. As a first measure, we calculated the consistency between respondents' party preference and self-reported intention to vote for a particular party in the 2013 German federal election. Respondents could choose between the following options: *The conservative Christian Democrats (CDU/CSU)*; *The Social Democrats (SPD)*; *The environmental Green Party (Greens)*; *The liberal Free Democrats (FDP)*; *The Left*; *The Pirate Party*; *The Alternative for Germany (AfD)*; *The National Democratic Party (NPD)*; *Other party*; *I don't know yet*; *I am not going to vote in the German federal election*. Party preference was measured by asking respondents how strongly they sympathized with each of the above-mentioned parties on an 11-point Likert-type scale ranging from *not sympathetic* (-5) to *very sympathetic* ($+5$). The highest ranked party was defined as the respondent's party preference. A response was considered consistent if the highest sympathy rating was indicated for the party the respondent also intended to vote for. Responses were excluded from the analysis if respondents were unsure about their voting intention, if they did not intend to vote in the upcoming election, if they indicated that they intended to vote for one of the very small and less known minor parties for which no sympathy ratings had been

collected, or if they indicated no clear party preference by assigning their highest sympathy rating to more than one party.

As a second measure of concurrent validity, the consistency between coalition preference and self-reported voting intentions regarding (a) the constituency and (b) the party list vote was calculated. A response was considered consistent if both the constituency and the party list vote were cast for one of the parties that were part of the coalition for which the highest sympathy was recorded. Coalition preference was assessed by asking how strongly respondents sympathized with the following potential coalitions: *Black-yellow* (CDU/CSU and FDP), *Grand coalition* (CDU/CSU and SPD), *Red-green coalition* (SPD and Greens), *Black-green coalition* (CDU/CSU and Greens), *Red-red-green coalition* (SPD, Greens, and Left), *Traffic light coalition* (SPD, FDP, and Greens), *Jamaica coalition* (CDU/CSU, FDP, and Greens), *Bahamas coalition* (CDU/CSU, FDP, and AfD), and a *Coalition between the CDU/CSU and the AfD*. Ratings were provided on an 11-point Likert-type scale ranging from *not sympathetic* (−5) to *very sympathetic* (+5). The highest ranked coalition was defined as the respondent's coalition preference. Responses were excluded from the analysis if respondents were unsure about their voting intention, if they were not going to vote in the upcoming election, if they indicated that they intended to vote for one of the minor parties for which no sympathy ratings were collected, or if they indicated no clear coalition preference by assigning their highest sympathy rating to more than one coalition.

As a third index of concurrent validity, we calculated the consistency between self-reported voting intention in the party list vote in the German federal election of 2013 and self-reported voting behavior in the previous German federal election of 2009. Of course, voters may have good reasons to vote for different parties in different elections. However, individual voting decisions are nevertheless known to be rather stable (Schmitt, Sanz, & Braun, 2009), and there is no reason to expect differential stability for mobile-device and desktop respondents. We therefore used inconsistencies in self-reported voting intention and behavior across elections as an indicator of low data validity and considered responses consistent if the same party was named as the recipient of the respondent's party list vote in 2009 and 2013. Responses were excluded from the analysis if respondents had not voted in 2009, indicated that they had forgotten their 2009 vote, indicated that they were unsure about their vote in the upcoming election of 2013, or indicated that they were not going to vote in 2013.

Predictive validity. For mobile-device and desktop respondents, the deviation of self-reported voting intentions from the actual outcome of the election was computed per party. A smaller average prediction error was interpreted as indicating a higher predictive validity.

Results

For all statistical tests, an α level of .05 was used. Effect sizes for the difference between two means were calculated as Cohen's d . According to Cohen (1988), effects of $d = 0.20$, $d = 0.50$, and $d = 0.80$ may be considered small, medium, and large, respectively. Effect sizes for the difference between two proportions were calculated using Cramér's ϕ_c . According to Cohen (1988), effects of $\phi_c = .10$, $\phi_c = .30$, and $\phi_c = .50$ may be considered small, medium, and large, respectively.

After excluding unclassifiable respondents ($n = 3$), we confirmed previous findings and observed a higher dropout rate among the remaining 401 mobile-device respondents (19.2%) than among the 1,665 desktop respondents (8.7%; Fisher's exact test [two-tailed]: $\phi_c = .13$, $p < .01$). Prior to examining the completion times, we set a cutoff at 2 SDs above the mean completion time to exclude respondents with disproportionately high completion times that were likely the result of serious interruptions that occurred during participation. Confirming the notion that mobile-device respondents are more likely to be interrupted during a survey, this led to a slightly—although not

Table 1. Data Quality Indices for Mobile-Device and Desktop Users.

	Mobile Device		Desktop		<i>p</i>
	Index	<i>n</i>	Index	<i>n</i>	
Reliability					
Internal consistency (Cronbach's α) for the political knowledge test	.66	322	.69	1,504	.38
Concurrent validity (Consistency in %)					
Self-reported voting intention for 2013 & party preference	83.8	229	84.3	1,006	.84
Self-reported voting intention for 2013 & coalition preference	88.6	220	86.9	945	.58
Self-reported voting intention for 2013 & self-reported voting behavior in 2009	59.5	242	60.1	1,180	.89
Predictive validity (%)					
Average prediction error per party	6.0	294	7.3	1,363	.43

significantly—higher rate of exclusions among mobile-device ($n = 7$, 2.2%) than among desktop ($n = 14$, 0.9%) respondents (Fisher's exact test [two-tailed]: $\phi_c = .04$, $p = .08$). Among the remaining participants, we still found that mobile-device respondents ($n = 315$) produced significantly longer completion times ($M = 22$ min 9 s, $SD = 15$ min 29 s) than desktop respondents ($n = 1,490$, $M = 18$ min 45 s, $SD = 12$ min 55 s) in a two-tailed Welch t test that was used to correct for the unequal variances and sample sizes, $t(411.30) = 3.64$, $p < .01$, $d = 0.25$. In accordance with previous research, we also found that mobile-device respondents were younger ($M = 33.19$, $SD = 11.29$) than desktop respondents ($M = 36.51$, $SD = 13.72$), Welch t test (two tailed): $t(544.30) = 4.61$, $p < .01$, $d = 0.28$, and the percentage of women was higher in the mobile (52.2%) than in the desktop group (46.1%; Fisher's exact test [two tailed]: $\phi_c = .05$, $p = .05$).

With regard to the internal-consistency reliability of the political knowledge test, we found no difference between mobile-device (Cronbach's $\alpha = .66$) and desktop respondents ($\alpha = .69$), $\chi^2(1) = 0.76$, $p = .38$ (Diedenhofen, 2013; see Table 1). Concurrent validity was assessed using the three consistency indices. We found no difference in the consistency between party preference and self-reported voting intention for the party list vote between mobile (83.8%, $n = 229$) and desktop respondents (84.3%, $n = 1,006$; Fisher's exact test [two tailed]: $\phi_c = -.01$, $p = .84$). The consistency between coalition preference and self-reported voting intention for the constituency and the party list vote in the 2013 German federal election was 88.6% for mobile-device ($n = 220$) and 86.9% for desktop respondents ($n = 945$). This difference was not significant either (Fisher's exact test [two tailed]: $\phi_c = .02$, $p = .58$). When we tested the consistency between self-reported voting intention in the 2013 German federal election and self-reported voting behavior in 2009, we found no difference between mobile-device (59.5%, $n = 242$) and desktop respondents (60.1%, $n = 1,180$; Fisher's exact test [two tailed]: $\phi_c = .00$, $p = .89$). To summarize, there were no differences between the responses of desktop and mobile-device users in any of the consistency indices that we computed as estimates of concurrent validity.

As an indicator of predictive validity, we computed the average prediction error per party as the divergence between self-reported voting intention in the party list vote and the actual outcome of the election. The SPD, for example, achieved 25.7% of the party list vote in the 2013 federal election. In our sample, 24.2% of mobile-device and 20.6% of desktop respondents indicated an intention to cast their party list vote for the SPD. The prediction error for the SPD was therefore 1.5% and 5.1% for mobile-device and desktop respondents, respectively. Using a z test for two independent proportions, we found that the average prediction error per party produced by mobile-device respondents (6.0%, $n = 294$) did not differ from the average prediction error per party produced by desktop respondents (7.3%, $n = 1,363$; $z = 0.80$, $p = .43$). Thus, taken together, in the

present investigation, the responses of mobile-device users were just as valid as the responses of desktop users.

Discussion

In recent years, the number of mobile-device users participating in web surveys has grown steadily (de Bruijne & Wijnant, 2014; Mavletova & Couper, 2014; Poggio et al., 2015). While the participation of mobile-device respondents opens up new opportunities for researchers, it also raises methodological concerns. Research on whether mobile-device users produce data of lower quality is, however, still rather scarce. To compare the quality of responses provided by desktop and mobile-device users, we conducted a web survey that asked questions about the 2013 German federal election and compared the responses of mobile-device and desktop participants using various internal and external criteria.

To compare the responses of desktop and mobile-device users with regard to reliability, we computed the internal consistency (Cronbach's α) of the participants' responses on a political knowledge test. We found no difference in the internal-consistency reliability between mobile-device and desktop respondents, thus adding to the notion that mobile-device respondents do not necessarily deteriorate data quality. We also found no differences between mobile-device and desktop respondents with regard to concurrent validity. Mobile-device respondents answered questions regarding their voting behavior just as consistently as desktop respondents. Thus, data produced by mobile-device respondents seemed to be no less valid than data produced by desktop respondents. Additional evidence supporting this notion was provided by a comparison between self-reported voting intentions and the actual election outcome. As in previous German online election surveys (e.g., Aust et al., 2013; Faas, 2004), respondents who indicated a preference for small parties such as the Greens were overrepresented, and respondents who preferred the major party CDU/CSU were underrepresented in the present study. Our sample was thus not representative of the general population at large. This resulted in a sizable prediction error, which would have been a problem if an accurate predication would have been the goal of the present study. With regard to the question we wanted to address, however, we found that the prediction error did not differ significantly between the mobile-device and desktop respondents. This finding also suggests that mobile-device respondents do not necessarily produce worse answers than desktop respondents.

Our results replicate previous findings (de Bruijne & Oudejans, 2015; de Bruijne & Wijnant, 2014; Lambert & Miller, 2015; Mavletova, 2013; Wells et al., 2014) in showing that mobile-device respondents are younger and tend to more often be female than desktop respondents. With regard to dropout rates and completion times, we again confirmed earlier findings (Lambert & Miller, 2015; Mavletova, 2013; Mavletova & Couper, 2014; Wells et al., 2013). Mobile-device respondents produced higher dropout rates and needed more time to complete the survey than desktop respondents. However, the present study also shows that these procedural differences need not necessarily diminish data validity.

To the best of our knowledge, the present investigation is the first study to systematically compare the reliability and validity of data produced by mobile-device and desktop respondents. Our results strongly suggest that mobile-device users need not pose a threat to data quality and that the validity of their responses may in fact be just as high as the validity of the responses of desktop users. One possible explanation for this result may be that mobile-device users are well aware of the technical limitations of their devices and actively compensate for distractions in their surroundings by participating only in locations and situations that do not preclude their serious and undisturbed participation. The fact that such situations are more difficult to find on the go may account for the higher dropout rate among mobile-device respondents. However, the present data also indicate that mobile-device respondents would prefer to quit than to submit invalid data.

To summarize, our findings suggest that web survey researchers do not necessarily have to be concerned about the participation of mobile-device respondents. The results of our web survey were equally valid regardless of the devices respondents used for participation. In view of the fast spread of mobile devices among the general population and among younger respondents in particular, this finding may be considered encouraging.

It is, however, important to acknowledge that our results may hold only for certain types of web surveys. In the present study, we asked respondents about their political attitudes and voting intentions. The measurement of such long-term and stable attitudes may be quite independent of a respondent's device because such attitudes can be assumed to already exist and to therefore be less vulnerable to distractions. Moreover, a survey of stable attitudes is not cognitively challenging, and responses are not difficult to create. They may therefore be unaffected even by adverse circumstances. Our recommendation is that researchers should consider which cognitive processes are involved in the completion of a web survey. If response times are important, data produced by mobile respondents may not be comparable to data produced by desktop respondents. Tasks that require the participant to be highly concentrated to produce valid answers may also be more susceptible to distortions than surveys asking for stable attitudes and knowledge. Future studies should examine whether the quality of responses to more cognitively challenging tasks suffers when surveys are answered on mobile devices.

To conclude, the web has become a very popular mode of data collection in market research and in the social sciences. In the future, an increasing number of respondents can be expected to participate in web surveys using mobile devices. Our results suggest that this development need not necessarily compromise the web as a reliable place for data collection. As research on self-administered web surveys is still scarce (de Bruijne & Wijnant, 2013b), more effort is needed to investigate the quality of data submitted by mobile-device respondents, especially in cognitively demanding or time-crucial tasks. On the basis of the present results, our recommendation to other researchers is not to restrict surveys to desktop respondents when surveying stable attitudes on the web. However, more research is needed to provide more detailed answers to the question of how best to survey an increasingly mobile population.

Declaration of Conflicting Interests

The author(s) declared no potential conflicts of interest with respect to the research, authorship, and/or publication of this article.

Funding

The author(s) received no financial support for the research, authorship, and/or publication of this article.

References

- Aust, F., Diedenhofen, B., Ullrich, S., & Musch, J. (2013). Seriousness checks are useful to improve data validity in online research. *Behavior Research Methods*, *45*, 527–535. doi:10.3758/s13428-012-0265-2
- Barge, S., & Gehlbach, H. (2012). Using the theory of satisficing to evaluate the quality of survey data. *Research in Higher Education*, *53*, 182–200. doi:10.1007/s11162-011-9251-2
- Buskirk, T. D., & Andrus, C. (2012). *Online surveys aren't just for computers anymore! Exploring potential mode effects between smartphone and computer-based online surveys*. Paper presented at the annual meeting of the American Association for Public Opinion Research, Orlando, FL.
- Callegaro, M. (2010). Do you know which device your respondent has used to take your online survey? *Survey Practice*, *3*(6). Retrieved from <http://www.surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/250>
- Carlson, C. A., & Carlson, M. A. (2014). An evaluation of lineup presentation, weapon presence, and a distinctive feature using ROC analysis. *Journal of Applied Research in Memory and Cognition*, *3*, 45–53. doi:10.1016/j.jarmac.2014.03.004

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- de Bruijne, M., & Wijnant, A. (2013a). Can mobile web surveys be taken on computers? A discussion on a multi-device survey design. *Survey Practice*, 6. Retrieved from <http://www.surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/238/pdf>
- de Bruijne, M., & Wijnant, A. (2013b). Comparing survey results obtained via mobile devices and computers: An experiment with a mobile web survey on a heterogeneous Group of mobile devices versus a computer-assisted web survey. *Social Science Computer Review*, 31, 482–504. doi:10.1177/0894439313483976
- de Bruijne, M., & Wijnant, A. (2014). Mobile response in web panels. *Social Science Computer Review*, 32, 728–742. doi:10.1177/0894439314525918
- de Bruijne, M., & Oudejans, M. (2015). Online surveys and the burden of mobile responding. In U. Engel (Eds.), *Survey measurements: Techniques, data quality and sources of error* (pp. 130–145). Frankfurt am Main, Germany: Campus Verlag GmbH.
- Díaz de Rada, V. D., & Domínguez-Álvarez, J. A. (2014). Response quality of self-administered questionnaires: A comparison between paper and web questionnaires. *Social Science Computer Review*, 32, 256–269. doi:10.1177/0894439313508516
- Diedenhofen, B. (2013). *cocron: Statistical comparisons of two or more alpha coefficients* (Version 1.0-0). Retrieved from <http://comparingcronbachalphas.org/>
- Faas, T. (2004). Online or not online? A comparison of offline and online surveys conducted in the context of the 2002 German federal election. *BMS—Bulletin de Methodologie Sociologique*, 82, 42–57. doi:10.1177/075910630408200105
- Hofmann, W., & Patel, P. V. (2015). SurveySignal: A convenient solution for experience sampling research using participants' own smartphones. *Social Science Computer Review*, 33, 235–253. doi:10.1177/0894439314525117
- Hoffmann, A., Diedenhofen, B., Verschuere, A., & Musch, J. (2015). A strong validation of the crosswise model using experimentally-induced cheating behavior. *Experimental Psychology*, 62, 403–414. doi:10.1027/1618-3169/a000304
- James, J. (2014). Mobile phone use in Africa: Implications for inequality and the digital divide. *Social Science Computer Review*, 32, 113–116. doi:10.1177/0894439313503766
- Lambert, A. D., & Miller, A. L. (2015). Living with smartphones: Does completion device affect survey responses? *Research in Higher Education*, 56, 166–177. doi:10.1007/s11162-014-9354-7
- Lynn, P., & Kaminska, O. (2012). The impact of mobile phones on survey measurement error. *Public Opinion Quarterly*, 77, 586–605. doi:10.1093/poq/nfs046
- Lugtig, P., & Toepoel, V. (2015). The use of PCs, smartphones, and tablets in a probability-based panel survey: Effects on survey measurement error. *Social Science Computer Review*, 34, 78–94. doi:10.1177/0894439315574248
- Mavletova, A. (2013). Data quality in PC and mobile web surveys. *Social Science Computer Review*, 31, 725–743. doi:10.1177/0894439313485201
- Mavletova, A., & Couper, M. P. (2013). Sensitive topics in PC web and mobile web surveys: Is there a difference? *Survey Research Methods*, 7, 191–205. doi:10.18148/srm/2013.v7i3.5458
- Mavletova, A., & Couper, M. P. (2014). Mobile web survey design: Scrolling versus paging, SMS versus e-mail invitations. *Journal of Survey Statistics and Methodology*, 2, 498–518. doi:10.1093/jssam/smu015
- Peytchev, A., & Hill, C. A. (2010). Experiments in mobile web survey design: Similarities to other modes and unique considerations. *Social Science Computer Review*, 28, 319–335. doi:10.1177/0894439309353037
- Poggio, T., Bosnjak, M., & Weyandt, K. (2015). Survey participation via mobile devices in a probability-based online-panel: Prevalence, determinants, and implications for nonresponse. *Survey Practice*, 8(2). Retrieved from <http://www.surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/271>
- Raento, M., Oulasvirta, A., & Eagle, N. (2009). Smartphones: An emerging tool for social scientists. *Sociological Methods & Research*, 37, 426–454. doi:10.1177/0049124108330005

- Schmitt, H., Sanz, A., & Braun, D. (2009). *Motive individuellen Wahlverhaltens in Nebenwahlen: Eine theoretische Rekonstruktion und empirische Überprüfung* [Motives for individual voting behavior in Nebenwahlen: A theoretical reconstruction and empirical revision] (pp. 585–605). Wiesbaden, Germany: Verlag für Sozialwissenschaften.
- StatCounter. (2015). Retrieved from <http://gs.statcounter.com/#desktop+mobile-comparison-DE-monthly-201001-201501>
- Sweeney, S., & Crestani, F. (2006). Effective search results summary size and device screen size: Is there a relationship? *Information Processing & Management*, 42, 1056–1074. doi:10.1016/j.ipm.2005.06.007
- Toepoel, V., & Lugtig, P. (2014). What happens if you offer a mobile option to your web panel? Evidence from a probability-based panel of internet users. *Social Science Computer Review*, 32, 544–560. doi:10.1177/0894439313510482
- Umesh, U. N., & Peterson, R. A. (1991). A critical evaluation of the randomized response method: Applications, validation, and research agenda. *Sociological Methods & Research*, 20, 104–138. doi:10.1177/0049124191020001004
- van Heerden, A. C., Norris, S. A., Tollmann, S. M., Stein, A. D., & Richter, L. M. (2014). Field lessons from the delivery of questionnaires to young adults using mobile phones. *Social Science Computer Review*, 32, 105–112. doi:10.1177/0894439313504537
- Wells, T., Bailey, J. T., & Link, M. W. (2013). Filling the void: Gaining a better understanding of tablet-based surveys. *Survey Practice*, 6(1). Retrieved from <http://surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/25>
- Wells, T., Bailey, J. T., & Link, M. W. (2014). Comparison of smartphone and online computer survey administration. *Social Science Computer Review*, 32, 238–255. doi:10.1177/0894439313505829
- Willing, S. (2013). *Discrete-option multiple-choice: Evaluating the psychometric properties of a new method of knowledge assessment* (Doctoral dissertation, University of Duesseldorf). Retrieved from <http://docserv.uni-duesseldorf.de/servlets/DocumentServlet?id=27633>

Author Biographies

Jana Sommer is a PhD student in the Department of Experimental Psychology at the University of Duesseldorf in Germany. She has completed her MSc in psychology (Dipl.-Psych.) and is currently conducting research on web surveying and strategic voting behavior. E-mail: jana.sommer@uni-duesseldorf.de

Birk Diedenhofen is a PhD student in the Department of Experimental Psychology at the University of Duesseldorf in Germany. He studied psychology, and his research interests include psychological assessment and online research. E-mail: birk.diedenhofen@uni-duesseldorf.de

Jochen Musch is a full professor of psychology at the University of Duesseldorf, Germany. His research interests include research methods in psychological assessment and online research. E-mail: jochen.musch@uni-duesseldorf.de