

# Der Bandwagon-Effekt: Entscheiden Sonntagsfragen Wahlen?

*Eine pfadanalytische Untersuchung des Einflusses veröffentlichter Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 2013*

Manuskript zum Vortrag auf der gemeinsamen Tagung der  
DVPW-Arbeitskreise „Politik und Kommunikation“ & „Wahlen und politische Einstellungen“  
am 05. & 06. Juni 2014, Berlin.

**Alexander Wuttke**

Otto-Friedrich-Universität Bamberg  
[alexander.wuttke@stud.uni-bamberg.de](mailto:alexander.wuttke@stud.uni-bamberg.de)

## **Zusammenfassung**

Der Beitrag untersucht Umfragewirkungen am Beispiel des Bandwagon-Effektes bei der Bundestagswahl 2013. Zur Überprüfung der angenommenen sozial- und kognitionspsychologischen Wirkungsmechanismen werden Mehrebenen-Pfadanalysen berechnet. Während sich für keine der untersuchten Parteien über die Erwartungshaltung vermittelte Umfrageeffekte auf die Wahlabsicht zeigten, beeinflusst die Wahrnehmung von Sonntagsfragen vermittelt über die Bewertung des politischen Angebots die Wahlneigung gegenüber den Grünen und der Linken im Sinne der Bandwagon-Hypothese.

# 1. Einleitung

Mit der Bundestagswahl 2013 habe sich endgültig die Wandlung zur „Demoskopie-Demokratie“ vollzogen, kommentierte der Journalist Rainer Burchardt (2013) am 20. September 2013 im Deutschlandfunk. Er assistierte dabei dem Bundestagspräsidenten Norbert Lammert (2013) in dessen Kritik an einer Entscheidung des ZDF, erstmals auch unmittelbar vor dem Wahltag ein aktuelles Meinungsbild der Bevölkerung zu veröffentlichen. Beide Äußerungen reihen sich ein, in eine skeptische, bisweilen auch misstrauische Haltung gegenüber demoskopischen Instituten. Ihnen wird attestiert, in ihren Erhebungen die Haltung des Volkes nicht nur zu reflektieren, sondern diese durch die Veröffentlichung von Umfragen selbst zu produzieren. Demnach seien Demoskopien nicht nur Meinungsforscher, sondern vor allem Meinungsmacher, deren Prognosen von Kritikern als illegitime Beeinflussung des Wählerwillens angesehen werden (vgl. Brettschneider 2008; Gallus 2002; Jandura/Petersen 2009).

Ob Sonntagsfragen tatsächlich Einflüsse auf individuelle Wahlentscheidungen ausüben, ist empirisch jedoch nicht eindeutig belegt. Auch ist trotz umfangreicher Forschung das theoretische Verständnis möglicher Umfrageeffekten defizitär. Im Folgenden sollen kognitions- und sozialpsychologische Begründungen von Umfrageeffekten am Beispiel des Bandwagon-Effektes untersucht werden. Dem Bandwagon-Effekt zufolge schließen sich unentschiedene Wähler in ihrer Wahlentscheidung dem allgemeinen Umfragetrend an und Sonntagsfragen wirken so als selbsterfüllende Prophezeiung.

Nach theoretischen Vorüberlegungen zu möglichen Einflüssen der Demoskopie auf das Wählerverhalten (Abschnitt 2), werden in Abschnitt 3 sozial- und kognitionspsychologische Argumente für die Existenz eines Bandwagon-Effektes dargestellt. Um den angenommenen, mehrstufigen Prozess der kognitiven Verarbeitung von Sonntagsfragen statistisch adäquat abzubilden, werden die abgeleiteten Hypothesen in einer Mehrebenen-Pfadanalyse überprüft. Als Datengrunde wird eine Rolling-Cross-Section-Erhebung zur Bundestagswahl 2013 verwendet, der die veröffentlichten Sonntagsfragen demoskopischer Institute beigespielt wurden.

In der Analyse zeigt sich, dass die beiden Volksparteien von schwankenden Umfragewerten unbeeinflusst blieben während sich für die Linkspartei und Bündnis90/Grüne ein Bandwagon-Effekt nachweisen lässt. Anders als häufig vermutet, wurde der Bandwagon-Mechanismus bei der Bundestagswahl 2013 nicht durch einen Mitläufereffekt in Richtung des vermuteten Wahlsiegers angetrieben. Sonntagsfragen wirkten stattdessen vermittelt über die Beurteilung des Angebots politischer Parteien auf die Wahlentscheidung.

## 2. Sonntagsfragen und Wahlverhalten

Seit den 1960er Jahren verzehnfachte sich die Anzahl veröffentlichter Sonntagsfragen in den großen deutschen Tageszeitungen (Brettschneider 2008). Als Folge der zunehmenden Präsenz demoskopischer Befunde in den Medien hat sich auch der Anteil der Personen, die angeben Umfrageergebnisse wahrgenommen zu haben um ein Vielfaches erhöht (Brettschneider 2000, S. 491). Erst diese Omnipräsenz der Sonntagsfragen im Vorfeld von Wahlen macht es plausibel über einen möglichen Effekt der Wahrnehmung veröffentlichter Stimmungsbilder der öffentlichen Meinung auf das individuelle Wahlverhalten zu spekulieren.

Gleichwohl hat Schoen (2002) eine Reihe von Gründen angeführt, die Effekte von Wahlumfragen auf das Wahlverhalten aus theoretischer Perspektive „alles andere als selbstverständlich“ (Schoen 2002, S. 179) erscheinen lassen. Zunächst müssen veröffentlichte Umfragen die Perzeption der öffentlichen Meinung beeinflussen, die wiederum nachhaltig auf Erwartungen oder Einstellungen wirken müsse bis letztlich auch ein verändertes Wahlverhalten erwartet werden könnte. Schon bei der Voraussetzung des ersten Schrittes –eines substantiellen Effektes auf die Wahrnehmung der öffentlichen Meinung– sind Zweifel angebracht. Erstens sind Sonntagsfragen nur eine Quelle der Erwartungsbildung neben dem unmittelbaren Bekanntenkreis, journalistischen Kommentaren oder in Medien publizierten Straßenterviews (Daschmann 2000). Zweitens sind demoskopische Prognosen zwar die verlässlichsten Indikatoren des zukünftigen Wahlausgangs, jedoch hat ein Bürger nur geringe Anreize sich all die Parteianteils- werte zu einzuprägen um damit die Kräfteverhältnisse in der Gesellschaft unverzerrt wahrzunehmen und es bedarf einiger kognitiver Fähigkeiten die aus komplexen statistischen Methoden gewonnenen abstrakten Anteilwerte der verschiedensten Umfrageinstitute in eine adäquate Erwartungsbildung zu übertragen (vgl. Schoen 2002, S. 179–182).

Andererseits spricht einiges dafür, dass die Stärke von Umfrageeffekten im Verlauf der Zeit zugenommen hat. In Folge der Erosion fester Parteiloyalitäten entscheiden sich Wähler später und ihre Wahlabsichten sind weniger stabil (Weßels 2007), weswegen kurzfristige Einflüsse wie die Wahrnehmung momentaner Umfragewerte eine stärkere Wirkung auf die Wahlentscheidung ausüben könnten. Die zunehmende Zersplitterung des Parteiensystems, die Auflösung fester Parteilager und das knappe Scheitern vieler Parteien an der 5%-Hürde bei der Bundestagswahl 2013 erhöhen die Anreize für strategisches Wählen und könnte Wähler in ihrer Bereitschaft bestärkt haben, sich intensiver mit dem Sonntagsfragen zu befassen. Zudem dürften heutige Wähler in stärkerem Maße die nötigen Fähigkeiten mitbringen, um Sonntagsfragen in ihr Entscheidungskalkül in der Wahlkabine einzubeziehen. Denn Umfrageergebnisse sind heute nicht nur breiter bekannt, auch ist die Wählerschaft höher gebildet und politisch interessierter als in früheren Jahrzehnten (Dalton 2012; Ohr et al. 2009).

Einerseits gibt es also sowohl gute Gründe Effekte veröffentlichter Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten grundsätzlich zu bezweifeln, aber auch Argumente dafür, dass sich der Zusammenhang noch verstärkt haben könnte. Ohne ein Verständnis davon, auf welche Weise Individuen Meinungsumfragen wahrnehmen und verarbeiten, bleibt die empirische Forschung zu Sonntagsfragen jedoch ein Stochern im Nebel und muss darauf hoffen mit Glück systematische Zusammenhänge zu finden (ohne dass sie diese anschließend erklären könnte). In der großen Zahl veröffentlichter Studien finden sich nur wenige, die sich um eine theoretisch fundierte und konsistente Ableitung der getesteten Hypothesen bemühen (aber z.B. Hoffmann 2013). Vielmehr hat sich in der Literatur ein Kanon gebräuchlicher Hypothesen herausgebildet, deren theoretische Schlüssigkeit nicht mehr hinterfragt wird. Während einige Autoren die angenommenen Wirkungen von Sonntagsfragen auf das Wählerverhalten als empirisch widerlegt betrachten (z.B. Brettschneider 2000, S. 498; Gallus 2002, S. 33; Jandura/Petersen 2009), meinen andere Autoren mit verschiedensten Methoden deren Wirkung belegt zu haben (z.B. Blais et al. 2006; Skalaban 1988; Nadeau et al. 1993, siehe Methodendiskussion im Anhang). Die Inkonsistenz der bisherigen empirischen Befunde (Hardmeier 2008) kann daher als Indiz möglicher Unzulänglichkeiten der den üblichen Hypothesen zu Grunde liegenden Annahmen gedeutet werden. Problematisch bei vielen Untersuchungen ist erstens, dass sie direkte Effekte von der Wahrnehmung veröffentlichter Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten unterstellen. Stattdessen sollte dieser Zusammenhang jedoch als mehrstufiger kognitiver Prozess konzeptualisiert werden. Ohne ein näheres sozial- kognitionspsychologisches Verständnis der angenommenen Wirkungszusammenhänge bleiben zweitens zudem interindividuell unterschiedliche Effektstärken unberücksichtigt, obwohl davon ausgegangen werden kann, dass Art und Umfang der Informationsverarbeitung von individuellen Prädispositionen abhängt (Zaller 1992).

Aus der Vielzahl der in der Literatur vorgeschlagenen Hypothesen zum Zusammenhang von Sonntagsfrage und Wahlverhalten werde ich mich im Folgenden auf die prominenteste, den sogenannten Bandwagon-Effekt konzentrierten und die Schlüssigkeit der vorgebrachten Argumente dieser Hypothese diskutieren.

### 3. Der Bandwagon-Effekt

Als Bandwagon bezeichnete man bei Zirkusvorstellungen den Wagen, auf dessen Ladefläche die Kapelle musizierte. Er wurde später zur Metapher für Erfolg und im englischen Sprachraum entwickelte sich „jumping on the bandwagon“ zum geflügelten Wort. Es beschreibt ursprünglich die affektive Neigung, Teil einer erfolgreichen Gruppe sein zu wollen mit der Folge, dass diese immer mehr Anhänger um sich scharen kann. Auch deutsche Aphorismen wie „Nichts ist so erfolgreich wie Erfolg“ zeugen von der lebensweltlichen Annahme, dass Erfolg ähnlich einer sich selbst verstärkenden Prophezeiung wirke. Im Zusammenhang von Kampagnen und Wahlen sollte der Bandwagon-Effekt eine Sammlungsbewegung

hinter der in den Umfragen führenden Partei auslösen. In den us-amerikanischen Primaries ist daher oft von einem „Momentum“ die Rede, wenn ein Bewerber für die Präsidentschaftskandidatur einen wichtigen Vorwahlstaat für sich gewonnen hat. Professionale Kampagnenstrategen scheinen auch in Deutschland auf diesen Effekt zu setzen, sodass beispielsweise CDU-Generalsekretär Gröhe die erfolgreiche Landtagswahl in Bayern als „Schwung für die Bundestagswahl“ (Deutschlandfunk 2013) deutete während er der verlorenen niedersächsischen Landtagswahl wenige Monate zuvor jegliche Signalwirkung für die Bundestagswahl absprach (SZ.de 2013).

#### a. Das Konformitätsargument

Ein in der Literatur häufig vorzufindender Begründungs- und Erklärungsversuch des Bandwagon-Effekts rekurriert auf die menschliche Neigung zu gruppenkonformem Verhalten (z.B. Dahlem 2001; McAllister/Studlar 1991, S. 721). Dabei wird auf das klassische Konformitätsexperiment von Asch (1955) verwiesen. Asch zeigte, dass einige seiner Versuchsteilnehmer in Anwesenheit Dritter auch offensichtliche Tatsachen nicht mehr benennen, wenn die anderen Personen im Raum mehrheitlich abweichende Urteile äußern. Analog erklärte Elisabeth Noelle-Neumann auf der gesellschaftlichen Ebene ein sich selbst verstärkendes Meinungsklima mit dem Begriff der Schweigespirale (Noelle-Neumann 1989). Wahlprognosen sollten demnach einen Konformitätsdruck auslösen, wenn sie als Hinweise auf implizite Gruppennormen verstanden werden.

Während dieser Erklärungsansatz zwar grundsätzlich geeignet scheint, langfristige Dynamiken öffentlicher Meinung zu erklären, ist er als Begründung eines Einflusses veröffentlichter Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten nur wenig überzeugend. Das gilt insbesondere dann, wenn dieser Zusammenhang innerhalb der eng begrenzten Zeit eines Wahlkampfes Wirkung zeitigen soll. Um innerhalb der Wahlkampfphase einen Einfluss auf die Einstellungen der Wähler zu bewirken, müsste sich die Zustimmung zu einzelnen Parteien in wenigen Wochen oder Monaten so gravierend ändern, dass sie zunächst als Verschiebung gesellschaftlicher Normen wahrgenommen werden und anschließend internalisiert werden könnte, um nachhaltig auf die politischen Einstellungen eines Wählers zu wirken. Anders als in Aschs Konformitätsexperiment bringen Wähler zudem erstens politische Voreinstellungen mit und zweitens sind reale Wahlkämpfe nicht durch Meinungshomogenität, sondern durch gerade Dissens gekennzeichnet. Im Austausch der Positionen können dabei die Argumente des Gegenübers nachvollzogen oder mitgedacht werden und daher gegebenenfalls als wenig bedeutend und für einen selbst nicht relevant eingeschätzt werden, wodurch der Konformitätsdruck sinkt (vgl. Mutz 202f). Wenn angesichts dieser theoretischen Einwände aber eine Änderung individueller *Einstellungen* aus Angst vor sozialer Isolation nicht plausibel erscheint, könnte die Wahrnehmung von Sonntagsfragen im Sinne des Konformitätsarguments das Wahlverhalten nur beeinflussen, wenn ein Wähler gegen die eigenen Präferenzen stimmt, um damit der Mehrheitsmeinung gerecht zu werden. Die Stimmabgabe ist jedoch geheim und kann

daher ohne Furcht vor sozialen Sanktionen erfolgen. Die Begründung eines Bandwagon-Effektes über das Konformitätsargument kann daher trotz seiner Verbreitung in der Literatur zumindest bei Betrachtung kürzerer Zeiträume nicht überzeugen.

#### b. Das Mitläuferargument

Während die Argumentation über soziale Konformität die Furcht vor Sanktionen als auslösenden Mechanismus einer Wirkung von Wahlumfragen auf das Wahlverhalten ansieht, betont das Mitläuferargument psychologische Belohnungen durch die Zugehörigkeit zu einer erfolgreichen Gruppierung. Bereits Lazarsfeld et al. (1968, S. 107–109) beschreiben Mitläufereffekte und zitieren einen Wähler: „Just before the election it looked like Roosevelt would win so I went with the crowd. Didn't make any difference to me who won, but *I wanted to vote for the winner*“ (a.a.O: S. 108, Herv. i. Original). Derartige psychologische Gratifikationen durch Gruppenmitgliedschaften wiesen Cialdini et al. (1976) für Sportvereine nach. Sie zeigten im Rahmen von Feldexperimenten, dass die Bereitschaft sich mit Pullovern der eigenen College-Mannschaft zu zeigen mit dem Erfolg des Teams zunimmt. In weiteren Experimenten zeigten sie, dass der Wunsch in der Gunst des Gegenübers zu steigen, die Neigung erhöht sich zur erfolgreichen College-Mannschaft zu bekennen bzw. die Zugehörigkeit zu einem weniger erfolgreichen Team zu leugnen. Der psychologische Gratifikationsmechanismus wird also durch die *öffentliche und sichtbare* Demonstration der Gruppenzugehörigkeit ausgelöst oder zumindest verstärkt. Öffentliche und offensive Bekenntnisse zu einer Partei (Autosticker, Parteiabzeichen, Werbeschilder im Vorgarten oder der Besuch von Wahlkampf- und Parteiveranstaltungen) sind in der politischen Kultur der Bundesrepublik jedoch eher selten und Politik eher Privatsache. Durch die Aussicht als Teil der obsiegenden politischen Gruppierungen intrinsische Befriedigung zu erfahren sollten Sonntagsfragen daher wenn überhaupt nur moderate Effekte auf das Wahlverhalten im Sinne des Mitläuferarguments ausüben und –wie im obigen Lazarsfeld-Zitat deutlich wird– insbesondere für Personen handlungsleitend sein, für die die Wahlentscheidung von nachrangiger Bedeutung ist.

H1a: *Die Erwartung eines Wahlsieges von Partei X erhöht die Wahrscheinlichkeit für Partei X zu stimmen, insbesondere unter gering Involvierten Personen.*

Die Funktion von Sonntagsfragen als valider, aber kognitiv anspruchsvoller Indikator des zu erwartenden Wahlausgangs wurde bereit diskutiert. Empirische Studien bestätigen sowohl den Einfluss von Sonntagsfragen auf die Erwartungsbildung als auch eine Interaktion mit dem Grad politischer Interessiertheit (Blais/Bodet 2006; Faas/Schmitt-Beck 2007; Huber et al. 2009; Meffert/Gschwend 2011).

H1b: *Steigende Umfragewerte für Partei X erhöhen die Erwartung eines Wahlsieges von Partei X, insbesondere unter politisch hoch Interessierten.*

Die Verbindung beider Hypothese verdeutlicht den indirekten Einfluss der Wahrnehmung veröffentlichter Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten gemäß dem Mitläuferargument:

*H1: Die in Sonntagsfragen veröffentlichten Anteilswerte für Partei X üben einen über die Erwartungsbildung vermittelten, positiven Einfluss aus auf die Wahrscheinlichkeit für Partei X zu stimmen.*

### c. Theorie des unpersönlichen Einflusses

Die bisher vorgestellten, sozialpsychologischen Ansätze sind trotz ihrer Verbreitung in der Forschungsliteratur nur eingeschränkt geeignet einen Zusammenhang zwischen Sonntagsfragen und Wahlverhalten zu begründen, weil sie dem unpersönlichen Charakter des medial vermittelten Einflusses von Sonntagsfragen nur unzureichend Rechnung tragen. Überzeugender scheint eine kognitionspsychologische Annäherung wie sie Diana Mutz in ihrer „Theorie des unpersönlichen Einflusses“ (Mutz 1998) vorschlägt. Sonntagsfragen wirken demnach in Abhängigkeit vom Grad der individuellen politischen Involvierung über erstens heuristische Abkürzungen oder zweitens durch eine Vergegenwärtigung von Argumenten und Gegenargumenten, die eine Person als ursächlich für die in Sonntagsfragen abgebildete öffentliche Meinung ansieht.

Der heuristische Mechanismus, der im Zuge der Wahrnehmung und Verarbeitung von Sonntagsfragen zur Anwendung kommt, beruht auf der Orientierung an den Urteilen Dritter bei der Bildung eigener Urteile. Voraussetzung dafür ist, dass Urteile der signifikanten Anderen als glaubwürdig angesehen werden, etwa weil sie von einem anerkannten Experten geäußert oder von besonders vielen Personen geteilt werden. In letzterem Fall verlässt man sich auf die vermeintliche Weisheit der Vielen in der Überzeugung, dass eine große Mehrheit sich nicht täuschen wird. Die mühsame eigene Urteilsbildung wird so quasi an Dritte ausgelagert. Werbeagenturen setzen häufig auf die angenommene Wirkung dieser Konsens-Heuristik, beispielsweise wenn Unternehmen mit hohen Verkaufszahlen ihrer Produkte oder überdurchschnittlicher Kundenzufriedenheit werben.<sup>1</sup> Analog können Wähler in der politischen Landschaft die in Sonntagsfragen abgebildete öffentliche Meinung als „short-cut“ verwenden, um mit geringem Aufwand zur eigenen Wahlentscheidung zu gelangen und so ihre Informationskosten zu reduzieren. Die Heuristik sollte zur Anwendung kommen, wenn der Wähler über wenig verfestigte Voreinstellungen verfügt und nur in geringem Ausmaß motiviert ist, sich mit den zur Auswahl stehenden Kandidaten und Programmen zu beschäftigen, dann also wenn er den Ausgang der Wahlen nicht als besonders wichtig erachtet (vgl. Axsom et al. 1987; Mutz 1998; Sorokin/Boldyreff 1932, S. 727).

---

<sup>1</sup> Auch die in der wissenschaftlichen Community verbreitete Orientierung am Impact-Faktor kann in diesem Sinne verstanden werden.

H2a: *Steigende Umfragewerte für Partei X haben einen positiven Einfluss auf die Bewertung des politischen Angebots von Partei X, insbesondere unter politisch gering Involvierten.*

H2b: *Eine bessere Bewertung des politischen Angebots von Partei X erhöht die Wahrscheinlichkeit für Partei X zu stimmen.*

H2: *Die in Sonntagsfragen veröffentlichten Anteilswerte für Partei X üben einen über die Bewertung des Parteiangebotes vermittelten, positiven Einfluss aus auf die Wahrscheinlichkeit für Partei X zu stimmen.*

Während die Konsens-Heuristik Einflüsse veröffentlichter Sonntagsfragen unter gering involvierten Wählern erklärt, werden sich Personen mit ausgeprägteren politischen Voreinstellungen und einem höheren Interesse am Wahlausgang bei ihrer Entscheidungsfindung nicht auf einfache Heuristiken verlassen. Jedoch legen andere kognitionspsychologische Argumente auch in dieser Personengruppe Wirkungen nahe (vgl. Mutz 1998). Die Cognitive-Response-Theorie geht davon aus, dass nicht nur die in einer wahrgenommenen Botschaft kommunizierten Informationen, sondern auch die durch die Wahrnehmung ausgelösten kognitiven Prozesse einen Einfluss auf individuelle Einstellungen nehmen können (vgl. Raab et al. 2010, S. 97). Nimmt eine Person Informationen über die Meinungen Dritter wahr, vergegenwärtigt sie sich mögliche Argumente und Gründe, um diese zu rationalisieren. Bei Wiederholung dieses Vorganges –wie beispielsweise bei kontinuierlich steigenden Umfrageergebnissen für eine politische Partei– werden die trainierten Pro-Argumente aktiviert und sind daher leichter zugänglich (vgl. Mutz 1998, S. 212f; für einen experimentellen Test des Mechanismus siehe S. 219ff). Dieser Mechanismus sollte insbesondere bei Personen mit mittlerer politischer Involvierung wirken, da gering Involvierte erstens zu dem zusätzlichen kognitiven Aufwand weniger motiviert sein werden und zweitens auch nicht auf ein Reservoir denkbarer Argumente zurückgreifen könnten. Wähler, die sich dagegen sehr intensiv mit politischen Fragen beschäftigen, verfügen über umfassende und konsistente Überzeugungssysteme und sind daran interessiert kognitive Dissonanz zu vermeiden. Mit dem eigenen Überzeugungssystem inkompatible Informationen werden daher verworfen oder führen sogar zu einer Verfestigung bestehender Attitüden, da man sich die Argumente für die eigene Haltung vergegenwärtigt und sich so deren Richtigkeit versichert (Kunda 1990, S. 490f; Lodge/Taber 2013; Mutz 1998, S. 213f). Um zusammenzufassen, sollte der Cognitive-Response-Mechanismus also bei niedrig Involvierten nicht wirken, während steigende Umfragewerte bei mittel Involvierten einen Bandwagon-Effekt auslösen, und unter hoch Involvierten keinen Effekt oder eine Verfestigung bestehender Präferenzen zur Folge haben.

H3a: *Steigende Umfragewerte für Partei X haben einen positiven Einfluss auf die Bewertung des politischen Angebots von Partei X, insbesondere unter politisch mittel Involvierten.*

H3b: *Steigende Umfragewerte für Partei X haben unter politisch hoch Involvierten keinen oder einen negativen Einfluss auf die Bewertung des politischen Angebots von Partei X.*

Die vorgestellten Hypothesen erlauben eine empirische Überprüfung des Mitläufer-Arguments und der Theorie des unpersönlichen Einflusses, da in ihrer Kombination unter gering und mittel Involvierten positive Effekte von Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten, vermittelt über die Präferenzen bzw. die Erwartungsbildung zu erwarten sind während bei hoch Involvierten keine oder negative Effekte angenommen werden. Bisherige empirische Befunde leisten moderate Unterstützung diese Annahmen. Lavrakas et al. (1991) zeigen, dass hoch Gebildete gegenüber den Einflüssen veröffentlichter Sonntagsfragen resistenter sind. Ceci/Kain (1982) finden besonders starke Effekte unter unentschlossenen Wählern.

#### 4. Methodik, Daten und Operationalisierung

Die Forschungsliteratur zum Einfluss von Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten ist nicht nur in ihren theoretischen Zugängen, sondern auch in methodischer Hinsicht ausgesprochen vielfältig. Die eingesetzten Forschungsdesigns können mit ihren spezifischen Stärken dabei auf jeweils unterschiedliche Weise den betrachteten Untersuchungsgegenstand erhellen, grundsätzlich leiden jedoch auf gewöhnlichen Befragungsdaten basierende Designs daran, den eigentlichen Umfrageeffekt nicht isolieren zu können während die Aussagekraft von Laborexperimenten über Zusammenhänge im realweltlichen Kontext unklar ist und feldexperimentelle Designs nur eine Teilmenge von Umfragewirkungen erfassen können. (Der an einer ausführlicheren Methodendiskussion interessierte Leser sei auf den Anhang verwiesen).

Ein neuer Forschungsansatz, der auch in dieser Arbeit verfolgt werden soll, hat sich mit der Etablierung von Rolling-Cross-Section-Erhebungen (RCS) ergeben. Bei RCS-Erhebungen wird eine „normale Zufallsstichprobe [...] nach strengen methodischen Anforderungen so über einen festgelegten Zeitraum verteilt, dass die Befragten jedes einzelnen Tages für sich genommen eine repräsentative Stichprobe aus der Wählerschaft darstellen“ (Hoops et al. 2013, S. 217). Somit können tagesaktuelle Schwankungen der öffentlichen Meinungen nachverfolgt werden. Diese Erhebungsmethodik erlaubt es den erhobenen Daten die an dem jeweiligen Feldtag veröffentlichten Sonntagsfragen zuzuspielen. Idealerweise ist so jedem Befragten (bzw. den Befragten eines Feldtages) eine Sonntagsfrage zuzuordnen, unter dessen Eindruck sich seine Präferenzen und Wahlabsichten ändern sollten. Es lässt sich somit untersuchen, ob ein systematischer Zusammenhang zwischen Schwankungen in den veröffentlichten Sonntagsfragen und der Variation der individuellen Einstellungen besteht. Dieses Untersuchungsdesign wurde nach meiner Kenntnis erstmals von Blais et al. (2006) angewendet, von Faas/Schmitt-Beck (2007) auf Deutschland übertragen und von Hoffmann/Klein (2013) methodisch verfeinert.

Streng genommen lassen sich mit diesem Untersuchungsdesign ebenfalls lediglich statistische Korrelationen feststellen, da auch hier unbeobachtete Drittvariablen theoretisch denkbar sind, die sowohl die veröffentlichten Sonntagsfragen als auch die Wahlabsichten der Befragten beeinflussen. Diesem Argument lässt sich jedoch entgegenhalten, dass die durch demoskopische Institute durchgeführ-

ten und in den Medien publizierten Sonntagsfragen in der Regel zunächst mehrere Tage (bei Allensbach bspw. bis zu 13 Tage, bei der Forschungsgruppe Wahlen für gewöhnlich lediglich drei Tage) im Feld sind und erst einen Tag (Forschungsgruppe Wahlen, Infratest dimap) oder mehrere Tage (Allensbach, emnid, forsa) nach Abschluss der Feldarbeit veröffentlicht werden. Zu beachten sind dabei auch die unterschiedlichen Verarbeitungs- und Feldzeiten der Prognoseinstitute, die zusätzlich einem systematischen Zusammenhang von RCS-Wahlabsicht und beigespielten Sonntagsfragen entgegenwirken. Nehmen wir als Beispiel die Äußerung Wolfgang Schäubles zu einem möglichen neuen Hilfsprogramm für Griechenland, das ab dem 21. August 2013 die Medien beschäftigte. Schäubles Einlassung könnte sich in der von emnid am 01. September veröffentlichten Umfrage niederschlagen, die vom 22.-28. August erhoben und in unserem Datensatz mit einem automatischen Lag den Befragten vom 02. September zugeordnet wurde. Zu diesem Zeitpunkt dürfte die Diskussion über die Äußerungen Schäubles nicht völlig verebbt, aber vom TV-Duell am 01. September überlagert worden sein, sodass die RCS-Befragten vom 02. September maßgeblich vom TV-Duell beeinflusst sein dürften, die Befragten der zugeordneten Sonntagsfrage jedoch mutmaßlich von den Äußerungen Schäubles. Dieses vereinfachende Beispiel soll verdeutlichen, dass kurzfristige Schwankungen in der RCS-Stichprobe in der Regel nicht auf die gleiche Ursache wie Schwankungen in den jeweils zugeordneten Sonntagsfragen zurückgehen dürften. *Eine auf ein Wahlkampfereignis zurückgehende Korrelation der Wahlabsicht in der RCS-Stichprobe und in der dem Feldtag zugeordneten Sonntagsfrage ist nicht nur wegen der zeitlichen Differenz zwischen Erhebung der demoskopischen Prognosen und der RCS-Befragung, sondern auch auf Grund der beschriebenen unterschiedlichen Feld- und Verarbeitungszeiten der demoskopischen Institute unwahrscheinlich.* Lässt sich ein systematischer Zusammenhang zwischen der Varianz der Wahrnehmung der veröffentlichten Sonntagsfragen und der Varianz der RCS-Stichprobe feststellen, spricht daher viel dafür als kausale Ursache anzunehmen, dass ein Wähler eine neue Umfrage bei der morgendlichen Zeitungslektüre zur Kenntnis genommen und diese Information in veränderte Wahlabsichten übertragen hat.

Für die folgende Analyse wird auf die Rolling-Cross-Section-Wahlkampfstudie (ZA 5703, v. 1.0.0.) zurückgegriffen, die von Rattinger et al. (2013) für die German Longitudinal Election Study durchgeführt wurde. Die hier verwendete Vorwahlwelle mit einer angestrebten täglichen Stichprobengröße von 100 Personen wurde vom 08.07.-21.09.2013 telefonisch erhoben. Bei einer Ausschöpfungsquote von 15,8% wurden so insgesamt 7.882 Personen befragt.

Den Individualdaten wurden die Sonntagsfragen fünf großer Umfrageinstitute (Allensbach, Emnid, Forsa, Forschungsgruppe Wahlen, Infratest dimap) beigespielt,<sup>2</sup> deren Prognosen in der überregionalen Presse veröffentlicht werden.<sup>3</sup> Wurden an einem Tag keine neuen Umfragen veröffentlicht, wur-

<sup>2</sup> Die Daten wurden [www.wahlrecht.de](http://www.wahlrecht.de) entnommen.

<sup>3</sup> Es muss angemerkt werden, dass auch andere Entscheidungen bzgl. Anzahl und Auswahl der demoskopischen Institute denkbar sind. Ich habe mich dabei Faas et al. 2008 angeschlossen, Hoffmann/Klein 2013 berück-

den den Befragten die zuletzt veröffentlichten Sonntagsfragen zugewiesen, bei mehreren Umfragen an einem Tag wurde der entsprechende Mittelwert verwendet. In den 76 Tagen<sup>4</sup> des Erhebungszeitraums wurden die imposante Zahl von insgesamt 51 Umfragen veröffentlicht (Allensbach: 6, Forsa: 13, FGW: 9, Emnid: 12, Infratest: 11). In der Zuordnung der Sonntagsfragen zu den Befragten der jeweiligen Feldtage der RCS-Stichprobe sind verschiedene Operationalisierungen denkbar. Geht man davon aus, dass Sonntagsfragen ohne zeitliche Verzögerung wahrgenommen und kognitiv verarbeitet werden, sollte das Veröffentlichungsdaten der Sonntagsfragen dem Befragungsdatum der RCS-Befragten entsprechen (so z.B. Hoffmann/Klein 2013). Dagegen spricht jedoch, dass zwei der fünf Sonntagsfragen (Infratest dimap und Forschungsgruppe Wahlen) erst am späteren Abend publik gemacht werden. In Ermangelung zwingender theoretischer Argumente über das Ob und die Dauer eines adäquaten Lags in der Zuordnung von Sonntagsfragen und Feldtag wurden paarweise Korrelationen relevanter Variablen und den jeweiligen Parteiateilswerten in den veröffentlichten Umfragewerten ohne Verzögerung und mit ein- und zweitägigem Lag berechnet (Tabelle 1). Die Zusammenhänge zwischen Sonntagsfragen und relevanten Merkmalsausprägungen in der RCS-Stichprobe sind für einen zweitägigen Lag am schwächsten und bei einem eintägigen Lag etwas stärker als der Zusammenhang ohne Verzögerung. Wenngleich die Datenstruktur weniger eindeutige Hinweise gibt als es wünschenswert wäre, wurden vor dem Hintergrund der späten Veröffentlichung von Deutschlandtrend und Politbarometer und der empirischen Befunde für die Analyse ein eintägiger Lag gewählt.<sup>5</sup> Den Befragten vom 20. August werden also die beispielsweise die am 19. August veröffentlichten Sonntagsfragen zugeordnet.

Tabelle 1: Korrelationen relevanter Variablen und Sonntagsfragen

Variable	Lag 0	Lag 1	Lag 2	Variable	Lag 0	Lag 1	Lag 2
<i>Wahlabsicht</i>				<i>Erwartung: Regierungsbeteiligung</i>			
<b>SPD</b>	0,047	0,041	<b>0,055</b>	<b>SPD</b>	<b>0,051</b>	0,027	0,044
<b>CDU</b>	0,024	<b>0,033</b>	0,021	<b>CDU</b>	<b>0,036</b>	0,025	0,028
<b>FDP</b>	<b>0,044</b>	0,021	0,036	<b>FDP</b>	<b>0,032</b>	0,024	0,030
<b>Linke</b>	0,035	<b>0,077</b>	0,036	<b>Linke</b>	0,016	<b>0,040</b>	0,027
<b>Grüne</b>	0,059	<b>0,066</b>	0,054	<b>Grüne</b>	<b>0,051</b>	0,048	0,045
<i>Erwartung: Einzug Bundestag</i>							
<b>FDP</b>	0,011	<b>0,020†</b>	0,017				
<b>Linke</b>	0,004	0,007	<b>0,012</b>				
<b>AfD</b>	0,057***	<b>0,065***</b>	0,057***				

Korrelationen der Sonntagsfragen mit Regierungserwartung und Wahlabsicht: Cramer's V. Korrelationen mit Einzugserwartung: Pearsons R. \*\*\*: p<.001; \*\*: p<.01; \*: p<.05; †: p<0.1. Fett: Stärkste Korrelation.

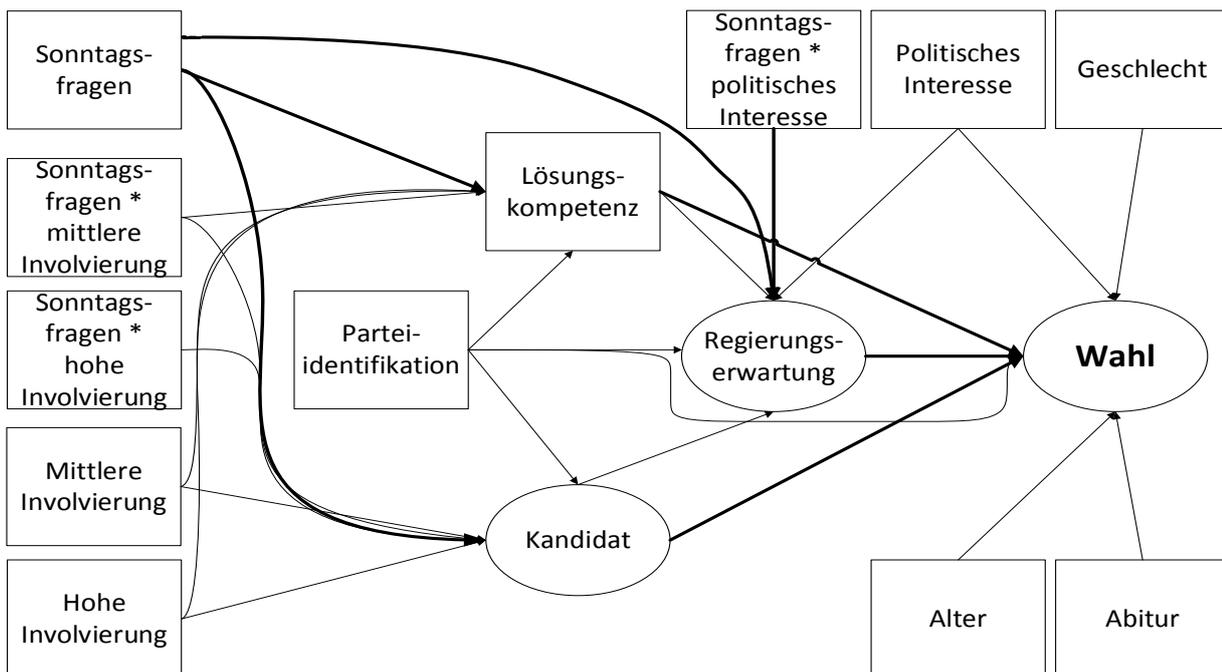
sichtigen dagegen nur drei Institute und argumentieren mit der unterschiedlichen Breitenwirkungen der einzelnen Prognosen. Diese jedoch sollte durch die häufigen Referenzen in anderen Medien ausgeglichen werden.

<sup>4</sup> Die Befragten des ersten Feldtages wurden wegen geringer Fallzahl aus dem Datensatz entfernt, sodass sich auf zweiter Ebene ein N von 75 ergibt.

<sup>5</sup> Analysen ohne Lag und mit zwei-tägigem Lag führen zu ähnlichen Ergebnissen, jedoch ergeben sich keine statistisch signifikanten Einflüsse von Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten für die Linke (Tabelle 5, Anhang).

Um den theoretisch skizzierten, mehrstufigen Prozess der Wirkungen von Sonntagsfragen auf Einstellungen und Verhalten formalstatistisch adäquat zu modellieren wurden hierarchische Pfadanalysen berechnet. Die Analysemethode ist für diese Fragestellung besonders geeignet, da sie es ermöglicht den kognitiven Prozess der Wirkung von Sonntagsfragen über Erwartungen und Präferenzen bis zur Wahlentscheidung nachzuverfolgen. Da Pfadanalysen eine besondere Form der Regressionsanalyse darstellen und diese von einer Unabhängigkeit der Beobachtungen ausgeht, muss die hierarchische Struktur des RCS-Datensatzes berücksichtigt werden, da die Befragten eines Feldtages ihre Antworten vor einem geteilten Informationskontext geben und sich daher ähnlicher sind als die Befragten anderer Feldtage (vgl. Hoffmann/Klein 2013, S. 217). In unserer Mehrebenen-Pfadanalysen stellen die Feldtage daher die Objekte zweiter Ebene und die Individuen die Objekte erster Ebene dar. Da nicht alle verwendeten Variablen ein (quasi-)metrisches Skalenniveau aufweisen, werden generalisierte lineare Regressionen berechnet. Normalverteilte Mediatorvariablen in unserem Mehrgleichungssystem werden durch OLS-Regressionen geschätzt, endogene dichotome Variablen durch die logit Link-Funktion. Die Analysen wurden mit Stata 13.1 durchgeführt.

Abbildung 1: Pfaddiagramm



Dichotome endogene Variablen sind durch Ellipsen gekennzeichnet. Pfade in Fettdruck kennzeichnen direkte und indirekte Einflüsse von Sonntagsfragen. Die gewählte horizontale Anordnung der exogenen Variablen dient der Übersichtlichkeit und ist nicht im Sinne einer zeitlichen oder kausalen Abfolge zu verstehen.

Die Bandwagon-Hypothese wird für die vier im Bundestag vertretenen Parteien untersucht. Die zu erklärende endogene Variable ist die zum Befragungszeitpunkt geäußerte Absicht für die jeweilige Partei zu stimmen (1=ja; 0=andere Partei; Personen ohne Angabe wurden nicht berücksichtigt). Das Mitläufer-Argument geht davon aus, dass Personen auf der Siegerseite stehen wollen und sich daher der erwarteten siegreichen Partei anschließen wollen, wobei die Erwartung über den Wahlausgang wiederum durch

demoskopische Prognosen beeinflusst sein sollte (Hypothese 1). Der Theorie des unpersönlichen Einflusses zufolge, sollte der Einfluss auf das Wahlverhalten durch die politischen Präferenzen vermittelt werden (Hypothesen 2 und 3). Diese theoretischen Annahmen wurden in ein Pfadmodell übertragen (Abbildung 1), das in seiner Grundstruktur dem sozialpsychologischen Ansatz der Wahlforschung folgt (Campbell et al. 1980).

Die Parteiidentifikation (0=keine Zuneigung für die jeweilige Partei bis 5=sehr starke Zuneigung zu dieser Partei) sollte demnach sowohl direkt auf das Wahlverhalten als auch auf die kurzfristigen Einstellungen gegenüber einer Partei wirken. Als langfristige affektive Bindung an eine Partei sollte die Parteiidentifikation von den kurzfristigen Schwankungen der öffentlichen Meinung unbeeinflusst bleiben. Die kurzfristigen Parteipräferenzen wurden über die Lösungskompetenz der Partei für das vom Wähler als wichtigsten empfundene politische Problem operationalisiert (1=ja; 0=nein) sowie über eine elfstufigen Skala zur Beurteilung des Spitzenkandidaten der Partei. Ob die ein Befragter den Sieg einer Partei erwartet, wurde über Frage nach der erwarteten Regierungsbeteiligung dieser Partei (1=ja; 0=nein) dieser Partei erhoben. Wähler beurteilen die Erfolgsaussichten einer Partei nicht nur rational, sondern auch durch die Brille ihrer persönlichen Parteipräferenzen. Die individuellen Erwartungen bilden sich aus einer Mischung von Fakten-Informationen und subjektiven Projektionen (Blais/Bodet 2006; Daschmann 2000, S. 173; Marsh 1985, S. 59; Meffert et al. 2011; Schoen 1999, 2000, S. 646f). Um auf wishful-thinking zu kontrollieren wird die Regierungserwartung neben den Sonntagsfragen daher noch durch politisches Interesse (Meffert et al. 2011), dem Vorliegen und der Stärke der Parteiidentifikation sowie der Bewertung von Lösungskompetenz und des Spitzenkandidat erklärt. Ein Interaktionsterm prüft die Annahme (Hypothese 1b), dass sich Sonntagsfragen bei politisch höher interessierten Personen stärker in der Erwartungsbildung niederschlagen. Ob sich der Mitläufereffekt wie vermutet insbesondere unter politisch gering Involvierten Personen einstellt (Hypothese 1a) kann hier nicht überprüft werden, da dazu die Moderation einer Mediationsvariablen abgebildet werden müsste, was mit erheblichen methodischen Problemen verbunden ist (Edwards/Lambert 2007). Jedoch lassen sich die Annahmen der Theorie des unpersönlichen Einflusses testen, der zu folge die Wahrnehmung der öffentlichen Meinung insbesondere bei politisch gering und mittel Involvierten eine Wirkung auf die politischen Präferenzen hinterlässt. Die fünfstufige Involvierungsskala („Wie wichtig ist es Ihnen persönlich, wie die kommende Bundestagswahl ausgeht?“) wird dazu in drei Kategorien aufgeteilt, die als Dummy-Variablen in das Modell integriert werden. Um ähnliche Gruppengrößen zu erreichen, wurden Befragte, denen der Wahlausgang „überhaupt nicht wichtig“ bis „mittelmäßig“ wichtig ist als gering Involvierte kategorisiert, Befragte, denen der Wahlausgang „wichtig“ ist als mittel Involvierte und Befragte, denen er „sehr wichtig“

ist als politisch hoch Involvierte. Zusätzlich wurden das Geschlecht (1=männlich), das Alter sowie das Vorliegen eines Abiturs als soziodemographische Kontrollvariablen der Parteiwahl aufgenommen.<sup>6</sup>

## 5. Analyse

Vor der Durchführung statistischer Analysen soll Abbildung 2 einen graphischen Eindruck der bivariaten Zusammenhänge zwischen den veröffentlichten Sonntagsfragen der im Bundestag vertretenen Parteien und der Wahlabsichten im RCS-Sample vermitteln.<sup>7</sup> Die Abbildung verdeutlicht darüber hinaus die Struktur der verwendeten Daten und ruft die Dynamik des Meinungsklimas im vergangenen Wahlkampf in Erinnerung. Wie auch bei der vorangegangenen Bundestagswahl 2009 ist mit Blick auf die Entwicklung der Anteilswerte der beiden Volksparteien eher von Konstanz denn von Dynamik zu sprechen. Die SPD bewegte sich in den Sonntagsfragen durchgehend in der Nähe der 25-Prozent-Marke, die Union schwankte nur geringfügig bei 40%. In der Kurve der Sozialdemokratie sind in regelmäßigen Abständen leichte Abfälle zu erkennen, die immer dann auftreten, wenn eine neue Umfrage des forsa-Instituts publiziert wurde. Die Zustimmungsraten der beiden kleinen Parteien waren etwas volatil. Die Linkspartei konnte im Verlauf des Wahlkampfes den Sonntagsfragen zufolge an Zuspruch gewinnen während die Grünen von anfangs etwa 14% mit der Zeit auf Anteilswerte unter 10% fielen. Die stärkeren Schwankungen der Wahlabsichten unter den RCS-Befragten sind auf den großen Zufallsfehler durch die geringen täglichen Fallzahlen in der RCS-Stichprobe zurückzuführen, die auch nach einer Glättung noch erkennbar sind.

Da die vergangene Bundestagswahl anders als die Wahlkämpfe 2002 und 2005 nicht von markanten Umschwüngen des Meinungsklimas gekennzeichnet waren und zugleich die Wahlabsichten der RCS-Befragten stark fluktuieren, lässt die graphische Betrachtung statistische Zusammenhänge unwahrscheinlich erscheinen. Zudem ist zumindest mit dem bloßen Auge nicht zu erkennen, dass die RCS-Wahlabsichten den veröffentlichten Sonntagsfragen wie vermutet zeitlich leicht verzögert nachlaufen würden. Vielmehr zeigt sich für die Grünen im RCS-Sample um Feldtag 20 ein kurzzeitiges Zustimmungshoch, das in den veröffentlichten Sonntagsfragen keine Entsprechung findet. Stärker im Gleichklang bewegen sich dem Augenschein nach die Umfragewerte und RCS-Wahlabsichten für die Linkspartei. Letztlich können aber nur statistische Analysen Aufschlüsse über die Zusammenhänge zwischen Wahlabsicht und Umfragewerten geben.

---

<sup>6</sup> Berücksichtigt man die soziodemographischen Kontrollvariablen auch bei der Regression der endogenen Mediatorvariablen Lösungskompetenz und Kandidatenbewertung, bleiben die berichteten Einflüsse der Sonntagsfragen robust.

<sup>7</sup> Die Wahlabsicht der RCS-Befragten wurde lowess-geglättet. Es wurde ein sozial- und regionalstrukturelles Gewicht mit Transformationsgewichtung angewendet.

Abbildung 2: Entwicklung der Wahlabsicht

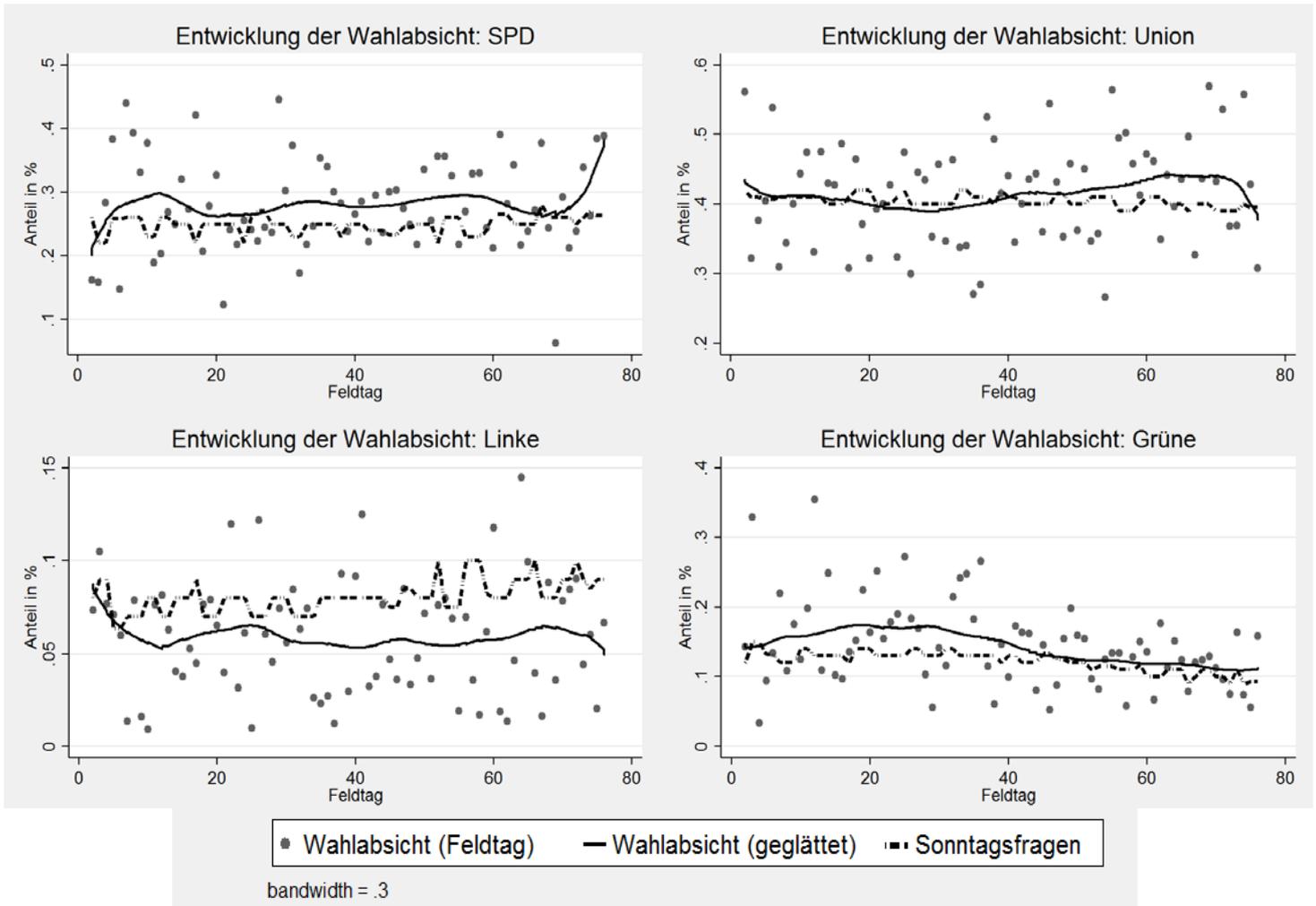


Tabelle 2 zeigt eine Auswahl relevanter Variablen aus den Ergebnissen der Pfadanalyse (Gesamtergebnisse: Tabelle 4, Anhang), die auf zwei Modellen –mit und ohne Interaktionstermen– beruhen.<sup>8</sup> Eine Interpretation der angegebenen Regressionskoeffizienten ist hinsichtlich relativer Effektstärken nicht möglich, weil sie nicht standardisiert sind und auf unterschiedlichen Schätzverfahren beruhen. Relevanter für unsere Fragestellung ist ohnehin zunächst, ob Sonntagsfragen überhaupt einen statistisch von null unterscheidbaren Einfluss auf die Einstellungen und das Verhalten der Wähler ausüben. Unseren Hypothesen zufolge sollten alle angegebenen Regressionskoeffizienten positiv und statistisch signifikant sein. Ein flüchtiger Blick auf Tabelle 2 verdeutlicht, dass die formulierten Hypothesen nicht durchgehend bestätigt werden können. Nur eine Minderheit der Koeffizienten erreicht die Schwelle üblicher Signifikanzniveaus. Bei der Vielzahl der überprüften Parameter sind schon aus statistischen Gründen einige fälschlicherweise statistische signifikante Befunde zu erwarten, die Zahl signifikanter Parameter liegt jedoch deut-

<sup>8</sup> Die Analyse musste ungewichtet vorgenommen werden, da Stata 13.1 für das angewendete Verfahren keine Gewichtung zulässt. Ebenso wenig möglich ist die Angabe von Goodness-of-Fit-Indikatoren oder standardisierter Regressionskoeffizienten.

lich über dem Anteil zu erwartender „Scheinbefunde“. Vor allem aber lassen sich deutliche Muster erkennen: Bei den großen Volksparteien lassen sich mit einer Ausnahme keine statistisch signifikanten Zusammenhänge zwischen Einstellungen bzw. Erwartungen sowie den in Sonntagsfragen veröffentlichten Anteilswerten der Parteien erkennen. Angesichts des konstanten Meinungsklimas gegenüber SPD und Union im Verlauf des Wahlkampfes ist dies wenig überraschend. Das Auf und Ab der kleineren Parteien in den Sonntagsfragen hat jedoch auf die Einstellungen der Wähler gegenüber Linke und Grüne abgefärbt. Inwieweit entsprechen die empirischen Befunde nun also den angenommenen Hypothesen?

Tabelle 2: Ergebnisse der Pfadanalyse (Auswahl relevanter Variablen)

	Union	SPD	Grüne	Linke
<b>Regierungserwartung</b>				
<i>Polls</i>	-4,361 (4,195)	1,308 (1,941)	4,821 (3,102)	-1,593 (4,769)
<i>Kandidat</i>	0,091*** (0,012)	0,381*** (0,066)	0,163*** (0,016)	0,118*** (0,018)
<i>Issues</i>	0,787*** (0,104)	0,069*** (0,010)	0,349* (0,143)	0,466*** (0,118)
<i>Polls*Politisches Interesse</i>	4,961 (4,006)	0,551 (2,067)	-4,774† (2,847)	1,647 (1,222)
<b>Wahlverhalten</b>				
<i>Kandidat</i>	0,383*** (0,030)	0,180*** (0,021)	0,310*** (0,027)	0,429*** (0,043)
<i>Issues</i>	1,569*** (0,097)	1,414*** (0,097)	1,570*** (0,167)	2,218*** (0,204)
<i>Regierungserwartung</i>	0,406** (0,156)	0,295** (0,093)	0,361* (0,140)	-0,165 (0,379)
<b>Issues</b>				
<i>Polls</i>	0,983 (3,787)	4,777 (3,058)	10,576** (4,092)	17,864** (6,660)
<i>Polls*Involvierung (gering)</i>	0,701 (9,815)	-15,890* (6,729)	-23,442* (11,272)	5,152 (17,132)
<i>Polls*Involvierung (mittel)</i>	-10,772 (8,355)	-3,603 (5,808)	0,525 (9,084)	-6,750 (8,755)
<b>Kandidat</b>				
<i>Polls</i>	0,465 (3,716)	4,366 (3,385)	6,848** (2,182)	7,504† (3,876)
<i>Polls*Involvierung (gering)</i>	-9,336 (9,337)	-7,128 (6,058)	6,563 (5,675)	-6,290 (8,859)
<i>Polls*Involvierung (mittel)</i>	-6,954 (8,365)	-0,048 (5,376)	1,391 (4,929)	0,502 (9,851)
<b>Gesamteffekte</b>				
<i>Polls-&gt;Präferenzen-&gt;Wahl</i>	1,720 (6,274)	7,543 (4,654)	18,734** (6,758)	42,841** (15,401)
<i>Polls-&gt;Erwartung-&gt;Wahl</i>	-1,771 (1,834)	0,360 (0,585)	1,740 (1,323)	0,262 (0,995)

Angegeben sind unstandardisierte Regressionskoeffizienten. Die Koeffizienten der Sonntagsfragen sowie die berechneten Gesamteffekte beruhen auf dem Modell ohne Interaktionsterme. Signifikanzniveau: \*\*\*:  $p < 0,001$ ; \*\*:  $p < 0,01$ ; \*:  $p < 0,05$ ; †:  $p < 0,1$ .

Mit Blick auf die individuellen Erwartungen über den Wahlausgang lassen sich wie erwartet für alle Parteien Projektionseffekte nachweisen: Die Befragten engagieren sich in wishful-thinking und räumen Parteien, die sie wohlwollend beurteilen, bei der Wahl auch bessere Erfolgsaussichten ein. Entgegen früherer Befunde lassen sich bei der Bundestagswahl 2013 jedoch keine Hinweise auf einen Einfluss von Sonntagsfragen auf die erwartete Regierungszusammensetzung erkennen. Möglicherweise lässt sich dieser überraschende Befund als Singularität erklären, die sich aus dem ereignisarmen Wahlkampf ergibt, in dessen Verlauf konstant eine übergroße Mehrheit der Wähler von einer Wiederwahl Angela Merkels ausging.<sup>9</sup> Auch Personen mit hohem Interesse am politischen Geschehen scheinen in ihren Erwartungen über den Wahlausgang nicht von aktuellen Sonntagsfragen beeinflusst worden zu sein, Hypothese 1b muss daher verworfen werden. Bestätigt werden kann die Annahme, dass Personen, die vom Wahlsieg einer Partei ausgehen, diese –mit Ausnahme der Linkspartei– auch eher wählen wollen (Hypothese 1a). Dieser Befund wird in der Literatur häufig als Beleg für einen Bandwagon-Effekt im Sinne der Mitläufer-Hypothese interpretiert (z.B. Huber et al. 2009). Eine derartige Schlussfolgerung erscheint vorschnell, weil es sich um ein Methodenartefakt handeln könnte, das sich aus einer unzureichenden Kontrolle um Projektionseffekte ergibt. Zumindest aber ist es für sich genommen kein Hinweis auf einen durch die Wahrnehmung von Umfragen ausgelösten Bandwagon-Effekt, da der Zusammenhang zwischen Wahlabsicht und Regierungserwartung unabhängig von Umfragewirkungen auftritt. Hypothese 1 muss daher verworfen werden.

Während ein durch Sonntagsfragen ausgelöster Mitläufereffekt für die Bundestagswahl 2013 nicht nachgewiesen werden kann, ist die empirische Evidenz für Umfrageeffekte, die über Präferenzen vermittelt auf das Wahlverhalten wirken, stärker. Wie der sozialpsychologische Ansatz der Wahlforschung vermuten lässt, üben die Kandidaten- und die Sachfrageorientierung einen statistisch signifikanten Einfluss auf das Wahlverhalten aus (Hypothese 2b). Diese Einstellungen werden wiederum durch wahrgenommene Sonntagsfragen beeinflusst. Schwankungen in den Umfragewerten von Grünen und Linken schlagen sich in den subjektiv empfundenen Lösungskompetenzen dieser Parteien nieder. Nimmt ein Wähler wahr, dass diese Parteien in den Umfragen steigen oder fallen, traut er ihnen stärker respektive weniger stark zu, die anstehenden Probleme des Landes zu lösen.<sup>10</sup> Für die SPD gilt dieser Zusammenhang nur für politisch mittel und hoch Involvierte Personen. Auf die Beurteilung des Spitzenkandidaten hat die Wahrnehmung von Umfragen nur im Fall der Grünen Wirkung.

Kann nun davon gesprochen werden, dass die Wahrnehmung von Wahlumfragen die Wahlabsicht beeinflusst? Für die beiden Volksparteien ist ein solcher Effekt nicht festzustellen, für die kleinen

---

<sup>9</sup> Über drei Viertel aller Befragten gingen von einer unionsgeführten Bundesregierung nach der Bundestagswahl aus. Diese Erwartung blieb über den Befragungszeitraum weitgehend konstant.

<sup>10</sup> Eine Alternativerklärung für diesen Befund wäre, dass sich nicht die wahrgenommenen Lösungskompetenzen der Parteien in den jeweiligen Politikfeldern verändert haben, sondern dass Befragte durch die Wahrnehmung steigender Umfragewerte einer Partei die mit dieser Partei assoziierten Politikbereiche als wichtiger angesehen haben.

Parteien lässt sich die Frage dagegen bejahen (siehe Tabelle 2, Gesamteffekte). Sowohl für die Linkspartei als auch für Bündnis90/Grüne beeinflusst die Wahrnehmung veröffentlichter Sonntagsfragen – vermittelt über die Bewertung des politischen Angebots der Parteien – die Neigung für eine der beiden Parteien zu stimmen. Der Gesamteffekt ist für beide Parteien auf dem 99%-Niveau statistisch signifikant. Demoskopische Prognosen, die das Bild eines Aufwärtstrends der Linkspartei gezeichnet haben, haben also ihrerseits selbst zu dieser Dynamik beigetragen und das Erstarken der Linkspartei beflügelt. Die Grünen sind dagegen durch die Veröffentlichung ungünstiger Umfragewerte in einen Abwärtsstrom geraten. Mit dem schlechteren Abschneiden in den demoskopischen Prognosen verloren die Wähler sowohl das Zutrauen in die Lösungskompetenz der Grünen und bewerteten auch ihren Spitzenkandidat weniger positiv.

Abschließend bleibt zu klären, ob sich die angenommenen zu Grunde liegenden kognitiven Prozesse bestätigen lassen. Ginge der Bandwagon-Effekt auf die Konsens-Heuristik zurück, sollten Einflüsse insbesondere unter politisch gering Involvierten auftreten (Hypothese 2a), wäre der Cognitive Response Mechanismus am Werk, wären positive Umfragewirkungen unter mittel Involvierten zu erwarten (Hypothese 3a) während Umfragen unter hoch Involvierten folgenlos bleiben oder negativ auf die Parteipräferenzen wirken sollten (Hypothese 3b). Die Interaktionsterme aus Sonntagsfragen und politischer Involvierung sollten also statistisch signifikant positiv sein, tatsächlich sind die in den meisten Fällen statistisch nicht von null zu unterscheiden. Einzig in der Wirkung von Sonntagsfragen auf die wahrgenommene Lösungskompetenz von SPD und Grünen lassen sich relevante Subgruppenunterschiede ausmachen. Entgegen unserer Annahmen wirken hier Sonntagsfragen aber besonders stark unter politisch hoch Involvierten. Wenn der Einfluss veröffentlichter Wahlumfragen auf die Einstellung der Wähler durch den individuellen Grad politischer Involvierung moderiert werden sollte, scheint dieser Mechanismus nicht im Sinne der Theorie des unpersönlichen Einflusses zu funktionieren. Die Hypothesen 2a, 3a und 3b müssen daher verworfen werden.

*Tabelle 3: Hypothesenübersicht*

#	Hypothese	Abhängige Variable	Vermittelnde Variable	Unabhängige Variable	Vermuteter Zusammenhang	Individuelle Prädispositionen	Ergebnis
H1a	Mitläufer-Argument	Erwartung Wahlsieg		Wahlverhalten	positiv	gering involviert	bestätigt
H1b	“	Umfragen		Erwartung Wahlsieg	positiv	hoch interessiert	verworfen
H1	“	Umfragen	Erwartung	Wahlverhalten	positiv		verworfen
H2a	Konsens-Heuristik	Umfragen		Präferenzen	positiv	gering involviert	verworfen
H2b		Präferenz		Wahlverhalten	positiv		bestätigt
H2	K.H. / C.R.	Umfragen	Präferenz	Wahlverhalten	positiv		teilweise bestätigt
H3a	Cognitive Response	Umfragen		Präferenz	positiv	mittel involviert	verworfen
H3b	“	Umfragen		Präferenz	0 oder negativ	hoch involviert	verworfen

## 6. Fazit

Am Beispiel des Bandwagon-Effektes wurde die Wirkung von Sonntagsfragen auf individuelle Einstellungen und Erwartungen sowie Wahlabsichten im Rahmen einer Mehrebenen-Pfadanalyse untersucht. Für die Bundestagswahl 2013 konnte gezeigt werden, dass die Wahrnehmung demoskopischer Prognosen einen Einfluss auf das beabsichtigte Wahlverhalten ausübte, jedoch lediglich in der Neigung für eine der beiden kleinen, im Bundestag vertretenen Parteien zu stimmen. Nutznießer des Bandwagon-Effektes war dabei die Linkspartei, während der in den letzten Wahlkampfwochen einsetzende Abwärtstrend der Grünen durch die Publikation von Sonntagsfragen nochmals verstärkt wurde. Das Wählerverhalten gegenüber den beiden Volksparteien blieb dagegen von Umfragewirkungen unbeeinflusst, was mutmaßlich auch auf die geringe Dynamik der Wahlabsichten gegenüber SPD und CDU im ereignisarmen Bundestagswahlkampf 2013 zurückzuführen ist. Es ist denkbar, dass Bandwagon-Effekte in stärkerem Maße auftreten und dann auch die Volksparteien erfassen, wenn sich wie 2002 und 2005 die öffentliche Meinung im Zuge der Wahlkampagne stärker dreht als dies im vergangenen Wahlkampf der Fall war.

Durch den hier gewählten pfadanalytischen Untersuchungsansatz sollte in methodischer Hinsicht zur bestehenden Forschungsliteratur ein Beitrag geleistet werden, indem der mehrstufige Prozess der kognitiven Verarbeitung von Sonntagsfragen statistisch adäquat abgebildet wird. Das pfadanalytische Forschungsdesign konnte offenlegen, dass zumindest bei der Bundestagswahl 2013 nicht, wie gelegentlich vermutet, die Erwartung über den Wahlausgang die treibende Kraft hinter dem Bandwagon-Effekt darstellt; vielmehr wird der Effekt von Sonntagsfragen auf das Wahlverhalten über geänderte politische Einstellungen gegenüber den Parteien vermittelt. In theoretischer Hinsicht sollte Mutz Theorie des unpersönlichen Einflusses empirisch getestet werden. Ihren kognitionspsychologischen Erklärungsansatz von Umfragewirkungen konnten die analysierten Daten jedoch nicht bestätigen.

Diesen Befunden liegt die Annahme zu Grunde, dass sich die (um Störeinflüsse kontrollierten) Zusammenhänge der untersuchten Merkmale der RCS-Befragten mit den zugespielten Sonntagsfragen als kausale Wirkung interpretieren lassen. Begründet wurde diese Annahme mit dem unterschiedlichen Informationskontext der RCS-Befragten und den Stichprobeneinheiten der beigespielten Sonntagsfragen sowie den unterschiedlichen Feld- und Verarbeitungszeiten der demoskopischen Institute. Limitationen in der Interpretation der Befunde ergeben sich zudem aus dem Umstand, dass Wahlabsichten und nicht berichtetes tatsächliches Verhalten untersucht wurden. Weiterhin könnte der Befund eines nicht-existenten Einflusses von Sonntagsfragen auf die Erwartungsbildung auf die Operationalisierung über die dichotome Variable der erwarteten Regierungsbeteiligung einer Partei zurückzuführen sein.

Die Pfadanalyse offenbart einen Bandwagon-Effekt bei der Bundestagswahl 2013, obwohl das Untersuchungsdesign Umfrageeffekte eher unterschätzt. Wenn wir davon ausgehen, dass Umfragen insbesondere vor der Hintergrund eines geringen Informationsniveaus und instabiler Einstellungen eine Wirkung zeigen, stellen die letzten 75 Tage vor der Bundestagswahl einen besonders harten Test dar.

Erstens wird damit ein Zeitraum beobachtet, in dem sich Menschen überdurchschnittlich viel mit Politik befassen. Zweitens sind Wähler mit bundespolitischen Angelegenheiten grundsätzlich vertrauter als mit Vorgängen auf kommunaler oder Landesebene. Drittens wurden nur direkte Umfrageeffekte untersucht. Um im gewählten Analysedesign statistisch einen Effekt auszuüben, muss ihre Wahrnehmung bereits einen Tag nach Veröffentlichung der Umfrage Spuren in den Einstellungen oder Erwartungen der Befragten hinterlassen haben, sodass kumulative Einflüsse unberücksichtigt bleiben. Zusätzliche Indirekte Effekte von Sonntagsfragen über eine veränderte Medienberichterstattung oder angepasstes Verhalten der politischen Elite wurden nicht erfasst. Viertens wurden Schwankungen der öffentlichen Meinung nur in kurzfristiger Perspektive untersucht. Langfristige Veränderungen des Meinungsklimas im Sinne der Schweigespirale Noelle-Neumanns, die durch Sonntagsfragen dokumentiert werden und so die Wähler auf sich verschiebende Gruppennormen aufmerksam machen, blieben in ihren ebenso Wirkungen unberücksichtigt.

Trotz der langen Forschungstradition zum Zusammenhang von Sonntagsfragen und Wahlverhalten eröffnen innovative Erhebungsmethoden wie RCS-Surveys und neue statistische Analysemethoden erhebliches weiteres Forschungspotenzial. Einerseits könnte der vorgeschlagene Ansatz auf die hier nicht untersuchten Hypothesen von Umfrageeffekten angewendet werden, gerade auch im Hinblick auf strategisches Wählen. Zum anderen bedürfen die hier getroffenen impliziten Annahmen näherer empirischer Untersuchung. So ist beispielsweise denkbar, dass nicht alle Sonntagsfragen gleichermaßen, sondern nur die Prognosen mancher Institute eine Wirkung zeigen. Auf individueller Ebene wäre zu prüfen, ob Wähler in Abhängigkeit von individuellen Prädispositionen unterschiedlich lange Zeit benötigen, um Sonntagsfragen wahrzunehmen und zu verarbeiten. Wünschenswert wären auch Untersuchungen zur Wirkung von Sonntagsfragen in Nebenwahlen.

## 7. Anhang

### Methodendiskussion

Bisherige Studien stützen sich sowohl auf die Analyse von Befragungsdaten wie auf experimentelle Designs, wobei sowohl Laborexperimente durchgeführte als natürliche Experimente betrachtet wurden. In letzterem Fall machen sich Forscher den Umstand zu nutze, dass mancherorts auf Grund mehrerer Zeitzeonen innerhalb eines Staates erste Wahlergebnisse noch vor Schließung der Wahllokale veröffentlicht werden. So konnten sie testen, ob sich Wähler, denen das voraussichtliche Wahlergebnis vor ihrer Stimmabgabe bekannt war, systematisch von Wählern unterschieden, die ohne diese Beeinflussung ins Wahllokal gegangen waren (z.B. für Rumänien: Gherghina/Chiru 2012 USA: Sudman 1986, Fuchs 1966, Deutschland: Behnke 2008). Nach der Theorie des unpersönlichen Einflusses wirken Sonntagsfragen jedoch insbesondere, wenn Wähler noch nicht über kristallisierte Meinungen verfügen. Am Wahlabend werden sich die meisten Wähler aber bereits über ihre Wahlentscheidung im Klaren sein, weswegen unter diesen Bedingungen allenfalls ein Einfluss auf die Neigung zu strategischem Wählen zu erwarten wäre (vgl. Lang/Lang 1984, S. 135). Natürliche Experimente können daher lediglich Auskunft geben über einen Spezialfall des durch Sonntagsfragen beeinflussten Wahlverhaltens.

Um nicht auf in der Realität vorzufindende quasi-experimentelle Bedingungen zurückgreifen zu müssen, versuchen andere Autoren mit Laborexperimenten wahrgenommene Sonntagsfragen unter künstlichen Bedingungen zu manipulieren (z.B. Bock 1976; Ceci/Kain 1982; Fleitas 1971; Mehrabian 1998; Meffert/Gschwend 2011; Navazio 1977). Dabei werden nur einem Teil der Versuchsteilnehmer (in einigen Fällen fiktive) Informationen über die Verteilung der Wahlabsichten in der Bevölkerung vorgelegt während andere Befragten ihre politischen Präferenzen ohne diese Informationen äußern. Dieser Forschungsstrang ist zum einen anteilmäßig der größte und zum zweiten derjenige, in dem am ehesten positive Befunde für einen Zusammenhang zwischen Sonntagsfragen und Wahlverhalten überwiegen, gerade hinsichtlich Bandwagon-Effektes (signifikante Befunde z.B. von Agranov et al. 2012; Goidel/Shields 1994; Mehrabian 1998; Marsh 1985; Morwitz/Pluzinski 1996; Nadeau et al. 1993). Entsprechend dem im vorigen Kapitel ausgeführten, mehrstufigen Prozess der Informationsverarbeitung können einige Studien zwar keine oder nur marginale Effekte auf das Wahlverhalten, aber Einflüsse auf die vorgelagerte Erwartungs- und Präferenzbildung oder auf Perzeption der öffentlichen Meinung feststellen (*Ansolabehere/Iyengar 1994; Maier/Brettschneider 2009; Sonck/Loosveldt 2010*). Somit können Umfrageexperimente zeigen, dass die Wahrnehmung der Verteilung der öffentlichen Meinung offenbar einen psychologischen Reiz auslöst, der die Erwartungen und Präferenzen und potentiell auch das Wahlverhalten beeinflussen kann. Auf Grund zweifelhafter externer Validität können Umfrageexperimente jedoch keinen Aufschluss darüber geben, ob die medial vermittelten demoskopischen Prognosen im Kontext echter Wahlkämpfe auf die gleiche Weise wirken. Auf Grund der zeitlichen Nähe von Stimulus und Reaktionsmessung in Umfrageexperimenten ist beispielsweise unklar, ob es sich bei den Befunden

nicht lediglich um besondere Formen von kurzfristigen Aktivierungseffekten handelt, die ohne dauerhafte Folgen bleiben.<sup>11</sup>

So bieten sich letztlich Befragungsdaten an, um Effekte in der realweltlichen Umgebung zu studieren. Die naheliegende Möglichkeit, Wähler selbst danach zu befragen, ob sie in ihrem Wahlverhalten von Sonntagsfragen beeinflusst wurden, wurde zwar vereinzelt angewendet (z.B. Brettschneider 1992; McAllister/Studlar 1991), sie lässt aber keine validen Informationen über Zusammenhänge und Effektstärken erwarten. Eine derartige Introspektion ist schon wegen des Third-Person-Effektes wenig aussagekräftig, demzufolge Menschen bei generalisierten Anderen stärkere Wirkungen als bei einem selbst vermuten und die tatsächliche Medienwirkung auf einen selbst falsch einschätzen (*Pan 2006; Ran Wei et al. 2011*).

Studien mit Panel-Daten gelten für gewöhnlich als besonders geeignet, um Kausalbeziehungen nachzuweisen. Werden Panel-Daten auf die hier diskutierte Fragestellung angewendet (z.B. Skalaban 1988; Blais et al. 2006), lassen sich jedoch nur statistische Korrelationen zwischen Änderungen der Wahlabsicht auf individueller Ebene und Veränderungen in den Sonntagsfragen nachweisen. Es ließe sich aber nicht ausschließen, dass dabei eine Scheinkorrelation abgebildet wird, der tatsächlich eine gemeinsame, dritte und unbeobachtete Ursache (z.B. ein viel beachtetes Wahlkampfereignis) zu Grunde liegt.

---

<sup>11</sup> Ein Umfrageexperiment von Sonck/Loosveldt 2010 mit wiederholtem Post-Test legt eine gewisse Dauerhaftigkeit der Umfrage-Manipulation nahe, jedoch nur mit Bezug auf die Wahrnehmung der öffentlichen Meinung.

## Tabellen

Tabelle 4: Bandwagon- und Underdog-Effekt

	Union		SPD		Grüne		Linke	
	I	II	I	II	I	II	I	II
<b>Parteiwahl (d)</b>								
Politisches Interesse	-0,18** (0,055)	-0,18*** (0,054)	-0,119* (0,054)	-0,119* (0,054)	-0,21*** (0,062)	-0,21*** (0,062)	0,080 (0,095)	0,080 (0,095)
Abitur	-0,295** (0,100)	-0,295** (-0,100)	-0,214* (0,098)	-0,214* (0,098)	0,262* (0,113)	0,262* (0,113)	0,129 (0,173)	0,129 (0,173)
Regierungserwartung	0,406** (0,156)	0,406** (0,146)	0,295** (0,093)	0,295** (0,093)	0,361* (0,140)	0,361* (0,140)	-0,165 (0,379)	-0,165 (0,379)
Kandidat	0,383*** (0,030)	0,383*** (0,028)	0,180*** (0,021)	0,180*** (0,021)	0,310*** (0,027)	0,310*** (0,027)	0,429*** (0,043)	0,429*** (0,043)
Alter	0,005+ (0,003)	0,005+ (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	0,012** (0,004)	0,012** (0,004)	0,007 (0,006)	0,007 (0,006)
Geschlecht	-0,222* (0,096)	-0,222* (0,100)	0,047 (0,094)	0,047 (0,094)	-0,016 (0,109)	-0,016 (0,109)	0,320+ (0,170)	0,320+ (0,170)
PID	0,672*** (0,028)	0,673*** (0,673)	0,676*** (0,026)	0,676*** (0,026)	0,831*** (0,038)	0,831*** (0,038)	0,825*** (0,056)	0,825*** (0,056)
Issue	1,57*** (0,097)	1,57*** (0,097)	1,41*** (0,097)	1,41*** (0,097)	1,57*** (0,167)	1,57*** (0,167)	2,22*** (0,204)	2,22*** (0,204)
Feldtag	-0,364 (1,452)	-0,395 (1,464)	0,276 (0,285)	0,276 (0,285)	0,755 (0,968)	0,780 (0,975)	-1,698 (4,502)	-1,732 (4,658)
Konstante	-15,30** (5,926)	4,170 (3,027)	-0,131 (5,884)	-0,131 (5,884)	-26,9*** (6,981)	-26,9*** (6,981)	-21,55+ (11,014)	-21,55+ (11,017)
<b>Kandidat</b>								
Polls	0,465 (3,716)	6,166 (6,755)	4,366 (3,385)	6,275 (4,944)	6,848** (2,182)	4,545 (3,904)	7,504+ (3,876)	10,578 (6,940)
Polls*geringe Involvierung		-9,336 (9,337)		-7,128 (6,058)		6,563 (5,675)		-0,471 (9,852)
Polls*mittlere Involvierung		-6,954 (8,365)		-0,048 (5,376)		1,391 (4,929)		-6,750 (8,755)
Geringe Involvierung	0,282*** (0,071)	3,831 (3,777)	0,332*** (0,071)	1,517 (1,511)	0,244*** (0,072)	-0,702 (0,695)	-0,252** (0,077)	0,380 (0,799)
Mittlere Involvierung	-0,047 (0,079)	3,143 (3,380)	0,250** (0,080)	0,093 (1,342)	-0,081 (0,080)	0,165 (0,602)	-0,35*** (0,086)	0,635 (0,712)
PID	0,659*** (0,017)	0,659*** (0,017)	0,530*** (0,019)	0,530*** (0,019)	0,580*** (0,026)	0,580*** (0,026)	1,032*** (0,041)	1,032*** (0,041)
Feldtag	-1,431 (1,324)	1,145 (0,880)	1,372*** (0,279)	1,369*** (0,279)	0,408 (0,341)	0,575 (0,527)	-1,227 (1,451)	1719,1 (14162,2)
Konstante	7,117*** (1,505)	4,762+ (2,730)	4,748*** (0,845)	4,525*** (1,235)	4,958*** (0,273)	5,147*** (0,475)	5,121*** (0,318)	4,531*** (0,564)
<b>Issues (d)</b>								
Polls	0,983 (3,787)	5,666 (6,564)	4,777 (3,058)	10,364* (4,983)	10,576** (4,092)	14,825* (7,247)	17,864** (6,660)	15,687 (12,451)
Polls*geringe Involvierung		0,701 (9,815)		-15,890* (6,729)		-23,442* (11,272)		5,152 (17,132)
Polls*mittlere Involvierung		-10,772 (8,355)		-3,603 (5,808)		0,525 (9,084)		0,968 (16,047)
Geringe Involvierung	0,206** (0,077)	-0,765 (3,972)	0,207** (0,079)	3,885* (1,681)	0,458** (0,145)	2,503+ (1,378)	-0,391** (0,138)	-0,130 (1,409)
Mittlere Involvierung	0,492*** (0,083)	4,075 (3,376)	0,091 (0,088)	1,024 (1,454)	0,379* (0,159)	0,020 (1,124)	-0,329* (0,153)	-0,163 (1,322)
PID	0,644*** (0,018)	0,644*** (0,0175)	0,597*** (0,018)	0,598*** (0,0180)	0,703*** (0,028)	0,704*** (0,028)	0,775*** (0,036)	0,775*** (0,036)
	Union		SPD		Grüne		Linke	

	I	II	I	II	I	II	I	II
<b>Feldtag</b>	-1,267 (1,383)	1 (constr.)	1 (constr.)	1 (constr.)	0,702 (0,572)	1 (constr.)	-1,113 (1,723)	1768,1 (14668,2)
<b>Konstante</b>	-2,046 (1,535)	-3,456 (2,654)	-3,06*** (0,766)	-4,37*** (1,249)	-4,95*** (0,522)	-5,11*** (0,897)	-4,47*** (0,553)	-4,56*** (0,961)
<b>Regierungserwartung (d)</b>								
<b>Polls</b>	-4,361 (4,194)	-15,937 (10,243)	1,308 (1,941)	-0,119 (5,682)	4,821 (3,102)	16,634* (7,729)	-1,593 (4,769)	2,276 (5,468)
<b>Politisches Interesse</b>	0,372*** (0,035)	-1,634 (1,621)	0,097*** (0,027)	-0,040 (0,516)	-0,19*** (0,039)	0,399 (0,352)	-0,010 (0,041)	-0,211 (0,156)
<b>Polls * Pol. Interesse</b>		4,961 (4,006)		0,551 (2,067)		-4,774† (2,847)		1,647 (1,222)
<b>Kandidat</b>	0,091*** (0,012)	0,091*** (0,0124)	0,381*** (0,066)	0,069*** (0,010)	0,163*** (0,016)	0,163*** (0,016)	0,118*** (0,018)	0,118*** (0,018)
<b>Issues</b>	0,787*** (0,104)	0,788*** (0,104)	0,069*** (0,010)	0,381*** (0,066)	0,349* (0,143)	0,356* (0,143)	0,466*** (0,118)	0,466*** (0,118)
<b>PID</b>	0,212*** (0,031)	0,212*** (0,031)	0,071*** (0,018)	0,071*** (0,018)	-0,012 (0,033)	-0,012 (0,033)	0,078* (0,033)	0,077* (0,033)
<b>Feldtag</b>	1 (constr.)	-0,773 (0,852)	0,093 (0,167)	0,089 (0,168)	1 (constr.)	1,367 (1,104)	1 (constr.)	1 (constr.)
<b>Konstante</b>	1,430 (1,702)	6,115 (4,148)	-1,506** (0,490)	-1,505** (0,490)	-3,12*** (0,407)	-4,57*** (0,963)	-2,86*** (0,413)	-3,17*** (0,468)
<b>Varianz Feldtag</b>	0,005 (0,009)	0,005 (0,009)	0,045** (0,017)	0,045** (0,017)	0,027 (0,023)	0,026 (0,023)	0,006 (0,015)	0,003 (0,010)
<b>Varianz Kandidat</b>	6,529*** (0,105)	6,528*** (0,105)	6,526*** (0,106)	6,524*** (0,106)	6,490*** (0,106)	6,489*** (0,106)	7,549*** (0,124)	7,550*** (0,124)
<b>N</b>	7776	7776	7723	7723	7666	7666	7670	7670

Modell I: Mit Interaktionseffekt. Modell 2: Ohne Interaktionseffekt. Mit (d) gekennzeichnete Mediatorvariablen sind dichotom und wurden durch die logit-Link-Funktion geschätzt. Angegeben sind unstandardisierte Regressionskoeffizienten. Die ungleichen Fallzahlen sind durch den unterschiedlichen Bekanntheitsgrad der Spitzenkandidaten zu erklären. Anders als bei linearen Regressionsanalysen üblich, werden Beobachtungen nicht fallweise, sondern gleichungswise gelöscht, weswegen die angegebene Fallzahl lediglich auf die Gleichung zur Schätzung des Wahlverhaltens bezogen ist. Signifikanzniveaus: \*\*\*:  $p < 0,001$ ; \*\*:  $p < 0,01$ ; \*:  $p < 0,05$ ; †:  $p < 0,1$ .

Tabelle 5: Sensitivitätsanalyse (Auswahl relevanter Variablen)

	Union	SPD	Grüne	Linke
<b>Ohne Verzögerung</b>				
<b>Regierungserwartung</b>				
<i>Polls</i>	-9,863* (4,221)	0,430 (1,895)	6,294* (2,991)	-5,317 (4,713)
<i>Polls*Politisches Interesse</i>	5,811 (4,091)	0,429 (2,002)	-4,823† (2,772)	1,196 (1,198)
<b>Issues</b>				
<i>Polls</i>	-1,585 (3,802)	6,935* (2,961)	8,953* (4,040)	10,823 (6,727)
<i>Polls*Involvierung (gering)</i>	-6,863 (9,894)	9,344 (6,530)	-17,388 (11,072)	3,976 (17,021)
<i>Polls*Involvierung (mittel)</i>	-8,974 (8,637)	5,216 (5,565)	5,409 (8,841)	-9,957 (16,106)
<b>Kandidat</b>				
<i>Polls</i>	-4,332 (3,727)	4,069 (3,345)	5,914** (2,160)	4,953 (3,838)
<i>Polls*Involvierung (gering)</i>	-18,516* (9,320)	-5,370 (5,926)	2,284 (5,536)	-3,652 (9,873)
<i>Polls*Involvierung (mittel)</i>	-26,150** (8,315)	3,224 (5,271)	0,872 (4,779)	-10,177 (8,758)
<b>Gesamteffekte</b>				
<i>Polls-&gt;Präferenzen-&gt;Wahl</i>	-4,146 (6,299)	10,540* (4,540)	15,903* (6,637)	26,105† (15,269)
<i>Polls-&gt;Erwartung-&gt;Wahl</i>	-4,007† (2,302)	0,127 (0,560)	2,291 (1,425)	0,979 (2,190)

**Verzögerung: Zwei Tage**

	Union	SPD	Grüne	Linke
<b>Regierungserwartung</b>				
<i>Polls</i>	-3,208 (4,134)	1,850 (1,955)	7,434* (2,931)	-4,182 (4,860)
<i>Polls*Politisches Interesse</i>	1,444 (3,976)	0,710 (2,021)	-0,873 (2,930)	0,120 (1,324)
<b>Issues</b>				
<i>Polls</i>	0,746 (3,712)	2,201 (3,112)	10,329* (4,215)	9,108 (6,920)
<i>Polls*Involvierung (gering)</i>	3,271 (9,890)	-14,034* (6,662)	-21,839† (11,601)	-12,385 (17,317)
<i>Polls*Involvierung (mittel)</i>	-14,342† (8,513)	5,851 (5,803)	-3,000 (9,376)	-9,643 (16,444)
<b>Kandidat</b>				
<i>Polls</i>	3,403 (3,612)	8,301* (3,310)	8,537*** (2,204)	6,061 (4,083)
<i>Polls*Involvierung (gering)</i>	-8,113 (9,394)	4,061 (6,058)	1,137 (5,832)	-14,289 (10,131)
<i>Polls*Involvierung (mittel)</i>	-7,796 (8,470)	-0,848 (5,414)	-1,159 (5,112)	-7,418 (8,921)
<b>Gesamteffekte</b>				
<i>Polls-&gt;Präferenzen-&gt;Wahl</i>	1,720 (6,274)	4,616 (4,725)	18,875** (6,912)	22,767 (15,743)
<i>Polls-&gt;Erwartung-&gt;Wahl</i>	-1,771 (1,834)	0,547 (0,603)	2,722† (1,512)	0,722 (1,804)

Angegeben sind unstandardisierte Regressionskoeffizienten. Die Koeffizienten der Sonntagsfragen sowie die berechneten Gesamteffekte beruhen auf dem Modell ohne Interaktionsterme. Signifikanzniveau: \*\*\*: p<0,001; \*\*: p<0,01; \*: p<0,05; †: p<0,1.

## 8. Literaturverzeichnis

- Agranov, Marina; Goeree, Jacob K.; Romero, Julian; Yariv, Leeat (2012): What Makes Voters Turn Out: The Effects of Polls and Beliefs. University of Zurich (Working Paper Series, 67).
- Ansolabehere, Stephen; Iyengar, Shanto (1994): Of horseshoes and horse races: Experimental studies of the impact of poll results on electoral behavior. In: *Political Communication* 11 (4), S. 413–430.
- Asch, Solomon E. (1955): Opinions and Social Pressure. In: *Scientific American* 193 (5), S. 31–35.
- Axson, D.; Yates, S.; Chaiken, S. (1987): Audience response as a heuristic cue in persuasion. In: *J Pers Soc Psychol* 53 (1), S. 30–40.
- Behnke, Joachim (2008): Strategisches Wählen bei der Nachwahl in Dresden zur Bundestagswahl 2005. In: *PVS* 49 (4), S. 695–720.
- Blais, Andre; Bodet, Marc Andre (2006): How Do Voters Form Expectations about the Parties' Chances of Winning the Election?\*. In: *Social Science Q* 87 (3), S. 477–493.
- Blais, André; Gidengil, Elisabeth; Neviite, Neil (2006): Do Polls Influence the Vote? In: Henry E. Brady und Richard Johnston (Hg.): *Capturing campaign effects*. Ann Arbor: University of Michigan Press, S. 263–279.
- Bock, H. de (1976): Influence of In-State Election Poll Reports on Candidate Preference in 1972. In: *Journalism & Mass Communication Quarterly* 53 (3), S. 457–462.
- Brettschneider, Frank (1992): Der taktische und rationale Wähler. Über den Einfluß von Wahlumfragen auf das Wählerverhalten bei den Bundestagswahlen 1983 bis 1990. In: *Politische Vierteljahresschrift* (33), S. 55–72.
- Brettschneider, Frank (2000): Demoskopie im Wahlkampf — Leitstern oder Irrlicht? In: Markus Klein, Wolfgang Jagodzinski, Ekkehard Mochmann und Dieter Ohr (Hg.): *50 Jahre Empirische Wahlforschung in Deutschland*: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 477–505.
- Brettschneider, Frank (2008): The News Media's Use of Opinion Polls. In: Wolfgang Donsbach und Michael W. Traugott (Hg.): *The SAGE handbook of public opinion research*. Thousand Oaks, CA: Sage, S. 479–486.
- Burchardt, Rainer (2013): Wider die Demoskopie-Demokratie. In: *Deutschlandfunk*, 20.09.2013. Online verfügbar unter <http://blog.deutschlandfunk.de/2013/09/20/wider-die-demoskopie-demokratie/>, zuletzt geprüft am 22.02.2014.
- Campbell, Angus; Converse, Philip E.; Miller, Warren E.; Stokes, Donald E. (1980): *The American voter*. Unabridged ed. Chicago [Ill.]: University of Chicago Press (Midway reprints).
- Ceci, Stephen J.; Kain, Edward L. (1982): Jumping on the Bandwagon With the Underdog: The Impact of Attitude Polls on Polling Behavior. In: *The Public Opinion Quarterly* 46 (2), S. 228–242.
- Dahlem, Stefan (2001): *Wahlentscheidung in der Mediengesellschaft. Theoretische und empirische Grundlagen der interdisziplinären Wahlforschung*. Freiburg: Alber (Alber-Reihe Kommunikation, Bd. 27).
- Dalton, Russell J. (2012): *Apartisans and the changing German electorate*. In: *Electoral Studies* 31 (1), S. 35–45.
- Daschmann, G. (2000): *Vox Pop & Polls: The Impact of Poll Results and Voter Statements in the Media on the Perception of a Climate of Opinion*. In: *International Journal of Public Opinion Research* 12 (2), S. 160–181.
- Deutschlandfunk (2013): "Schwung für die Bundestagswahl". CDU-Generalsekretär sieht im bayerischen Wahlergebnis keine Absage an Schwarz-Gelb 2013, 16.09.2013. Online verfügbar unter [http://www.deutschlandfunk.de/schwung-fuer-die-bundestagswahl.694.de.html?dram:article\\_id=261745](http://www.deutschlandfunk.de/schwung-fuer-die-bundestagswahl.694.de.html?dram:article_id=261745), zuletzt geprüft am 21.02.2014.
- Edwards, Jeffrey R.; Lambert, Lisa Schurer (2007): Methods for integrating moderation and mediation: A general analytical framework using moderated path analysis. In: *Psychological Methods* 12 (1), S. 1–22.
- Faas, Thorsten; Mackenrodt, Christian; Schmitt-Beck, Rüdiger (2008): Polls that mattered: Effects of Media Polls on Voters' Coalitions Expectations and Party Preferences in the 2005 German Parliamentary Election. In: *International Journal of Public Opinion Research* 20 (3), S. 299–325.
- Faas, Thorsten; Schmitt-Beck, Rüdiger (2007): *Wahrnehmung und Wirkungen politischer Meinungsumfragen. Eine Exploration zur Bundestagswahl 2005*. In: Frank Brettschneider, Oskar Niedermayer und Bernhard Weißels (Hg.): *Die Bundestagswahl 2005: VS Verlag für Sozialwissenschaften*, S. 233–267.

- Fleitas, Daniel W. (1971): Bandwagon and Underdog Effects in Minimal-Information Elections. In: *The American Political Science Review* 65 (2), S. 434–438.
- Fuchs, Douglas A. (1966): Election-Day Radio-Television and Western Voting. In: *Public Opinion Quarterly* 30 (2), S. 226–236.
- Gallus, Alexander (2002): Demoskopie in Zeiten des Wahlkampfes. "Wirkliche Macht" oder "Faktor ohne politische Bedeutung"? In: *Aus Politik und Zeitgeschichte* (B15/16), S. 29–36.
- Gherghina, Sergiu; Chiru, Mihail (2012): Voting after Watching: The Strategic Role of Election Polls. In: *European Review* 20 (02), S. 210–221.
- Goidel, Robert K.; Shields, Todd G. (1994): The Vanishing Marginals, the Bandwagon, and the Mass Media. In: *The Journal of Politics* 56 (03), S. 802–810.
- Hardmeier, Sibylle (2008): The Effects of Published Polls on Citizens. In: Wolfgang Donsbach und Michael W. Traugott (Hg.): *The SAGE handbook of public opinion research*. Thousand Oaks, CA: Sage, S. 504–513.
- Hoffmann, Hanna; Klein, Markus (2013): Wirkungen von veröffentlichten Wahlumfragen auf die Koalitionserwartung, die Wahlbeteiligung und die Wahlentscheidung bei der Bundestagswahl 2009: Eine Mehrebenenanalyse auf der Grundlage der Rolling Cross-Section-Befragung der German Longitudinal Election Study (GLES). In: Thorsten Faas, Kai Arzheimer, Sigrid Roßteutscher und Bernhard Weißels (Hg.): *Koalitionen, Kandidaten, Kommunikation*: Springer, S. 221–246.
- Huber, Sascha; Gschwend, Thomas; Meffert, Michael F.; Pappi, Franz Urban (2009): Erwartungsbildung über den Wahlausgang und ihr Einfluss auf die Wahlentscheidung. In: Oscar W. Gabriel, Bernhard Weißels und Jürgen W. Falter (Hg.): *Wahlen und Wähler: VS Verlag für Sozialwissenschaften*, S. 561–584.
- Jandura, Olaf; Petersen, Thomas (2009): Gibt es eine indirekte Wirkung von Wahlumfragen? In: *Publizistik* 54 (4), S. 485–497.
- Kunda, Ziva (1990): The case for motivated reasoning. In: *Psychological bulletin* 108 (3), S. 480.
- Lammert, Norbert (2013): Rheinische Post: Lammert warnt vor Umfragen am Wahltag. In: *Presseportal.de*, 20.09.2013. Online verfügbar unter <http://www.presseportal.de/pm/30621/2560078/rheinische-post-lammert-warnt-vor-umfragen-am-wahltag>, zuletzt geprüft am 22.02.2014.
- Lang, Kurt; Lang, Gladys Engel (1984): The Impact of Polls on Public Opinion. In: *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 472, S. 129–142.
- Lavrakas, Paul J.; Holley, Jack K.; Miller, Peter V. (1991): Public reactions to polling news during the 1988 presidential election campaign. In: Paul J. Lavrakas (Hg.): *Polling and presidential election coverage*. Newbury Park, Calif: Sage, S. 151–183.
- Lazarsfeld, Paul F.; Berelson, Bernard; Gaudet, Hazel (1968): *The people's choice; How the voter makes up his mind in a presidential campaign*. 3d ed. New York: Columbia University Press (A Columbia paperback, 83).
- Lodge, Milton; Taber, Charles S. (2013): *The Rationalizing Voter*. Cambridge: Cambridge University Press (Cambridge studies in public opinion and political psychology).
- Maier, Jürgen; Brettschneider, Frank (2009): Wirkungen von Umfrageberichterstattung auf Wählerverhalten: Ein Online-Experiment zu den Landtagswahlen in Baden-Württemberg 2006, Rheinland-Pfalz 2006 und Hessen 2008. In: Nikolaus Jakob, Harald Schoen und Thomas Zerback (Hg.): *Sozialforschung im Internet: VS Verlag für Sozialwissenschaften*, S. 321–337.
- Marsh, Catherine (1985): Back on the Bandwagon: The Effect of Opinion Polls on Public Opinion. In: *British Journal of Political Science* 15 (1), S. 51–74.
- McAllister, Ian; Studlar, Donley T. (1991): Bandwagon, Underdog, or Projection? Opinion Polls and Electoral Choice in Britain, 1979–1987. In: *The Journal of Politics* 53 (03), S. 720–741.
- Meffert, Michael F.; Gschwend, Thomas (2011): Polls, coalition signals and strategic voting: An experimental investigation of perceptions and effects. In: *European Journal of Political Research* 50 (5), S. 636–667.
- Meffert, Michael F.; Huber, Sascha; Gschwend, Thomas; Pappi, Franz Urban (2011): More than wishful thinking: Causes and consequences of voters' electoral expectations about parties and coalitions. In: *Electoral Studies* 30 (4), S. 804–815.
- Mehrabian, Lbert (1998): Effects of Poll Reports on Voter Preferences. In: *Journal of Applied Social Psychology* 28 (23), S. 2119–2130.

- Morwitz, Vicki G.; Pluzinski, Carol (1996): Do Polls Reflect Opinions or Do Opinions Reflect Polls? The Impact of Political Polling on Voters' Expectations, Preferences, and Behavior. In: *Journal of Consumer Research* 23 (1), S. 53–67.
- Mutz, Diana Carole (1998): Impersonal influence. How perceptions of mass collectives affect political attitudes. Cambridge u.a: Cambridge Univ. Press.
- Nadeau, Richard; Cloutier, Edouard; Guay, J.-H. (1993): New Evidence about the Existence of a Bandwagon Effect in the Opinion Formation Process. In: *International Political Science Review / Revue internationale de science politique* 14 (2), S. 203–213.
- Navazio, Robert (1977): An Experimental Approach to Bandwagon Research. In: *Public Opinion Quarterly* 41 (2), S. 217.
- Noelle-Neumann, Elisabeth (1989): Öffentliche Meinung. Die Entdeckung der Schweigespirale. Frankfurt/Main, Berlin: Ullstein.
- Ohr, Dieter; Dülmer, Hermann; Quandt, Markus (2009): Kognitive Mobilisierung oder nicht-kognitive Demobilisierung? Eine längsschnittliche Analyse der deutschen Wählerschaft für die Jahre 1976 bis 2005. In: Oscar W. Gabriel, Bernhard Weßels und Jürgen W. Falter (Hg.): *Wahlen und Wähler: VS Verlag für Sozialwissenschaften*, S. 536–558.
- Pan, Z. (2006): Exploring the Perceptual Gap in Perceived Effects of Media Reports of Opinion Polls. In: *International Journal of Public Opinion Research* 18 (3), S. 340–350.
- Raab, Gerhard; Unger, Alexander; Unger, Fritz (2010): *Marktpsychologie. Grundlagen und Anwendung*. Wiesbaden: Gabler Verlag / Springer Fachmedien.
- Ran Wei; Lo, V.-H.; Lu, H.-Y. (2011): Examining the Perceptual Gap and Behavioral Intention in the Perceived Effects of Polling News in the 2008 Taiwan Presidential Election. In: *Communication Research* 38 (2), S. 206–227.
- Rattinger, Hans; Roßteutscher, Sigrid; Schmitt-Beck, Rüdiger; Weßels, Bernhard; Wolf, Christoph (2013): *Rolling Cross-Section-Wahlkampfstudie mit Nachwahl-Panelwelle (GLES 2013)*.
- Robert B., Cialdini; Richard J., Borden; Avril, Thorne; Marcus Randall, Walker; Stephen, Freeman; Lloyd Reynolds, Sloan (1976): Basking in reflected glory: Three (football) field studies. In: *Journal of Personality and Social Psychology* 34 (3), S. 366–375.
- Schoen, Harald (1999): Mehr oder weniger als fünf Prozent - ist das wirklich die Frage? In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 51, S. 565–582.
- Schoen, Harald (2000): Appelle zu taktischem Wahlverhalten – effektive Werbung oder verfehlte Wahlkampfretorik? In: Jürgen Falter, Oscar W. Gabriel und Hans Rattinger (Hg.): *Wirklich ein Volk? Die politischen Orientierungen von Ost- und Westdeutschen im Vergleich*. Opladen: Leske + Budrich, S. 641–683.
- Schoen, Harald (2002): Wirkungen von Wahlprognosen auf Wahlen. In: Thomas Berg (Hg.): *Moderner Wahlkampf. Blick hinter die Kulissen*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 171–191.
- Skalaban, Andrew (1988): Do the Polls Affect Elections? Some 1980 Evidence. In: *Political Behavior* 10 (2), S. 136–150.
- Sonck, Nathalie; Loosveldt, Geert (2010): Impact of Poll Results on Personal Opinions and Perceptions of Collective Opinion. In: *International Journal of Public Opinion Research* 22 (2), S. 230–255.
- Sorokin, Pitirim A.; Boldyreff, John W. (1932): An Experimental Study of the Influence of Suggestion on the Discrimination and the Valuation of People. In: *American Journal of Sociology* 37 (5), S. 720–737.
- Sudman, Seymour (1986): Do Exit Polls Influence Voting Behavior? In: *Public Opinion Quarterly* 50 (3), S. 331.
- SZ.de (2013): Steinmeier will Mehrheit im Bundesrat nutzen. Reaktionen auf Landtagswahl in Niedersachsen. In: *Süddeutsche.de* 2013, 21.01.2013. Online verfügbar unter <http://sz.de/1.1578329>, zuletzt geprüft am 21.02.2014.
- Weßels, Bernhard (2007): Re-Mobilisierung, „Floating“ oder Abwanderung? Wechselwähler 2002 und 2005 im Vergleich. In: Frank Brettschneider, Oskar Niedermayer und Bernhard Weßels (Hg.): *Die Bundestagswahl 2005: VS Verlag für Sozialwissenschaften*, S. 395–419.
- Zaller, John R. (1992): *The nature and origins of mass opinion*. Cambridge: Cambridge Univ. Press.