



Münchener Beiträge zur Politikwissenschaft

herausgegeben vom
Geschwister-Scholl-Institut
für Politikwissenschaft

2014

Anna-Carolina Haensch

**Die Effekte von
Koalitionspräferenzen und -
erwartungen auf
Wahlentscheidungen
in Verhältniswahlssystemen.
Eine Literaturdiskussion**

Bachelorarbeit bei
Prof. Dr. Paul W. Thurner
SoSe 2014

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Die Effekte von Koalitionspräferenzen und -erwartungen auf Wahlentscheidungen	4
2.1	Bildung von Koalitionspräferenzen und -erwartungen	4
2.2	Modelle koalitionsorientierter Wahlentscheidungen	7
2.2.1	Das Rational-Choice-Modell von Linhart (2007)	7
2.2.2	Empirische Studien zum Modell von Linhart (2007)	11
2.2.3	Weitere Rational-Choice-Modelle	13
2.2.3.1	Das Modell von Duch und Armstrong (2010)	13
2.2.3.2	Das Modell von Kedar (2005)	15
2.2.4	Fazit	16
2.3	Situationsabhängige Effekte von Koalitionspräferenzen und -erwartungen	17
2.3.1	<i>Duvergian Coalition Voting/Portfolio Voting</i>	17
2.3.1.1	Theoretisches Argument und Hypothesen	17
2.3.1.2	Empirische Ergebnisse	19
2.3.1.3	Fazit	23
2.3.2	<i>Composition Voting</i>	24
2.3.2.1	Theoretisches Argument und Hypothese	24
2.3.2.2	Empirische Ergebnisse	25
2.3.2.3	Fazit	27
2.3.3	<i>Threshold Insurance Voting</i>	28
2.3.3.1	Theoretisches Argument und Hypothese	28
2.3.3.2	Empirische Ergebnisse	28
2.3.3.3	Fazit	32
2.4	Erklärende Faktoren für die Rationalität der Wahlentscheidung	32
3	Schlussbetrachtung	35

1 Einleitung

Welche Rolle spielen Koalitionserwartungen und -präferenzen bei der Wahlentscheidung? Diese Frage findet in den letzten 15 Jahren v. a. in der deutschen, österreichischen, niederländischen, israelischen und neuseeländischen Wahlforschung immer mehr Aufmerksamkeit. In jenen und anderen Staaten mit Verhältniswahlrecht können nicht alle Wahlentscheidungen mit Parteipräferenzen erklärt werden. [Hobolt und Karp \(2010, S. 302\)](#) zeigen bei einem Vergleich von 25 Wahlen in 25 Staaten mit Verhältniswahlrecht, dass im Durchschnitt 15 Prozent der Wähler nicht für die von ihnen am meisten präferierte Partei gestimmt haben. Aus welchen Gründen sich diese Wähler gegen eine Stimmabgabe für ihre bevorzugte Partei entscheiden und welche Rolle dabei Koalitionspräferenzen und -erwartungen spielen, ist die Forschungsfrage, der sich eine große Zahl an neueren politikwissenschaftlichen Beiträgen widmet.

Darüber hinaus lenkten einige aktuelle Entwicklungen das Interesse der Forschung auf Koalitionen. Neuseeland wechselte 1996 von einem Mehrheitswahlrecht zu einem personalisierten Verhältniswahlrecht. Aus den Wahlen seit 1996 gingen Koalitionsregierungen und Minderheitsregierungen, die lockere Bündnisse mit kleineren Parteien schlossen, hervor ([Lundberg, 2013, S. 619](#)). In Deutschland wurden im Vorfeld der Bundestagswahl 2009 bis dahin nicht denkbare neue Koalitionsoptionen wie eine Jamaikakoalition oder eine Koalition unter Einbeziehung der Linken diskutiert ([Bytzek, 2013, S. 393](#)).

Warum beeinflussen nun diese veränderten Bedingungen Wähler bei ihrer Stimmabgabe? Die meisten Autoren verweisen darauf, dass in einem Mehrparteiensystem mit Koalitionsregierungen ein rationaler, am *Policy output* sich orientierender Wähler bei der Stimmabgabe beachten muss, dass er mit seiner Stimme nicht nur eine Partei unterstützt, sondern auch das politische Programm der Koalitionen, an denen sich die Partei möglicherweise beteiligen wird ([Bytzek, 2013, S. 232](#)).

Dieses Argument ist wesentlich älter als die in den letzten Jahren veröffentlichten Studien zu den Effekten von Koalitionspräferenzen und -erwartungen. Schon Downs führt in seinem Hauptwerk „Ökonomische Theorie der Demokratie“ (1968, dt. Übers.) aus, dass ein Wähler, um rational wählen zu können, Folgendes kennen muss:

„1. Welche Koalitionen eine Partei unter verschiedenen Kombinationen von Um-

ständen einzugehen bereit ist;

2. Die geschätzten Wahrscheinlichkeits-Verteilungen, aus denen die jeweilige Wahrscheinlichkeit hervorgeht, mit der eine Partei in die einzelnen ihr offenstehenden Koalitionen tatsächlich eintritt. Diese Wahrscheinlichkeiten schätzen, heißt vorauszusagen, wie alle anderen Wähler stimmen werden; [...].

3. Welche politischen Kompromisse jede Partei in jeder möglichen Koalition vermutlich schließen wird, d. h. welche Politik jede Koalition nach ihrer Bildung wohl treiben wird“ (Downs, 1968, S. 143).

Unter Umständen bedeutet dies, dass es für einen Wähler nicht rational ist, die Partei zu wählen, die ihm im politischen Raum am nächsten ist (*ehrliche* Stimmabgabe), sondern es rational ist, eine *strategische* Stimme abzugeben. Eine strategische Stimme wird hier definiert als eine Stimme für eine andere als die am meisten präferierte Partei mit dem Ziel, das Wahlergebnis bestmöglich zu beeinflussen (Meffert und Gschwend, 2009, S. 107). Downs verweist aber im gleichen Kapitel darauf, dass die Einbeziehung von Koalitionspräferenzen und -erwartungen in die Wahlentscheidung schwierig ist, da die Zahl der theoretisch möglichen Koalitionen mit der Zahl der Parteien im Parteiensystem exponentiell wächst. Er geht deshalb davon aus, dass diese Aufgabe für einen Großteil der Wähler zu komplex ist und dass diese Wähler die Wahlen als Ausdruck von Parteipräferenzen betrachten und nicht als Verfahren, mit dem die Regierung bestimmt wird (Downs, 1968, S. 149). Diese Wähler sind *expressive* Wähler (Aldrich et al., 2004, S. 181), Hobolt und Karp (2010, S. 302) sprechen auch von einer Rationalität des *Seat maximizing*. *Instrumentelle* Wähler nehmen dagegen den erwarteten *Policy output* und den Nutzen, den sie daraus ziehen werden, in ihre Überlegungen, welcher Partei sie ihre Stimme geben sollen, mit auf (Hobolt und Karp, 2010, S. 302).

Gegen die „pessimistische“ Einschätzung des Wählerverhaltens von Downs (Blais et al. (2006)) regt sich aber in den letzten fünfzehn Jahren Widerspruch. Eine ganze Reihe von Beiträgen zu situationsabhängigen Effekten von Koalitionspräferenzen und -erwartungen ist erschienen, außerdem wurden mehrere formale Modelle zu koalitionsorientierten Wahlentscheidungen entwickelt. Diese Arbeit leistet eine Zusammenfassung und Diskussion des bisherigen Forschungsstandes. Die Beiträge werden kategorisiert, Stärken und Schwächen der verschiedenen Ansätze hervorgehoben und Forschungslücken aufgezeigt.

Dabei wird zunächst die Diskussion um die Frage, ob die Bildung von Koalitionspräferenzen und -erwartungen die Wähler überfordert, zusammengefasst. Daran anschließend erfolgt die Diskussion des zum jetzigen Zeitpunkt ausgereiftesten formalen Modells von Linhart (2007, 2009) und der Unterschiede zu den Modellen von Duch et al. (2010) und Kedar (2005). Auf dieser Basis wird die umfangreiche Literatur zu situationsabhängigen Effekten von Ko-

alitionspräferenzen und -erwartungen immer unter Rückbezug auf das linhartsche Modell vorgestellt.¹ Diese Literatur kann man nochmals nach den untersuchten Effekten und strategischen Kalkulationen unterscheiden. Strategische Stimmabgaben können einen Einfluss darauf haben, (1) wie hoch der relative Einfluss von Parteien innerhalb bestimmter Koalitionen ist, (2) welche Parteien stark genug sind, um eine Koalition bilden zu können und (3) ob eine Partei überhaupt eine Sperrklausel überschreitet und somit eine bestimmte Koalition gebildet werden kann. Abschließend wird noch einmal genauer betrachtet, wann welche Wähler fähig sind, die zuvor erläuterten strategischen Überlegungen durchzuführen.

¹Besonders hervorzuheben ist eine Sonderausgabe des Journals *Electoral Studies* zum Thema „Voters and Coalition Governments“ (2010), aus der mehrere Beiträge in dieser Arbeit diskutiert werden. Neben dem Thema „Effekte von Koalitionspräferenzen und -erwartungen auf Wahlentscheidungen in Verhältniswahlsystemen“ wurden in dieser Sonderausgabe noch weitere Themen diskutiert (siehe den einführenden Artikel von [Hobolt und Karp \(2010\)](#)).

2 Die Effekte von Koalitionspräferenzen und -erwartungen auf Wahlentscheidungen

2.1 Bildung von Koalitionspräferenzen und -erwartungen

Bevor die Auswirkungen von Koalitionspräferenzen und -erwartungen genauer untersucht werden können, muss man sich intensiver mit der Bildung von Koalitionspräferenzen und -erwartungen auseinandersetzen. Insbesondere muss geprüft werden, ob die Bildung von Koalitionspräferenzen und -erwartungen die Wähler - wie Downs vermutet - überfordert.

Zunächst stellt sich die Frage, zwischen wie vielen Koalitionen die Wähler abwägen müssen, wie groß also die Aufgabe der Herausbildung von Koalitionserwartungen und -präferenzen ist. Die Zahl der theoretisch möglichen Regierungen wächst exponentiell mit der Zahl der Parteien in einem politischen System ($2^n - 1$). Da es in den meisten Demokratien mit Verhältniswahlrecht mehr als zwei Parteien im Parlament gibt, ist die Zahl der theoretisch möglichen Regierungen recht hoch.¹ Bytzek (2013) weist aber darauf hin, dass Wähler dank ihrer Erfahrung aus früheren Wahlen und auf Grund von Umfragen und Koalitionssignalen wissen, welche Koalitionen nicht nur theoretische Möglichkeiten sind. Zwischen wie vielen Koalitionen müssen dann die Wähler abwägen? Armstrong und Duch (2010) können zeigen, dass in den meisten Demokratien die Koalitionsbildung relativ stabil ist. Sie untersuchen die effektive Zahl der Koalitionen in den OECD-Staaten und den neuen Demokratien in Osteuropa und benutzen dazu ein Maß von Laasko und Taagepara (1979).² In der Mehrheit der Länder gibt es vier oder weniger effektive Koalitionen (siehe Abbildung 3), also weit weniger als beispielsweise die Anzahl der theoretisch möglichen Koalitionen in einem Vierparteiensystem. Zudem wird in 40% der Fälle die Koalition wiedergewählt, in 60% der Fälle ist die Partei, die vorher den Regierungschef gestellt hat, wieder in der Regierung vertreten (Armstrong und

¹Bei drei Parteien unter Berücksichtigung von Minderheitsregierungen sieben mögliche Regierungen, bei vier Parteien 15, bei fünf Parteien 31.

²Bei diesem Maß ermittelt man die effektive Zahl der Koalitionen folgendermaßen: Zunächst berechnet man, wie viele Monate eine Koalition im Vergleich zum gesamten Zeitraum an der Macht war, quadriert diese Zahl und summiert alle Koalitionen. Man teilt eins durch diese Zahl und hat das Maß nach Laasko und Taagepara (1979).

Duch, 2010, S. 312). Zwischen den drei oder vier realistisch möglichen Koalitionen abzuwägen, ist für Wähler weit weniger komplex als zwischen einer größeren Zahl von theoretisch möglichen Koalitionen.

Wie wägen die Wähler nun die Wahrscheinlichkeiten verschiedener Koalitionen ab? Umstritten ist, wie gut Wähler ihre Erwartungen an exogene Informationen wie Wahlumfragen anpassen können (vgl. Lewis-Beck und Skalaban (1989), Irwin und Holsteyn (2002), Blais et al. (2006), Faas und Schmitt-Beck (2007)). Als gut gesichert gilt dagegen der Effekt des *Wishful thinking* bei der Einschätzung der Wahlchancen verschiedener Parteien und Koalitionen (z. B. Abramson et al. (1992), Babad (1997), Schoen (1999)). Die Chancen bevorzugter Parteien und Kandidaten werden dabei systematisch überschätzt.

Huber et al. (2009) beschäftigen sich in einem Beitrag explizit mit den Erwartungen zu den Chancen von einzelnen Koalitionen. Sie prüfen, ob man hier auch einen *Wishful thinking*-Effekt feststellen kann und welche Rolle Koalitionspräferenzen dabei spielen. Sie testen dies anhand von Daten zu Wahlen in Österreich und Deutschland.³ Huber et al. (2009, S. 573) können zeigen, dass Wähler mit der Präferenz für eine bestimmte Koalition die Chancen dieser Koalition höher als andere Wähler mit einer anderen oder keiner Präferenz einschätzen. Dieser Effekt bleibt unter der Kontrolle von Parteipräferenzen signifikant. Für Befragte mit hoher Bildung und hohem politischen Wissen ist dieser Effekt jedoch geringer (siehe Tabelle 1). Auch Meffert et al. (2011, S. 810) können zeigen, dass Wähler mit hohem politischem Interesse und Wissen bessere Vorhersagen über den Wahlausgang und die daraus resultierende Regierung treffen (siehe Tabelle 2).

Meffert und Gschwend (2011) befassen sich ebenfalls mit der Perzeption und Verarbeitung von Wahlumfragen, aber auch von Koalitionssignalen anhand eines im rheinland-pfälzischen und baden-württembergischen Landtagswahlkampf 2006 eingebetteten Experiments. Sie manipulierten im Experiment die Umfragewerte für kleinere Parteien und die Koalitionssignale der größeren Parteien. Dabei passten die Probanden ihre Erwartungen durchaus an die Wahlumfragen an, ein *Wishful thinking*-Effekt ist jedoch immer noch zu beobachten (Meffert und Gschwend, 2011, S. 653).⁴ Koalitionssignale wurden dagegen vor allem dann wahrgenommen, wenn diese von einer Partei gesendet wurde, die stark präferiert wurde. Befragte mit einer starken Parteiidentifikation nahmen diese Signale zudem häufiger wahr. Probanden mit hohem politischen Wissen nahmen Koalitionssignale nicht häufiger wahr als andere Wähler (Meffert und Gschwend, 2011, S. 663).

³Für Österreich eine Vorwahlbefragung zur Nationalratswahl 2006. Für Deutschland die Studie „Kampagnendynamik 2005“ von Schmitt-Beck und Faas.

⁴Zwischen 1.7 und 2.9 Prozent addierten die Probanden auf den Wert in den Umfragen für die am meisten präferierte der kleinen Parteien FDP, Grüne oder WASG/Linke (Meffert und Gschwend, 2011, S. 653).

Zusammenfassend kann man feststellen, dass auch bei der Einschätzung der Chancen von Koalitionen *Wishful thinking*-Effekte zu erwarten sind und Koalitionssignale vor allem dann wahrgenommen werden, wenn sie von einer hoch bewerteten Partei gesendet werden.

Wie die Bildung von Koalitionserwartungen ist die Bildung von Koalitionspräferenzen erst wenig erforscht. Bytzek (2013, S. 233) untersucht die Bildung von Koalitionspräferenzen und identifiziert verschiedene Faktoren, die möglicherweise Koalitionspräferenzen beeinflussen. Sie vermutet, dass die Distanz zur Kompromissposition einer Koalition einen Einfluss auf die Koalitionspräferenzen hat. Während Parteipositionen aus Wahlprogrammen abgeleitet werden können, müssen Koalitionspositionen geschätzt werden (Bytzek, 2013, S. 235). Downs (1957) vermutet, dass dies die Wähler überfordert, aber laut Bytzek (2013, S. 233) tritt Überforderung nur bei der Einschätzung von Koalitionspositionen zu einzelnen spezifischen Issues ein, bei der Einschätzung des generellen politischen Profils der Koalitionen ist das laut der Autorin nicht der Fall. Sie untersucht die Einstufung von Koalitionen durch Befragte im Rahmen der German Longitudinal Election Study (ZA 5337) und kann zeigen, dass die Positionierungen durch die Befragten sinnvoll sind (siehe Abbildung 4). Beispielsweise stuften die Befragten eine Rot-Grüne Koalition zwischen Grüne und SPD auf der Links-Rechts-Achse ein und zwar etwas näher zur SPD als zu den Grünen hin ein.

Als weiteren wichtigen Faktor, der Koalitionspräferenzen beeinflusst, identifiziert Bytzek (2013, S. 235) die Wahrnehmung der Problemlösungskompetenz einer Koalition. Diese folgt nicht automatisch aus der Bewertung der Problemlösungskompetenz von Parteien, da man zwei oder mehr Parteien als einzelne jeweils für gut geeignet halten kann, Probleme zu lösen, aber gleichzeitig der Meinung ist, dass sie sich in einer Koalition gegenseitig blockieren (würden).

Da empirisch bereits gezeigt wurde, dass die Beliebtheit von Koalitionen u. A. von der Anzahl der beteiligten Parteien und der Tatsache, dass sie über politische Lager hinweg gebildet wurden, beeinflusst wird (Bytzek und Huber, 2010), kontrolliert Bytzek (2013, S. 236) in ihrer Analyse auch auf den Einfluss dieser Variablen.

Sie schätzt zwei lineare Regressionen, eine für alle Koalitionspräferenzen und eine für die Präferenz der Schwarz-Gelben Koalition, die damals an der Regierung war (siehe Tabelle 4 und Tabelle 5). Sie kann zeigen, dass bei beiden Modellen die ideologische Distanz zur Koalition unter Kontrolle von Parteipräferenzen einen negativen Effekt auf die Koalitionsbewertung hat. Außerdem steigt mit einer positiven Beurteilung der Problemlösungskompetenz der Koalition auch die Bewertung der Koalition. Bytzek Analyse zeigt also zwei wichtige Faktoren auf, von der die Präferenz für eine Koalition abhängt.

Insgesamt sprechen viele Argumente dafür, dass die Bildung von Koalitionserwartungen und -präferenzen nicht so komplex ist, wie es Downs vermutet und Wähler fähig sind, sie auszubilden.

2.2 Modelle koalitionsorientierter Wahlentscheidungen

Wenngleich es also Hinweise darauf gibt, dass die Bildung von Koalitionspräferenzen und Koalitionserwartungen die Wähler nicht notwendigerweise überfordert, ist damit noch nicht bewiesen, dass Koalitionspräferenzen und -erwartungen einen Einfluss auf die Wahlentscheidung haben. Auch fehlen damit noch Modelle koalitionsgerichteter Wahlentscheidungen. Drei solcher Modelle koalitionsorientierter Wahlentscheidungen sind in den letzten Jahren entwickelt worden, eines von [Linhart \(2007\)](#), eines von [Duch et al. \(2010\)](#) und ein letztes von [Kedar \(2005\)](#). Alle drei sind dem Rational-Choice-Ansatz zuzuordnen. Das Modell von Linhart ist jedoch das deutlich ausgereifteste, vollständigste und es wurde auch empirisch überprüft. Die Modelle werden im Folgenden nacheinander vorgestellt.

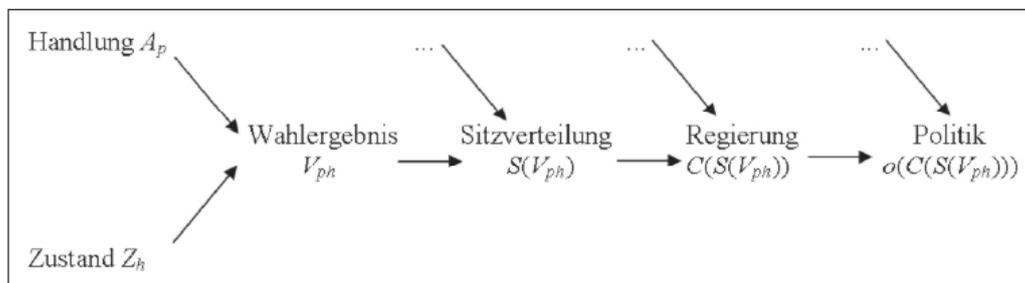
2.2.1 Das Rational-Choice-Modell von Linhart (2007)

Linharts Modell beruht auf der Theorie des rationalen Wählens von [Downs \(1957\)](#), aber es antizipiert zugleich den Koalitionsbildungsprozess und den legislativen Prozess.

[Linhart \(2007\)](#) greift zur Modellierung des rationalen Kalküls auf das Entscheidungsmodell nach [Austen-Smith und Banks \(1988\)](#) zurück. Auf jeder Stufe haben die Akteure (Parteien oder Wähler) Entscheidungsalternativen, die in der Interaktion mit anderen Akteuren bzw. äußeren Umständen (z. B. Umrechnung von Stimmen in Sitze) bestimmte Ergebnisse zur Folge haben. Damit die Akteure im Bezug auf das Endergebnis die optimale Strategie wählen können, müssen die Akteure bei ihrer Entscheidung die Spiele der darauf folgenden Stufen per Rückwärtsinduktion antizipieren. Das bedeutet, dass ein Wähler bei seiner Wahlentscheidung kalkulieren muss, wie sich seine Stimmabgabe zugunsten einer bestimmten Partei auf die Sitzverteilung im Parlament auswirkt, wie sich eine möglicherweise veränderte Sitzverteilung auf den Prozess der Regierungsbildung auswirkt und was letztendlich die Politikergebnisse der daraus resultierenden (Koalitions-)Regierung sein werden und wie er sie bewertet ([Linhart, 2007](#), S. 466). Die Entscheidungslogik wird in [Abbildung 1](#) visualisiert. [Linhart \(2007, S. 471\)](#) nimmt dabei an, dass Wähler sich an Wahlumfragen und Koalitionssignalen in den Medien orientieren, um Erwartungen darüber bilden zu können, wie sich ihre Wahlentscheidungen auswirken werden. Während in Mehrheitswahlssystemen mit Zweiparteiensystemen solche Kalkulationen noch recht einfach zu bewältigen sind, sind diese in Ver-

hältniswahlsystemen komplexer.

Abbildung 1: Entscheidungslogik von der Handlung bis zum Handlungsergebnis



Quelle: Linhart, Eric, 2007: Rationales Wählen als Reaktion auf Koalitionssignale am Beispiel der Bundestagswahl 2005. In: Politische Vierteljahresschrift 48, S. 466.

Grundlage der Bewertung der Handlungsalternativen sind die betriebenen Politiken $o(C)$ der verschiedenen Regierungen $C \in \mathcal{P}(P)$. Linhart (2007, S. 467) trifft die Annahme, dass eine Regierungskoalition die mittlere Politik der in ihr vertretenen Parteien betreibt.⁵ Vom Wähler müssen die Wahrscheinlichkeiten verschiedener Koalitionen bei gegebenem Wahlergebnis V und der daraus resultierenden Sitzverteilung S beachtet werden:

$$\pi(V) = \pi(S) = (\pi_S(C))_{C \in \mathcal{P}(P)} .$$

Der Erwartungsnutzen eines Wahlergebnisses V für einen Wähler i hängt wiederum von der Wahrscheinlichkeit und der Bewertung der verschiedenen Koalitionen C bei einem gegebenem Wahlergebnis V ab:

$$Eu_i(V) = \sum_{C \in \mathcal{P}(P)} \pi_{S(V)}(C) u_i(C) .$$

Linhart (2007) geht davon aus, dass zur Berechnung der Wahrscheinlichkeit einer Koalition zwei Faktoren herangezogen werden: das erwartete Wahlergebnis und die Koalitionsaussagen der Parteien. Er schlägt folgende Kategorisierung von Koalitionssignalen vor (Linhart,

⁵Während Linhart (2007) in dem Artikel, in dem er sein Modell entwickelt, vom ungewichteten Mittelwert ausgeht, geht er bei der Überprüfung des Modells mittels eines Feldexperiments und einer Studie anhand von Daten zur Bundestagswahl 2009 vom gewichteten Mittelwert aus Linhart und Huber (2009); Bytzek (2013). Linhart (2007, S. 467) räumt ein, dass möglicherweise andere anspruchsvollere Annahmen (z. B. auch die Paretomenge) angemessener sind.

2007, S. 471):

- i Einigkeit (Zustimmung)
- ii Konflikt (Zustimmung)
- iii Konflikt (Ablehnung)
- iv Einigkeit (Ablehnung)
- v Nichtbeachtung.

In Kategorie i werden Parteienpaare (A,B) eingeteilt, bei denen die Partei A geschlossen die Koalition befürwortet. In Kategorie ii und iii fallen Koalitionen, in denen die Koalition innerhalb der Partei A umstritten ist. Ist die Gruppe innerhalb der Partei A, die kritisch zu der Koalition steht, die bedeutendere, fällt sie in die Kategorie iii, andernfalls in die Kategorie ii. Wenn die Partei A die Koalition kategorisch ablehnt, fällt das Parteienpaar in die Kategorie iv. Wird eine Koalition überhaupt nicht diskutiert, weil sie so abwegig erscheint, fällt sie in die Kategorie v. Den Kategorien i-v werden im Folgenden die Indexpunkte vier bis null zugeordnet (Linhart, 2007, S. 472). Dabei trifft Linhart (2007, S. 474) zwei weitere Annahmen:

1. Der Index einer Koalition ist das Minimum der vorkommenden Werte der binären Tupel der Parteien, die Teil der betreffenden Koalition sind. Linhart (2007) begründet dies damit, dass keine Partei in eine Koalition gezwungen werden kann.
2. Die Wahrscheinlichkeiten aller Koalitionen, die keine minimalen Gewinnkoalitionen sind, werden auf null gesetzt.

Jeder möglichen Koalition wird demzufolge ein Wert zwischen 0 und 4 zugeordnet. Anschließend erfolgt eine Normierung:

$$\pi_{S(V)}(C) = \pi_{S(V)}^*(C) / \sum_{C' \in \mathcal{P}(P)} \pi_{S(V)}^*(C') .$$

Die zweite Komponente ist die Erwartung über ein Wahlergebnis. Neben den Wahlprognosen erfährt der Wähler auch, mit welcher Unsicherheit die entsprechenden Prognosen getroffen werden. Linhart (2007, S. 477) bezeichnet $V^* = (V_p^*)_{p \in P}$ als Erwartung über ein Wahlergebnis und mit $\Phi = (\Phi_p)_{p \in P}$ die Unsicherheit über dieses Wahlergebnis. Damit nimmt ein Wähler an, dass sich das Wahlergebnis im Ergebnisraum

$$E = E_0 = x_{p \in P} [V_p^* - \phi_p, V_p^* + \phi_p]$$

befinden wird (Linhart, 2007, S. 477). Alle möglichen Wahlergebnisse werden als gleich wahrscheinlich angenommen, ergo ist die Wahrscheinlichkeit für ein Wahlergebnis:

$$q_E(V) = \begin{cases} 1 / \left(\prod_{p \in P} 2\varphi_P + 1 \right) & \text{für } V \in E \\ 0 & \text{für } V \notin E \end{cases} .$$

Darauf aufbauend kann er den einzelnen Handlungsalternativen Erwartungsnutzenwerte zuordnen (Linhart, 2007, S. 478):

$$Eu_i(E) = \sum_{V \in E} q_E(V) Eu_i(V) .$$

Gemäß der Logik des rationalen Kalküls nach Riker und Ordeshook (1968) wählt der rationale Wähler dann die Alternative mit dem höchsten Erwartungsnutzen:

$$\begin{aligned} & \max\{Eu_i(A_0), Eu_i(A_1), \dots, Eu_i(A_p), \dots, Eu_i(A_{|P|})\} \\ & = \max\{Eu_i(E_0), Eu_i(E_1) - c, \dots, Eu_i(E_p) - c, \dots, Eu_i(E_{|P|}) - c\}. \end{aligned}$$

Linhart (2007) nimmt in sein Modell also sowohl Koalitionspräferenzen als auch Koalitions-erwartungen auf.

Linharts Annahme, dass Koalitionspräferenzen von der ideologischen Distanz zur Position der Koalition abhängen, wurde von Bytzek (2013) bestätigt. Die Problemlösungskompetenz, die ebenfalls Koalitionspräferenzen beeinflusst, hat Linhart (2007) allerdings nicht mit aufgenommen. Linhart (2007) geht zudem davon aus, dass die Position der Koalition dem ungewichteten Mittel der Positionen der beteiligten Parteien entspricht, was nicht mit den empirischen Ergebnissen von Bytzek (2013) zusammenpasst, diese Annahme lässt sich aber ohne Weiteres modifizieren. So benutzt Linhart selbst bei der empirischen Überprüfung des Modells das gewichtete Mittel (Linhart und Huber (2009), Bytzek et al. (2011)).

Die Annahme, dass Wähler bei der Kalkulation von Koalitions-erwartungen auf Wahlumfragen und Koalitionssignalen zurückgreifen, erscheint angesichts der bisherigen Forschung adäquat. Als Problem könnte sich erweisen, dass *Wishful thinking*-Effekte damit nicht abgebildet werden.

Linharts Modell ist auf Verhältniswahlssysteme anwendbar, sofern Regierungen stets minimale Gewinnkoalitionen sind. Änderungen am Modell sind aber bei der Modellierung von (Koalitions-)Regierungen, die mit Hilfe einer Minderheit oder einer übergroßen Mehrheit regieren, erforderlich. Bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten von Koalitionen (geg.

einem bestimmten Wahlergebnis), können nicht mehr automatisch alle nicht-minimale Gewinnkoalitionen ausgeschlossen werden. Durch das Fallenlassen dieser Regel lassen sich aber solche Wahlen ebenfalls modellieren.

Das Modell von Linhart (2007) lässt sich gut anpassen, berücksichtigt sowohl Koalitionspräferenzen als auch -erwartungen und es hat ein solides theoretisches Fundament. Welchen Beitrag es zur Erklärung von Wahlentscheidungen leisten kann, wird in zwei weiteren Beiträgen (Linhart und Huber (2009) und Bytzek et al. (2011)) untersucht.

2.2.2 Empirische Studien zum Modell von Linhart (2007)

Linhart hat sein Modell zusammen mit anderen Wissenschaftlern in zwei Studien getestet, einmal mit Hilfe eines Feldexperiments in Deutschland 2007 und einmal anhand von Daten zur Bundestagswahl 2009.

Das Feldexperiment hat er zusammen mit Sascha Huber an insgesamt 1234 in Deutschland wahlberechtigten Personen durchgeführt. Sie haben sich bemüht, kein rein studentisches Sample zu rekrutieren, sondern Befragte mit unterschiedlichen Bildungsabschlüssen für die Studie zu gewinnen (Linhart und Huber, 2009, S. 143).⁶

Linhart und Huber (2009) variierten als zentrale Variable den Kontext für eine hypothetische Wahlentscheidung. Die Befragten wurden jeweils mit einem von fünf verschiedenen Koalitionsszenarien für die Wahl konfrontiert. Die Szenarien bestanden aus zwei Komponenten: erstens aus einer simulierten Wahlumfrage, um über die Stärken der Parteien zu informieren und zweitens aus Koalitionssignalen der Parteien. Die ersten vier Versuchsbedingungen unterscheiden sich in den Koalitionssignalen der Parteien, im fünften Szenario wurden die Koalitionssignale des ersten Szenarios verwendet, aber die Wahlumfrage verändert.

In allen Szenarios streben Union und FPD sowie SPD und Grüne eine gemeinsame Koalition an. Unterschiede gibt es bei der Frage, welche Bündnisse von Seiten der Parteien präferiert werden, falls weder die Schwarz-Gelbe noch die Rot-Grüne Koalition eine Mehrheit erreicht. Dabei werden entweder die Große Koalition, die Ampel-Koalition, die Jamaika-Koalition oder die Linkskoalition vorgezogen. In jedem Fragebogen wurde exakt eines der Szenarien beschrieben und die Befragten wurden gebeten, sich vorzustellen, dass dieses Szenario die Bundestagswahl 2009 darstellen würde und sie sollten beantworten, welche Partei sie unter diesen Bedingungen wählen würden. Außerdem sollten sie Fragen dazu beantworten, wo sie die Union, die SPD, die Grünen, die FDP, die Linke und sich selbst auf der Links-Rechts-Skala einordnen (Linhart und Huber, 2009, S. 143f.).

⁶22% verfügen über die mittlere Reife oder einen geringeren Abschluss, 20% über eine abgeschlossene Lehre, 31 % haben Abitur und 27% einen Hochschulabschluss. Die Rekrutierung fand am Flughafen Frankfurt statt.

Mit Hilfe des Experiments kann nun leicht überprüft werden, wie gut das Modell die Wahlentscheidungen vorhersagt. Man kann davon ausgehen, dass alle Versuchspersonen über den gleichen Kenntnisstand verfügten. Mit Hilfe der Koalitionsszenarien, der Angaben der Probanden über die Positionierung der Parteien und ihre eigene Position auf der Links-Rechts-Achse lässt sich das rationale Kalkül für jeden Wähler ausrechnen. [Linhart und Huber \(2009, S. 148\)](#) stellen in einer Kreuztabelle rationale/nicht rationale und ehrliche/nicht ehrliche Wähler gegenüber (siehe Tabelle 6). Den größten Anteil hat die Gruppe, die rational und gleichzeitig ehrlich gewählt hat (31%). 28% haben ehrlich, aber nicht rational gewählt und 12% haben rational und gleichzeitig nicht ehrlich gewählt. Ein weiterer großer Teil (29%) hat weder rational noch ehrlich gewählt.

Wichtiger als dieses Ergebnis halten [Linhart und Huber \(2009\)](#) jedoch die Frage, ob das rationale Kalkül einen Beitrag zur Erklärung von Wahlentscheidungen leisten kann. Dazu schätzen sie logistische Regressionen der Wahlabsicht für die CDU/CSU, die SPD, die FDP und die Grünen. Neben dem rationalen Kalkül als unabhängige Variable nehmen sie auch die ideologische Distanz zu der Partei auf, ebenso wie Dummies für die verschiedenen Koalitionsbedingungen (siehe Tabelle 7). Für die Wahl der CDU/CSU und SPD sind die Ergebnisse signifikant positiv, bei der Wahlabsicht für die FDP ist der Effekt positiv, aber nicht signifikant. Bei den Grünen lässt sich kein Effekt finden. Das rationale Kalkül von [Linhart \(2007\)](#) kann also zumindest einen Beitrag zur Erklärung der Wahl der CDU/CSU und der SPD leisten.

Das Modell von [Linhart \(2007\)](#) wurde noch in einer weiteren Studie getestet. [Bytzek et al. \(2011\)](#) benutzen die Daten der Vorwahl-Querschnittsbefragung des GLES-Projektes zur Bundestagswahl 2009 (ZA5300, benutzte Version Pre1.2), um das von [Linhart \(2007\)](#) entwickelte Modell zu testen. Sie gehen nicht davon aus, dass Wähler tatsächlich die genauen Kalkulationen des Modells durchgeführt haben. Vielmehr nehmen sie an, dass „durch vereinfachte Entscheidungsregeln und Heuristiken so handeln, als ob sie nach dem komplizierten Kalkül entschieden hätten“ ([Bytzek et al., 2011, S. 407](#)). Sie berechnen zunächst für jeden der Befragten, welche Partei er nach Linharts Modell wählen sollte. 45% der Befragten haben nach rationalem Kalkül gewählt (14% rational *und* eine andere Partei als die präferierte). Dagegen haben 58% der Befragten die Partei gewählt, die sie am meisten präferierten (siehe Tabelle 9).

Sie überprüfen ebenfalls, ob die vorgestellten modellierten Koalitionsüberlegungen eine zusätzliche Erklärungskraft neben der einfachen Distanzwahl haben. [Linhart \(2007\)](#) vermutet, dass Wähler mit größerem politischen Wissen eher in der Lage sind, die Koalitionsüberlegungen durchzuführen und daher der Effekt für diese Gruppe stärker sein sollte. [Bytzek et al.](#)

(2011, S. 409) schätzen drei Modelle, bei der die abhängige Variable die Wahlabsicht für die jeweilige Partei darstellt. Das erste Modell nimmt als unabhängige Variable nur die Distanz des Befragten zur Partei auf der Links-Rechts-Achse sowie die Information, ob die Partei die meistpräferierte Partei ist, auf. Im zweiten Modell wird die unabhängige Variable „Rationale Wahl“ eingeführt, die angibt, ob es sich bei der Partei um diejenige handelt, die der Befragte laut dem Modell von Linhart (2007) wählen sollte. Im dritten Modell kontrollieren die Autoren zusätzlich, ob Befragte mit hohem politischen Wissen eher nach dem rationalen Kalkül wählen. Dabei zeigt sich, dass die unabhängige Variable „Rationale Wahl“ und der Interaktionsterm dieser Variablen mit hohem politischen Wissen signifikant positiv sind, also in die vorhergesagte Richtung weisen (siehe Tabelle 10). Die Autoren schlussfolgern, dass einige Befragte Koalitionssignale und die Wahlerwartung systematisch in ihr Entscheidungskalkül aufgenommen haben. Für Befragte mit hohem politischen Wissen gilt dies in besonderem Maße (Bytzek et al., 2011, S. 415). Diese Ergebnisse sind ermutigend, interessant wäre jedoch auch die Aufnahme weiterer Kontrollvariablen wie beispielsweise der Kandidatenorientierung gewesen.

Insgesamt lassen sich also durchaus Anzeichen finden, dass das rationale Kalkül, das Linhart (2007) vorschlägt, einen Beitrag zur Erklärung von Wahlentscheidungen leisten. Allerdings wird auch deutlich, dass andere Faktoren jenseits von *Policy output*-Kalkulationen nicht vernachlässigt werden können.

2.2.3 Weitere Rational-Choice-Modelle

2.2.3.1 Das Modell von Duch und Armstrong (2010)

Ein konkurrierendes Modell zu dem von Linhart (2007) stammt von Duch et al. (2010). Sie gehen nicht davon aus, dass Wähler sich bei der Wahlentscheidung ausschließlich am *Policy output* orientieren, sondern inkludieren eine expressive Komponente. Duch et al. (2010) nehmen also an, dass Wähler auch daran interessiert sind, dass ihre am meisten präferierte Partei möglichst stark im Parlament vertreten ist, selbst wenn die Partei wahrscheinlich nicht Teil der Regierung sein wird (*Seat maximizing*).

Duch et al. (2010, S. 699) gehen von Downs Überlegung aus, dass Wähler die Parteien wählen, die ihnen im politischen Raum am nächsten sind, formalisiert als

$$u_i(j) = U - (x_i - p_j)^2 .$$

x_i steht für die ideologische Position des Wählers i , p_j die ideologische Position der Partei j und U das Maximum von $(x_i - p_j)^2$, damit das Minimum von $u_i(j)$ bei null liegt.

Sie modifizieren diese erste Gleichung, in dem sie eine weitere Komponente hinzufügen, die eine mögliche *Policy output*-Orientierung des Wählers abbildet (Duch et al., 2010, S. 701):

$$U - \sum_{N_{c_j}}^{n=1} (x_i - Z_{c_{j_n}})^2 y_{c_{j_n}} .$$

c_j steht für das Set an allen möglichen Koalitionen, in denen eine Partei j einer der Koalitionspartner sein könnte. $y_{c_{j_n}}$ ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Partei j unter der Bedingung, dass die Partei j der Regierung angehört, mit einer bestimmten Kombination von Parteien oder alleine regiert. Es ist wichtig zu betonen, dass $y_{c_{j_n}}$ eine bedingte Wahrscheinlichkeit ist. Wenn der Wähler $y_{c_{j_n}}$ kalkuliert, stellt er sich die Frage „Wenn die Partei j Teil der Regierung sein wird, wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass sie mit einer bestimmten Kombination von Parteien (oder alleine) regieren wird?“ Der dritte Term ist $Z_{c_{j_n}}$, die Summe der durch die erwarteten Sitze gewichteten ideologischen Position aller Parteien in der Koalition c_{j_n} (Duch et al., 2010, S. 701).

Die modifizierte Gleichung lautet nun folgendermaßen:

$$u_i(j) = \lambda \left\{ \beta \left(U - \sum_{N_{c_j}}^{n=1} (x_i - Z_{c_{j_n}})^2 y_{c_{j_n}} \right) + (1 - \beta)[U - (x_i - P_j)^2] \right\} + \phi \mathbf{W}_i$$

Das Modell besteht nun aus drei Elementen. Der erste Teil in den geschweiften Klammern beinhaltet die koalitionsgerichteten Elemente, der zweite Teil die parteigerichteten Elemente. Diese beiden Teile werden mit β bzw. $(1 - \beta)$ gewichtet. Außerdem inkludieren die Autoren mit \mathbf{W}_i weitere non-policy Faktoren, die laut ihnen typischerweise in einer Nutzengleichung berücksichtigt werden.⁷

Im Vergleich mit dem linhartischen Modell fällt auf, dass sie in ihr Modell parteigerichtete, expressive Elemente übernehmen. Der Unterschied zwischen dem Modell von Linhart (2007) und dem von Duch et al. (2010) besteht also darin, dass der Wähler im letzteren Modell nicht einer strengen *Policy output*-Rationalität folgt, sondern berücksichtigt wird, dass möglicherweise der Wähler daneben auch einer *Seat maximizing*-Rationalität (Hobolt und Karp, 2010, S. 302) folgt.

Die koalitionsgerichteten Modelle sind allerdings ein Schwachpunkt des duchschen Modells. Der Wähler überlegt in diesem Modell nur, wie wahrscheinlich verschiedene Koalitionen sind, wenn eine bestimmte Partei in der Regierung vertreten ist. Die Wahrscheinlichkeit, dass die Partei in der Regierung sein wird, spielt in diesem Modell also *keine* Rolle, wie Duch

⁷ \mathbf{W}_i variiert per Individuum, aber nicht per Partei.

et al. (2010, S. 701) auch selbst erklären. Dies ist für einige Parteien wie die Union nicht problematisch, für bestimmte Parteien wie z. B. die Linke aber durchaus. Diese hatte bei der Bundestagswahl 2005 keine realistische Chance an der Regierung beteiligt zu werden, was solche Kalkulationen zwecklos macht.⁸ Das Modell von Linhart (2007) ist in dieser Hinsicht besser, weil es die Wahrscheinlichkeit, dass eine Partei Teil der Regierung sein wird, mit aufnimmt.

Duch et al. (2010) untersuchen anschließend an die Entwicklung des Modells, wie wichtig die koalitionsgerichteten Elemente im Vergleich zu den parteigerichteten Elementen sind. Dazu benutzen sie Daten von 86 Wahlumfragen aus 23 Ländern, die eine Periode von 25 Jahren abdecken. Bei 90% der Wahlen zeigt das Modell an, dass mind. 25% der Befragten koalitionsgerichtete Kalkulationen bei ihren Wahlentscheidungen miteinbeziehen, bei 70% sogar 50% (siehe Abbildung 5).

2.2.3.2 Das Modell von Kedar (2005)

Kedar (2005) skizziert ebenfalls ein rationales Kalkül, das dem von Duch et al. (2010) ähnlich ist. Sie nimmt ebenso wie Duch et al. (2010) an, dass Wähler nicht nur *Policy output* orientiert abstimmen, sondern auch ihre Meinung vertreten sehen wollen (*Seat maximizing*). Als Ausgangspunkt für ihr Modell nimmt sie wie Duch et al. (2010) Downs Modell des rationalen Wählens:

$$U_{ij} = -\beta_1(v_i - p_j)^2 .$$

v_i steht für die Position des Wählers, p_j für die Position der Partei und β_1 ist eine unbekannte Konstante.

Für die zweite Komponente, die *Policy output*-Komponente, trifft Kedar (2005, S. 188) die Annahme, dass Wähler ein in ihren Worten „naives“ Verständnis von Politik besitzen. Wähler schätzen den *policy outcome* P als gewichteten Mittelwert der politischen Positionen der im Parlament vertretenen Parteien p_j . Das Gewicht s_j der verschiedenen Parteien ergibt sich aus dem erwarteten Anteil der Sitze und einer möglichen Regierungsbeteiligung. Im Gegensatz zu Duch et al. (2010) und Linhart (2007) nimmt Kedar (2005) also an, dass auch die Opposition einen Einfluss auf die Formulierung des *Policy outputs* hat und die Wähler dies wahrnehmen. Kedar (2005, S. 192) gewichtet allerdings den Anteil der Sitze höher, wenn die Partei Teil der Regierung ist (Verhältnis 3:1). Sie erläutert nicht, ob sie die Sitze höher gewichtet, wenn die Partei *vor* oder wenn sie *nach* der Wahl an der Regierung war. In jedem

⁸Duch et al. (2010, S. 701) gehen davon aus, dass β je nach Wähler variiert, aber dann konstant für einen einzelnen Wähler ist und nicht noch einmal nach Partei variiert.

Fall ist diese Operationalisierung recht starr, sie geht davon aus, dass die Wähler fest an die Bildung einer bestimmten Koalition nach der Wahl glauben. Unsicherheiten der Wähler oder die Wahrscheinlichkeiten verschiedener Koalitionen werden anders als bei [Linhart \(2007\)](#) nicht berücksichtigt:

$$P = \sum_{j=1}^m s_j p_j .$$

Wenn eine Partei j nicht im Parlament vertreten ist, dann ist der *Policy output*:

$$P_{-p_j} = \left(\frac{1}{\sum_{k \neq j} s_k} \right) \sum_{k \neq j} s_k p_k .$$

Der Wähler stellt nun den Vergleich an, wie groß der Nutzen für ihn wäre, wenn die Partei im Parlament wäre und wie groß, wenn nicht:

$$U_{ij} = \beta_2((v_i - P_{-p_j})^2 - (v_i - P)^2) .$$

Damit ergibt sich insgesamt unter Berücksichtigung der beiden Komponenten und anderer Faktoren z_i das folgende Modell:

$$U_{ij} = \theta \left\{ -\beta (v_i - p_j)^2 - (1 - \beta) \left[(v_i - P)^2 - (v_i - P_{-p_j})^2 \right] \right\} + z_i \delta_j .$$

Auch hier wählt der Wähler i dann die Partei j , bei deren Wahl er den höchsten Nutzen erhält ([Kedar, 2005](#), S. 189).

[Kedar \(2005\)](#) testet ihr Modell anschließend anhand der vier Staaten Großbritannien, Kanada (beides Mehrheitswahlssysteme) und die Niederlande und Norwegen (beides Verhältniswahlssysteme). Sie erwartet, dass die instrumentelle Komponente in den Staaten mit Verhältniswahl wichtiger ist, da es dort häufiger Koalitionsregierungen gibt. Diese Hypothese kann sie jedoch nur für die Niederlande bestätigen, bei Norwegen sind die Unterschiede zu Großbritannien und Kanada nicht signifikant (siehe Tabelle 11 und Abbildung 6).

2.2.4 Fazit

Die empirischen Untersuchungen zu den drei Modellen geben alle starke Hinweise darauf, dass Wähler sich bei ihren Wahlentscheidungen auch am *Policy output* orientieren. Die drei Modelle unterscheiden sich in einigen Aspekten allerdings. [Duch et al. \(2010\)](#) und [Kedar \(2005\)](#) inkludieren expressive Komponenten der Wahlentscheidung in ihre Modelle. [Kedar](#)

(2005) geht zudem davon aus, dass auch die Opposition einen Einfluss auf den *Policy output* hat. Bei Duch et al. (2010) und Kedar (2005) gibt es kleinere Kritikpunkte, so ist das Modell von Duch et al. (2010) für Systeme, in denen es Parteien gibt, mit denen keine andere Partei koalieren will, nicht geeignet. Kedars Modell ist für Wähler, die sich unsicher sind, zu welcher Regierung es kommen wird, nicht geeignet. Das Modell von Linhart (2007) ist theoretisch am besten fundiert, er bezieht sich auf das Entscheidungsmodell von Austen-Smith und Banks (1988). Außerdem berücksichtigt er verschiedene Elemente, die die anderen beiden Autoren nicht mit aufnehmen, wie beispielsweise die Koalitionssignale oder die Unsicherheit, die bei einem Wähler über ein Wahlergebnis vorherrscht. Zur Kategorisierung von Koalitionssignalen hat er außerdem ein eigenes System entwickelt. Nachstehend wird auch noch gezeigt, dass das Modell von Linhart (2007) verschiedene, bereits wissenschaftlich untersuchte situationsabhängige Effekte von Koalitionspräferenzen und -erwartungen abbilden kann.

2.3 Situationsabhängige Effekte von Koalitionspräferenzen und -erwartungen

Neben den Studien, die das Modell koalitionsgerichteter Wahlentscheidungen von Linhart (2007) explizit überprüfen, ist in den letzten fünfzehn Jahren eine sehr umfangreiche Literatur zu situationsabhängigen Effekten von Koalitionserwartungen und -präferenzen entstanden. Diese Studien lassen sich in drei Kategorien unterteilen, die hier nacheinander vorgestellt werden: Erstens Arbeiten, die sich mit dem sogenannten *Duvergian Coalition Voting* bzw. *Portfolio Voting* befassen, die zweite Kategorie umfasst Studien, die das *Composition Voting* behandeln, und drittens Beiträge, die das *Threshold Insurance Voting* zum Thema haben. Die Artikel beziehen sich nicht auf das Modell von Linhart (2007), allerdings können mit Hilfe dieses Modells alle vorgestellten situationsabhängigen Effekte abgebildet werden. Im Folgenden soll dies am Anfang jedes Abschnittes exemplarisch gezeigt werden. Zurückgegriffen wird dabei u. A. auf die Beispiele, die Linhart und Huber (2009) in ihrem Artikel ausführen.

2.3.1 *Duvergian Coalition Voting/Portfolio Voting*

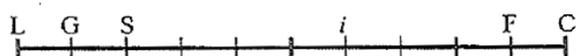
2.3.1.1 Theoretisches Argument und Hypothesen

Gemeinsam ist den im Folgenden vorgestellten Arbeiten zum *Duvergian Coalition Voting/Portfolio Voting* (Hobolt und Karp, 2010, S. 302) die Annahme, dass diese Wähler ihre meistpräferierte Partei „verlassen“, um eine andere Partei mit besseren Chancen der Regierungsbeteiligung zu wählen. Die Autoren legen aber unterschiedliche Schwerpunkte in ihrer Argu-

mentation. Einige Autoren gehen davon aus, dass die primäre Motivation für eine solche Entscheidung die Befürchtung ist, man würde seine Stimme „verschwenden“, wenn man sie der meistpräferierten Partei gibt, die geringe Chancen auf eine Regierungsbeteiligung hat. Dieses Argument weist Parallelen zum *Wasted-vote*-Argument von [Duverger \(1972\)](#) auf, Wähler würden keine Parteien wählen, von denen sie erwarten, dass sie nicht ins Parlament einziehen. Diese Autoren sprechen daher auch von *Duvergian Coalition Voting* ([Bargsted und Kedar \(2009\)](#)). Andere Autoren legen den Schwerpunkt ihrer Argumentation eher darauf, dass Wähler vor allem die Gewichte innerhalb der von ihnen erwarteten Regierung zu ihrer eigenen Position hin verschieben wollen, ergo das *Portfolio* einer Regierung verändern wollen, daher der Begriff *Portfolio Voting* ([McCuen und Morton \(2010\)](#), [Meffert und Gschwend \(2010\)](#)).

An einem Beispielprobanden aus [Linhart und Huber \(2009\)](#) kann man das Prinzip des *Duvergian Coalition/Portfolio Voting* gut erläutern.

Abbildung 2: Die Links-Rechts-Einschätzungen der Parteipositionen und der eigenen Position von einem ausgewählten Probanden



Quelle: Linhart, Eric/Huber, Sascha, 2009: Der rationale Wähler in Mehrparteiensystemen. Theorie und experimentelle Befunde. In: Henning, Christian/Linhart, Eric/Shikano, Susumu (Hrsg.): Parteienwettbewerb, Wahlverhalten und Koalitionsbildung. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft, S. 145.

Der Wähler, der der FDP am nächsten steht und von SPD und CDU/CSU gleich weit entfernt ist, sollte nach dem rationalen Kalkül von [Linhart \(2007\)](#) keineswegs immer die FDP wählen. Wenn eine Schwarz-Gelbe Koalition sehr unwahrscheinlich wäre und eine Große Koalition, bei der die Union die stärkere Kraft ist, eine sehr hohe Wahrscheinlichkeit aufweisen würde, wäre es für den Wähler rational, die SPD zu wählen. Eine solche Stimme würde nämlich den Schwerpunkt der Koalition näher zum Wähler rücken und damit seinen Erwartungsnutzen erhöhen.

Die meisten der hier vorgestellten Studien beschäftigen sich mit Wählern, die sich in dieser Situation befinden: sie halten eine bestimmte Koalition für sehr wahrscheinlich, ihre am meisten präferierte Partei/die im politischen Raum am nächsten liegende Partei wird aber nicht Teil dieser Koalition sein. Auch wenn die Autoren sich nicht auf [Linhart \(2007\)](#) beziehen, so ist doch die grundlegende Hypothese, die sie formulieren und die man ebenfalls aus

dem linhartischen Modell ableiten kann, dieselbe: Wähler geben in diesem Fall keine ehrliche Stimme ab, sondern wählen eine Partei aus der erwarteten Koalition.

2.3.1.2 Empirische Ergebnisse

Die Daten, die die Forscher zur Überprüfung dieser Hypothese heranziehen, stammen aus Querschnittsumfragen vor Wahlen in Israel, Neuseeland, den Niederlanden und Österreich. Neben einigen Studien, die die Hypothese bestätigen, gibt es auch einen Beitrag von [Riambau \(2013\)](#), der die vielzitierte Studie von [Bargsted und Kedar \(2009\)](#) mit anderen Operationalisierungen der Koalitionserwartungen repliziert und stark kritisiert. Da die Studie von [Bargsted und Kedar \(2009\)](#) eine der ersten war, die das *Portfolio Voting* untersuchen und dieser Beitrag als Grundlage für weitere Arbeiten dient, wird sie im Folgenden zusammen mit der Replikation von [Riambau \(2013\)](#) als erstes behandelt. Sie benutzen Daten zu Wahlen der israelischen Knesset, genauso wie [Aldrich et al. \(2004\)](#), deren Studie anschließend an die beiden anderen diskutiert wird. Außerdem werden Studien zu Wahlen in Neuseeland, den Niederlanden und Österreich zusammengefasst.

[Bargsted und Kedar \(2009\)](#) argumentieren, dass Wähler mit dem Glauben, ihre am meisten präferierte Partei werde nicht Teil der Regierungskoalition sein, diese Partei oft nicht wählen, um ihre Stimme nicht zu „verschwenden“. Stattdessen wählen sie die Partei in der vom Befragten als am wahrscheinlichsten eingeschätzten Koalitionsregierung, die im politischen Raum dem Wähler am nächsten steht ([Bargsted und Kedar, 2009, S. 209](#)).

Für die Überprüfung ihrer Hypothese greifen sie auf Daten zurück, die im Vorfeld der israelischen Knessetwahlen 2006 von Arian und Shamir erhoben wurden. Die sieben größten Parteien, die bei der Wahl antraten, waren (Reihenfolge nach der Einordnung der Befragten auf der Links-Rechts-Achse von links nach rechts): Meretz, die drei größten Parteien Labor, Kadima, Likud und die kleinen Parteien Israel Beitenu, Ichud-Leumi-Mafdal und Shas. Während Kadima in den Wahlumfragen führte, war es unsicher, welche Regierung sich nach der Wahl bilden würde. Eine Koalition der Nationalen Einheit wurde als eher unwahrscheinlich angesehen, aber es war unklar, ob sich eine Mitte-Links oder eine Mitte-Rechts-Koalition nach der Wahl bilden würde ([Bargsted und Kedar, 2009, S. 313](#)).

[Bargsted und Kedar \(2009\)](#) schätzen eine konditionale logistische Regression, mit deren Hilfe sie den Effekt von Koalitionserwartungen auf die Wahlentscheidung untersuchen (siehe Tabelle 12). Es lässt sich ein signifikanter Effekt der Koalitionserwartungen auf die Wahl der Parteien Labor und Likud in der erwarteten Richtung feststellen. Wenn linke und moderatlinke Wähler glaubten, dass eine Mitte-Rechts-Regierung aus Likud und Kadima nach der

Wahl an die Regierung gelangen würde, dann neigten sie dazu, ihre Stimme Kadima zu geben. Auch rechte und moderat-rechte Wähler, die glaubten, dass es eine Regierung aus Labor und Kadima geben würde, neigten dazu, der Partei Kadima, dem „kleineren Übel“ die Stimme zu geben (siehe Abbildung 7).

Bargsted und Kedar (2009) untersuchen zudem, welche Wähler besonders von Koalitionserwartungen beeinflusst werden. Die Hypothese, dass Wähler an den Extremen des politischen Spektrums seltener die Strategie des *Portfolio Votings* benutzen, weil die Parteien der Regierungskoalitionen zu weit von ihrem ideologischen Standpunkt entfernt sind und damit die Kosten des strategischen Wählens zu hoch, kann nicht bestätigt werden (Bargsted und Kedar, 2009, S. 319). Die Ergebnisse zum Einfluss der Stärke von Parteibindungen und politischer Bildung sind inkonsistent und nicht systematisch (Bargsted und Kedar, 2009, S. 320).

Die Analyse von Bargsted und Kedar (2009) hat Kritik von Riambau (2013) erhalten. Seiner Ansicht nach ist es bei der Analyse von Bargsted und Kedar nicht möglich, zwischen dem *Bandwagoning*-Effekt und dem Effekt der Koalitionserwartungen zu unterscheiden (Riambau, 2013, S. 3). Diese Kritik trifft auch andere Arbeiten zum *Portfolio Voting*. Selbst wenn man mit Hilfe der Umfragedaten zeigen kann, dass Wähler eine andere Partei als die ihnen im politischen Raum nächste wählen, so ist es doch schwierig nachzuweisen, dass sie dies aus einem rationalen Kalkül heraus tun und nicht auf Grund von einfacheren Heuristiken. Laut der *Bandwagon*-Hypothese wählen Wähler eher einen Kandidaten oder eine Partei, von dem/r sie glauben, dass er/sie gewinnen wird. Es steht jedoch laut der Hypothese kein rationales Kalkül hinter dieser Wahl. Stattdessen gibt es zwei andere konkurrierende Erklärungen. Nach der einen ist der Wählerwunsch entscheidend, der Mehrheitsnorm zu entsprechen, also zu den „Gewinnern“⁹ zu gehören (z. B. Asch 1951). Nach der anderen übernehmen sehr schlecht informierte Wähler die wahrgenommene Mehrheitsmeinung (z. B. Mutz 1998, Schmitt-Beck). Huber et al. (2009, S. 578) fassen die Heuristik so zusammen: „Was die Mehrheit richtig findet, kann so schlecht nicht sein“. Mit Wahlumfragen kann man nur sehr schwer unterscheiden, welche der möglichen Erklärungen zutrifft. Aus den beiden Mechanismen lassen sich jedoch Hypothesen zu der Rolle von politischem Wissen bzw. Bildung ableiten. Für den Effekt einer Mehrheitsnorm sollte das politische Wissen keine Rolle spie-

⁹Während in Mehrheitswahlsystemen „Gewinner“ relativ leicht zu identifizieren sind, trifft dies auf Verhältniswahlsysteme nicht zu: Gewinnen kleine Parteien, die ihren Stimmanteil verdoppeln? Die stärkste Partei? Ein Spitzenkandidat mit hohen Popularitätswerten, der seine Partei hochzieht? Hinweise geben kann nur eine offene Frage in der Vorwahlbefragung zur Nationalratswahl in Österreich. Die Befragten wurden nach dem „Gewinner“ der Wahl gefragt. 76% der Befragten nannten eine der beiden großen Parteien ÖVP oder SPÖ, 15% einen der beiden Kanzlerkandidaten und nur knapp sechs Prozent eine Koalition und drei Prozent eine kleine Partei. Allerdings beantwortet das die Frage nur für dieses Land und diese Wahl, möglicherweise unterscheidet sich die Wahrnehmung je nach Land und Wahl (Huber et al., 2009, S. 579).

len, die Entscheidungsheuristik mit der Übernahme der Mehrheitsmeinung sollte vor allem bei schlecht informierten Wählern aufzufinden sein (Huber et al., 2009, S. 578). Die *Portfolio Strategie* sollte dagegen vor allem von Wählern mit hohem politischen Wissen angewendet werden. Bei Bargsted und Kedar (2009, S. 320) hat Bildung allerdings keinen systematischen Effekt auf die Wahrscheinlichkeit, dass Koalitionserwartungen eine Rolle bei der Wahlentscheidung spielen. Diese Ergebnisse sprechen eher gegen die *Portfolio* Hypothese.

Das ist allerdings nicht der einzige Kritikpunkt, den Riambau (2013) an der Analyse von Bargsted und Kedar (2009) äußert. Er repliziert die Analysen von Bargsted und Kedar (2009) mit anderen Operationalisierungen der Variablen „Koalitionserwartungen“ (Riambau, 2013, S. 6). Der Koeffizienten für die Koalitionserwartung werden nicht signifikant oder weisen sogar signifikant in die andere Richtung (Riambau, 2013, S. 13). Dies geschieht auch, wenn man als Kontrollvariable für einen *Bandwagoning*-Effekt die zu erwartenden Sitze der einzelnen Parteien in die Analyse aufnimmt (Riambau, 2013, S. 14).

Die Wahl 2006 zur Knesset ist jedoch nicht die einzige israelische Wahl bei der die *Portfolio*-Hypothese überprüft wurde. Aldrich et al. (2004) untersuchen in einem ihrer Beiträge die Wahl zur Knesset im Jahre 2003. Bei dieser Wahl stand der *Formateur* der zukünftige Regierungskoalition für die meisten Wähler schon von vornherein feststand, Ariel Sharon von der eher rechten, aber gemäßigten Partei Likud. Mit wem die Likud eine Regierung bilden würde, war dagegen unsicher, es gab mehrere Optionen. Die wahrscheinlichsten Koalitionen waren eine rechte Koalition aus der Likud und mehreren kleinen rechten und religiösen Parteien, daneben eine Koalition der Nationalen Einheit aus Likud, Labor und rechten Parteien und drittens eine säkulare Koalition aus Likud, Labor und der streng säkularen Partei Shinui (Aldrich et al., 2004, S. 183). Welche Koalition nach der Wahl sich bilden würde, war eines der wichtigsten Themen während des Wahlkampfes.

Aldrich et al. (2004) formulieren die folgende Hypothese: Wähler, die eine Koalition aus Rechten und Religiösen erwarteten, wählten eher ehrlich für eine der kleinen rechten oder religiösen Parteien. Sie begründen diese Hypothese damit, dass die Unterstützer der rechten Parteien, die nicht eine Koalition aus Likud und einer oder mehreren der rechten Parteien erwarteten, einen Anreiz hatten, Likud zu wählen, um das rechte Lager in einer säkularen oder einer Koalition der Nationalen Einheit zu stärken. Die Hypothese kann allerdings in einer multivariaten logistischen Regression nicht bestätigt werden (siehe Tabelle 13). Sie testen auch eine ähnliche Hypothese für die säkulare Partei Shinui (siehe 14) und können ihre Hypothese bestätigen, allerdings gab es nur sehr wenige Wähler, die Shinui nicht ehrlich gewählt haben (n=20).

Für israelische Wahlen kann die *Portfolio*-Hypothese also nicht bestätigt werden. Dies liegt

möglicherweise an dem fragmentierten Parteiensystem und der unübersichtlichen Koalitionslage, die die Wähler überfordern.

Es gibt allerdings noch weitere Studien zu *Portfolio Voting* in anderen Ländern, so zum Beispiel die Studie von [Bowler et al. \(2010\)](#), die die Parlamentswahl 2002 in Neuseeland untersuchen. Dies war die zweite Wahl mit personalisiertem Verhältniswahlrecht in Neuseeland, zuvor galt für die Wahl zum Parlament ein Mehrheitswahlrecht. Von den meisten Wählern wurde ein Wahlsieg der Partei Labour als sicher betrachtet, unsicher war jedoch, mit welcher Partei sie eine Koalition bilden würden. Als mögliche Partner galten einerseits die Partei der Grünen, aber auch die Partei „Jim Anderton’s Progressive Coalition“ (ein Zusammenschluss von Abgeordneten, die mit Labor in einer Koalition gewesen waren) und die Parteien United und New Zealand First. Die Nationals, die zweite große Partei Neuseelands und auf der rechten Seite des Parteienspektrums zu verordnen, wurde dagegen nicht als möglicher Koalitionspartner gesehen ([Bowler et al., 2010](#), S. 3).

[Bowler et al. \(2010, S. 2\)](#) stellen die Hypothese auf, dass Wähler, die für ihre meistpräferierte Partei keine oder nur sehr geringe Chancen einer Regierungsbeteiligung sehen, eher als andere Wähler dazu neigen, von der am meisten präferierten Partei zu der danach präferierten Partei zu wechseln. Laut den Autoren wollen diese strategischen Wähler die zweitpräferierte Partei, die bessere Chance auf eine Regierungsbeteiligung hat, in der Regierung stärken. [Bowler et al. \(2010, S. 6\)](#) schätzen ein multinomiales Logit-Modell, dessen abhängige Variable die Wahlentscheidung mit drei Kategorien ist: Wahl der bevorzugten Partei, Wahl der am zweitmeisten präferierten Partei, Wahl einer anderen Partei (siehe Tabelle 15). [Bowler et al. \(2010\)](#) können zeigen, dass Befragte ihre Partei eher für die zweitpräferierte Partei verließen, wenn diese die Wahrscheinlichkeit einer Regierungsbeteiligung ihrer am meisten präferierten Partei als gering einschätzen.

Die Autoren schätzen darüber hinaus noch Logit-Modelle für die Wahl einzelner Parteien. Für die Partei der Nationals kann die Hypothese, dass Wähler mit dem Glauben, ihre am meisten präferierte Partei werde nicht Teil der Regierung sein, ihre Partei häufiger für die zweitpräferierte Partei verlassen, bestätigt werden. Für die Parteien Labour, Green and New Zealand First ist das dagegen nicht der Fall. [Bowler et al. \(2010, S. 7\)](#) erklären dies mit der möglichen Angst der Befragten, dass ihre Partei es nicht über die Stimmenhürde schafft. Diese Logit-Modelle sind aber nur bedingt aussagekräftig, da die Standardfehler für einzelne Koeffizienten überaus groß werden.¹⁰ Grund dafür sind Ausprägungen von unabhängigen Dummyvariablen, für die es kaum Beobachtungen gibt.

Aus der Analyse wird nicht klar, wohin die Befragten, die die Nationals am meisten bevor-

¹⁰Standardfehler ca. 7000 bei einem Koeffizienten von 3 und einem N von ca. 2800.

zugten und der Überzeugung waren, sie werde nicht Teil der Regierungskoalition sein, wanderten. Es wird durch die Analyse nicht ausgeschlossen, dass Befragte, die die Nationals am meisten bevorzugten, aber nicht erwarteten, dass diese Teil der Regierung sein würden, eine zweitpräferierte Partei wählten, weil sie sich eine überzeugendere Oppositionsarbeit von ihr erwarteten oder möglicherweise andere Faktoren (*Bandwagoning*) eine Rolle spielten.

Meffert und Gschwend (2010, S. 347) beschäftigen sich mit der *Portfolio Voting*-Hypothese im Rahmen der Parlamentswahl 2006 in Österreich. Sie wählen die Befragten aus, die die Grünen am meisten präferieren (n=336). Die Grünen waren bei dieser Wahl offen für eine Koalition mit der SPÖ oder der ÖVP. Es war jedoch nicht sicher, ob es eine Mehrheit für eine Koalition aus Grünen und SPÖ oder eine Koalition aus Grünen und ÖVP geben würde. Die Autoren wollen nachweisen, dass Wähler, die eine starke Präferenz für eine Koalition aus SPÖ und Grünen oder eine Koalition aus der ÖVP und den Grünen hatten und sich gleichzeitig unsicher waren, ob diese gewünschte Koalition zustande kommen würde, die Grünen nicht wählten und stattdessen den bevorzugten Koalitionspartner wählten, um diesen in einer Großen Koalition aus SPÖ und ÖVP zu stärken. Meffert und Gschwend (2010, S. 347) schätzen ein multinominales Modell mit der Basiskategorie Wahl der Grünen und den weiteren Kategorien SPÖ-Wahl, ÖVP-Wahl oder Wahl einer anderen Partei (siehe Tabelle 24). Die Autoren zeigen, dass *ceteris paribus* mit der Unsicherheit, mit der die Befragten eine Mehrheit für die SPÖ-Grünen-Koalition sehen, die Defection-Rate zu der SPÖ, nicht aber zu der ÖVP steigt.

Eine weitere Arbeit stammt von Irwin und Holsteyn (2012). Sie untersuchten im Vorfeld der niederländischen Parlamentswahl 2002 mit Hilfe eines quasi-experimentellen Designs, welchen Einfluss verschiedene Koalitionsszenarien (in Form von Vignetten) auf niederländische Wähler haben. Sie können zeigen, dass ein Teil der Wähler (34%) ihr Verhalten an die Koalitionsszenarien anpasste (Irwin und Holsteyn, 2012, S. 188). Kleine Parteien erhielten mehr Stimmen, wenn die Vignette *ceteris paribus* eine wahrscheinliche Regierungsbeteiligung für diese Partei anzeigte (Irwin und Holsteyn, 2012, S. 189). Dieses Ergebnis stimmt mit der *Portfolio Voting*-Hypothese überein, aber auch hier kann ein *Bandwagoning*-Effekt nicht ausgeschlossen werden.

2.3.1.3 Fazit

Das Gros der hier vorgestellten Arbeiten hat Schwachstellen. Während Bargsted und Kedar (2009) Ergebnisse nicht belastbar sind, wie Riambau (2013) gezeigt hat, sind die Fallzahlen bei Aldrich et al. (2004) klein. Bowler et al. (2010) wiederum können anhand der neuseelän-

dischen Wahl zeigen, dass Wähler, die die Chance einer Regierungsbildung als eher gering einschätzen, häufig zur zweitpräferierten Partei wechseln. Allerdings ist es mit Umfragedaten nicht zu beweisen, dass die Wähler dies auf Grund eines rationalen nutzenmaximierenden Kalküls tun. Das ist das größte Problem der *Portfolio*-Hypothese, da mit Hilfe der gängigen Umfragedaten alternative Erklärungen wie die *Bandwagoning*-Hypothese kaum ausgeschlossen werden können.

2.3.2 *Composition Voting*

2.3.2.1 Theoretisches Argument und Hypothese

Beim *Portfolio Voting* sind Koalitionserwartungen der entscheidende Faktor für eine strategische Stimmabgabe, beim *Composition Voting* und beim *Threshold Insurance Voting* sind dagegen Koalitionspräferenzen wichtiger. Unter diesen beiden Bezeichnungen *Composition Voting* und *Threshold Insurance Voting* fasst man Stimmabgaben zusammen, durch die Wähler zu beeinflussen versuchen, welche Parteien Teil der nächsten Regierung sein werden. Wenn einer der Koalitionspartner der bevorzugten Koalition unter eine Stimmenhürde für den Einzug ins Parlament zu fallen droht und man deshalb dieser Partei seine Stimme gibt, spricht man von einer Leihstimme oder vom *Threshold Insurance Voting*. Mit *Composition Voting* benennt man Stimmabgaben, mit denen man ebenfalls beeinflussen möchte, welche Parteien Teil der Regierung sein werden, aber keiner der Koalitionspartner gefährdet ist, unter eine Stimmenhürde für den Einzug ins Parlament zu fallen.

[Linhart und Huber \(2009\)](#) erläutern ein Beispiel für *Composition Voting* im Rahmen ihres Feldexperiments. Im 5. Szenario schließen CDU/CSU, SPD, Grüne und die FDP eine Koalition mit der Linken aus. Die Koalition, die von der CDU/CSU nach der Schwarz-Gelben und von der SPD nach der Rot-Grünen-Koalition am meisten präferiert wird, ist die Große Koalition. Da die CDU/CSU eine Koalition mit der FDP befürwortete und die SPD eine Koalition mit den Grünen, würde eine Stimme für die Linke die Bildung von *beiden* Koalitionen erschweren und stattdessen die Wahrscheinlichkeit einer Großen Koalition erhöhen ([Linhart und Huber, 2009](#), S. 145). Ein Wähler, der die Große Koalition der Rot-Grünen und der Schwarz-Gelben Koalition vorzieht, sollte also nach dem rationalen Kalkül von Linhart die Linke wählen, eine sehr überlegte Wahl. Auch in dem Artikel, in dem [Linhart \(2007, S. 481\)](#) sein Modell erläutert, zeigt er, dass eine solche Wahl für die Linke rational ist, wenn die Große Koalition unter allen Koalitionen den höchsten Nutzen bringt.

2.3.2.2 Empirische Ergebnisse

Untersucht wird das *Composition Voting* von Meffert et al. (2011) mit Daten zu der deutschen Bundestagswahl 2005. Außerdem gibt es zwei experimentelle Studien von McCuen und Morton (2010) und Meffert und Gschwend (2007).

Am Beispiel der deutschen Parteienlandschaft vor der Bundestagswahl 2005 testen Meffert et al. (2011, S. 813) die gerade vorgestellte Hypothese, dass Wähler mit einer Präferenz für die Große Koalition dazu neigen, die Linkspartei zu wählen. Sie schätzen logistische Regressionen, deren abhängige Variable die Wahl der Linkspartei ist. Sie testen einmal für das gesamte Sample und jeweils einmal für Befragte mit niedrigem politischen Wissen und einmal für solche mit hohem politischen Wissen (siehe Tabelle 3). Für die Befragten mit hohem politischen Wissen gibt es einen positiven signifikanten Effekt der Bewertung der Großen Koalition auf die Wahrscheinlichkeit die Linkspartei zu wählen. Allerdings werden in die Regressionen nur die Bewertung der Schwarz-Gelben und die der Großen Koalition aufgenommen, möglicherweise sind die Ergebnisse nicht robust, wenn man auch die Bewertung der Rot-Grünen Koalition mit aufnimmt.

Einen weiteren empirischen Test führen McCuen und Morton (2010) durch. McCuen und Morton (2010) benutzen im Gegensatz zu Meffert et al. (2011) nicht im Vorfeld von Wahlen erhobene Daten, sondern experimentelle Daten. Sie rekrutierten 115 Studenten von einer US-amerikanischen Universität für ihr Experiment.

Im Experiment kämpften drei Parteien um 23 Stimmen. Parteien erlangten nur Sitze proportional zu ihrer Stimmenanzahl, wenn sie eine bestimmte Hürde (Hürde entweder bei drei, fünf oder sieben Stimmen) übersprangen. Eine Koalition wurde immer aus der größten und der kleinsten Partei gebildet, außer wenn eine einzelne Partei eine Mehrheit hatte. Zwei Parteien waren vom Median-Wähler gleich weit entfernt, die dritte Partei befand sich genau auf der Position des Median-Wählers (siehe Abbildungen 8-12). Die Teilnehmer wurden auf eine der 23 Positionen auf der Links-Rechts-Achse platziert und ihre Auszahlung hing von der Position der gebildeten Koalition ab, je näher an der Position des Teilnehmers, desto höher die Auszahlung. Die Größe der Prozenzhürde und die verfügbare Information (Wahlumfrage) wurden manipuliert und die Teilnehmer wählten in 20 aufeinander folgenden Wahlgängen. Gewisse Teile der Wählerschaft sollten laut der *Composition Voting*-Hypothese strategische Stimmen abgeben. Es war für bestimmte Wähler rational, die mittlere Partei zu verlassen und die zweitnächste Partei zu wählen, da sie so beeinflussten, welche Partei am stärksten aus der Wahl hervorging und somit als *Formateur* agierte. Welche Wähler das waren, wurde in den einzelnen Runden durch die Größe der Stimmhürde beeinflusst (McCuen und Morton, 2010,

S. 319) (siehe Abbildungen 8-12).

In solchen Situationen, wie der hier vorgestellten, wird also eine bestimmte Koalition nicht durch die verringerte Wahrscheinlichkeit zweier anderer Koalitionen wie bei der Studie von [Meffert et al. \(2011\)](#) „erzwungen“, sondern dadurch, dass man eine bestimmte Partei zum *Formateur* macht.

Die Ergebnisse (siehe Tabelle 17) zeigen, dass durchschnittlich 49% der Wähler, für die die Hypothese eine strategische Stimme vorhersagt, nicht ehrlich wählten. Dieser Anteil an nicht ehrlichen Wähler ist größer als bei Wählern, für die die Hypothese eine ehrliche Wahl vorhersagt (21%). Die Hypothese, dass mit der Größe der Stimmenhürde der Anteil der ehrlichen Wähler variiert, kann jedoch nicht bestätigt werden. Auch stellt sich kein Lerneffekt ein ([McCuen und Morton, 2010](#), S. 321). [Meffert und Gschwend \(2009\)](#) machen außerdem darauf aufmerksam, dass strategische Kalkulationen ungleich komplexer werden, wenn mehr als drei Parteien gewählt werden können. Daher ist dieses Experiment für komplexere Parteiensysteme kaum aussagekräftig. Außerdem kann das Experiment nicht zeigen, dass sich Wähler bei politischen Wahlen am *Policy output* orientieren, da es durch die Auszahlungsregeln die Orientierung schon vorgibt. Eventuell sind Wähler bei nationalen Wahlen nur an der Stärke der Vertretung ihrer am meisten präferierten Partei interessiert. Diese Möglichkeit kann durch das Experiment nicht ausgeschlossen werden.

In einem weiteren Experiment untersuchten [Meffert und Gschwend \(2007\)](#) sowohl das *Composition Voting* als auch das *Portfolio Voting*. 279 Probanden des Probandenpools des Collaborative Research Center (SFB 504) der Universität Mannheim wählten in 25 Wahlgängen. Vier Parteien kämpften um 15 Stimmen, die Stimmenhürde betrug zwei Stimmen ([Meffert und Gschwend, 2007](#), S. 13).

Das Ziel der Probanden war es ausschließlich, durch die eigene Wahl den Schwerpunkt der Regierungskoalition so nah wie möglich an den eigenen zu bewegen.¹¹ Wenn man durch eine strategische Wahl die Position der gebildeten Regierungskoalition näher zum eigenen Standpunkt im zweidimensionalen Raum rücken konnte (im Vergleich zu der Position der Koalition bei einer ehrlichen Stimmabgabe), gab es einen positiven Payoff, wenn durch eine strategische Stimmabgabe sich die Distanz vergrößert, gab es einen negativen Payoff. Null Payoff-Punkte gab es bei einer ehrlichen Stimmabgabe. Positive Payoff-Punkte wurden auch vergeben, wenn der Wähler eine optimale Entscheidung getroffen hatte, also durch die Wahl einer anderen Partei den Schwerpunkt der gebildeten Regierungskoalition nicht weiter zu der eigenen Position hin verschoben hätte ([Meffert und Gschwend, 2007](#), S. 7f.).

¹¹Der Schwerpunkt der Koalition ist vom Stimmenanteil der einzelnen an der Koalition beteiligten Parteien abhängig ([Meffert und Gschwend, 2007](#), S. 35).

Die Teilnehmer wurden am Anfang des Experiments darüber informiert, nach welchen Regeln die Regierungen gebildet wurden. Vor den einzelnen, insgesamt 25 voneinander unabhängigen Wahlgängen wurden die Teilnehmer darüber informiert, auf welcher Position sie sich und auf welcher Position die Parteien sich im zweidimensionalen Raum befanden. Zumeist hatten sie Zugang zu „Wahlumfragen“ und Koalitionssignalen.¹² Wenn es keine Wahlumfragen gab, so wurden die Teilnehmer darüber informiert, ob die jeweiligen Parteien große (über 25% der Stimmen) oder kleine Parteien waren. Sie wurden immer darüber informiert, welche Partei ihnen am nächsten war (Meffert und Gschwend, 2007, S. 12f.). Die Versuchsteilnehmer verfügten über zwei Werkzeuge am PC, mit einem konnten sie die genaue Distanz zwischen zwei Parteien bestimmen, mit dem zweiten die Distanz zwischen ihrem Standort im politischen Raum und möglichen Regierungskoalitionen oder Einparteienregierungen (siehe Abbildung 13).

Im Durchschnitt waren ca. die Hälfte der Entscheidungen optimal.¹³ Meffert und Gschwend (2007) können zeigen, dass die Teilnehmer eher strategisch wählten, wenn sie Zugang zu Wahlumfragen und Koalitionssignale hatten. Wahlumfragen erleichterten den Teilnehmern die Wahl der optimalen Partei, Koalitionssignale führten dagegen zum Teil in die Irre. Sie können auch zeigen, dass Wähler häufiger strategisch optimal wählten, wenn sie über eine höhere Intelligenz verfügten oder politisch sehr interessiert waren. Nach einigen Runden vergrößerte sich außerdem die Zahl der optimalen Entscheidungen (siehe Abbildung 14 und 15). Meffert und Gschwend (2007) können also im Gegensatz zu McCuen und Morton (2010) einen Lerneffekt beobachten. Insgesamt schlussfolgern sie, dass die Teilnehmer fähig waren, komplexe strategische Überlegungen zu vollziehen. Dies ist bemerkenswert, weil die Kalkulationen für die Teilnehmer erheblich komplizierter waren als beim Experiment von McCuen und Morton (2010).

2.3.2.3 Fazit

Composition Voting kann ganz unterschiedliche Strategien umfassen. War es bei der Wahl 2005 in Deutschland rational, die Linkspartei zu wählen, da sie zwei Koalitionen unwahrscheinlicher machte und die Große Koalition dafür wahrscheinlicher; zielt *Composition Voting* beim Experiment von McCuen und Morton (2010) dagegen auf das Auswählen eines *Formateurs*. Trotzdem ist es schwierig, geeignete Wahlen zu finden, bei denen das *Composition Voting* untersucht werden kann und vor allem auch gezeigt werden kann, dass die

¹²Koalitionssignale beinhalteten immer zwei Parteien, davon eine große und eine kleine, die im zweidimensionalen Raum benachbart sind.

¹³Man spricht von einer optimalen Entscheidung, wenn der Proband seine Auszahlung *ceteris paribus* durch die Wahl einer anderen Partei nicht verbessern kann.

Wähler nicht ehrlich wählen, weil sie sich am *Policy output* orientieren. Eine Möglichkeit zur Untersuchung von *Composition Voting* sind Laborexperimente, bei denen ähnlich zu den Experimenten von [Meffert und Gschwend \(2007\)](#) und [McCuen und Morton \(2010\)](#), Teilnehmer mit fiktiven Wahlszenarien konfrontiert werden, aber zwingend zu *Composition Voting*-Strategien greifen müssen, um ihre Auszahlung zu maximieren. So könnte man testen, ob Wähler zu solchen Strategien fähig sind.

Insgesamt besteht bei diesem Thema angesichts fehlender Studien also noch erheblicher Forschungsbedarf.

2.3.3 *Threshold Insurance Voting*

2.3.3.1 Theoretisches Argument und Hypothese

Unter dem Begriff *Threshold Insurance Voting* fasst man Strategien zusammen, bei denen Wähler eine Partei, die nicht ihre am meisten präferierte ist, wählen, da diese Partei nicht über eine Stimmenhürde für den Einzug ins Parlament zu springen droht und in diesem Fall die Koalition, die der Wähler am stärksten bevorzugt, nicht zustande kommen würde.

[Linhart \(2007\)](#) führt zwar nicht explizit ein Beispiel für das *Threshold Insurance Voting* aus, aber es ist unschwer zu erkennen, dass das Modell auch diese Strategie abbilden kann. Wenn durch die Nichtwahl der Partei, die an der Hürde zu scheitern droht, eine Koalition mit einem hohen Nutzen nicht gebildet wird und der Wähler mit einem hohen Verlust an Erwartungsnutzen rechnen muss, dann ist für den betreffenden Wähler rational, die kleine Partei zu wählen.

Besondere Aufmerksamkeit hat das *Threshold Insurance Voting* in Deutschland erhalten. Auf Grund des personalisierten Verhältniswahlrechts hat dort ein Wähler zwei Stimmen zu vergeben, eine Erst- und eine Zweitstimme. In der Vergangenheit hat vor allem die FDP seit den 1970er Jahren Zweitstimmenkampagnen veranstaltet ([Pappi und Thurner, 2002](#), S. 213). Das Ziel solcher Kampagnen ist es, Wähler, die eigentlich die Union präferieren, davon zu überzeugen, die FDP zu wählen, damit das Überspringen der Fünfprozenthürde garantiert wird und eine Schwarz-Gelbe Koalition gebildet werden kann.

2.3.3.2 Empirische Ergebnisse

Sowohl [Pappi und Thurner \(2002\)](#) als auch [Gschwend \(2007\)](#) untersuchen die Wahl zum deutschen Bundestag 1998, [Bytzek \(2007\)](#) die Bundestagswahl 2005 und [Shikano et al. \(2009\)](#) die Wahl 1994 in Deutschland. Die Analyse von [Meffert und Gschwend \(2010\)](#) konzentriert sich

dagegen auf eine österreichische Wahl und [Fredén \(2014\)](#) betrachtet die schwedische Wahl zum Reichstag 2010.

[Pappi und Thurner \(2002, S. 227\)](#) untersuchen bei der Bundestagswahl 1998 das Wahlverhalten von Anhängern großer Parteien, die eine Koalition aus einer großen und einer kleinen Partei präferierten. Sie splitten die Wähler in zwei Gruppen auf: eine Gruppe, die die Einzugswahrscheinlichkeit des kleinen Koalitionspartners entweder als vollkommen sicher oder als vollkommen unsicher bewertete und eine Gruppe, die sich diesbezüglich unsicher war. Sie können nicht feststellen, dass die unsicheren Wähler eher ihre beiden Stimmen so aufsplitteten, dass die Zweitstimme an den Koalitionspartner ging und die Erststimme an die präferierte große Partei. Als Erklärung dafür führen [Pappi und Thurner \(2002, S. 229\)](#) an, dass es möglicherweise keinen Effekt der Unsicherheit gab, weil vor der Bundestagswahl 1998 die Einzugswahrscheinlichkeit der kleinen Parteien in den Medien kein Thema war und damit kein Druck auf die Anhänger großer Parteien aufgebaut wurde.

[Gschwend \(2007\)](#) untersucht dieselbe Wahl. Er richtet sein Augenmerk auf Anhänger der Parteien CDU/CSU und SPD, die befürchteten, dass der kleinere bevorzugte Koalitionspartner auf Grund der Fünfprozenthürde nicht in den Bundestag einziehen würde. Seine Hypothese überprüft [Gschwend \(2007\)](#) anhand von Daten der NES Studie vor der Bundestagswahl 1998. Er schätzt eine multinominale Regression, bei der die abhängige Variable drei Kategorien hat: eine strategisch gesplittete Stimmabgabe¹⁴, eine nichtstrategisch gesplittete Stimmabgabe und eine nicht-gesplittete Stimmabgabe (siehe Tabelle 18).

Er konstruiert im Folgenden zwei Interaktionsterme jeweils aus der Stärke der Parteidentifikation zu einer großen Partei, dem Unterschied in der Parteienbewertung („Kosten des strategischen Wählens“) und einen Dummy für die Erwartung, dass der bevorzugte Koalitionspartner der großen Partei in den Bundestag einzieht. Der Interaktionsterm „PID CDU x Differenz Parteienbewertung x Erwartung FDP“ ist signifikant positiv, weist also in eine Gschwends These unterstützende Richtung. Auf den entsprechenden Interaktionsterm für Unterstützer der SPD trifft dies allerdings nicht zu ([Gschwend, 2007, S. 15](#)).

Seine Analyse weist Schwächen auf. [Gschwend \(2007, S. 12\)](#) operationalisiert die „Kosten des strategischen Wählens“ als den Unterschied in der Bewertung der beiden am besten bewerteten Parteien. Das kann aber auch der Unterschied in der Bewertung der Union und der SPD sein. Es ist nicht nachvollziehbar, warum ein Wähler, der beispielsweise die SPD als zweitbestes nach der CDU bewertet und keinen großen Unterschied zwischen den beiden

¹⁴Wähler, die mit ihrer Erststimme CDU/CSU wählen und mit ihrer Zweitstimme FDP oder mit der Erststimme die SPD und mit der Zweitstimme die Grünen.

Parteien macht, dazu neigen sollte, die FDP zu wählen. Außerdem rekodiert er Missings, u. A. bei der Stärke der Parteiidentifikation, bei der eins für schwach, zwei für moderat und drei als stark steht, als null (Gschwend, 2007, S. 13). Eine Begründung für diese Rekodierung gibt er nicht und es ist nicht nachvollziehbar, warum eine Nichtbeantwortung der Frage gleichbedeutend mit einer fehlenden Parteiidentifikation sein sollte. Unklar ist also, ob die Ergebnisse sich bei einer anderen Rekodierung und einer anderen Operationalisierung der „Kosten des strategischen Wählens“ als robust erweisen.

Eine weitere Bundestagswahl, die Bundestagswahl 2005, untersucht Bytzek (2007). Sie testet zwei unterschiedliche Hypothesen für das überraschend hohe Ergebnis für die FDP bei der Bundestagswahl 2005: Handelt es sich um Koalitionsstimmen oder um Leihstimmen? Aufrichtige Koalitionswahl fasst Bytzek (2007, S. 322) als das Vorherrschen von Koalitionspräferenzen über Parteipräferenzen auf. Sie zeigt, dass bei einigen Wählern eine Koalition näher an ihrer Position auf der Links-Rechts-Achse liegt als eine einzelne Partei. Das deutsche Wahlsystem gibt dabei die Möglichkeit, eine Koalition zu wählen, indem man die Erststimme an CDU/CSU oder SPD vergibt und die Zweitstimme an FDP oder Grüne (Bytzek, 2007, S. 324). Die alternative Hypothese ist die bereits bekannte Leihstimmenhypothese, bei der die Befürchtung, der Koalitionspartner würde unter eine Stimmenhürde fallen, für die strategische Stimmabgabe entscheidend ist.

Bytzek (2007) überprüft nun beide Hypothesen empirisch anhand von Daten der Wahlstudie „Bundestagswahl 2005 Kampagnendynamik“ (Vorwahlstudie, ZA 4203, und Nachwahlpanel). Als abhängige Variable benutzt sie das Wahlverhalten bei der Erst- und Zweitstimme. Diejenigen, die ein *Split Ticket* (CDU/CSU mit der Erststimme, FDP mit der Zweitstimme) gewählt haben, wird der Wert eins zugewiesen, denjenigen mit einem *Straight Ticket* (beide Stimmen für die CDU/CSU) den Wert null (Bytzek, 2007, S. 328). Sie untersucht also, welche Faktoren dazu führen, dass Wähler, die mit der Erststimme CDU/CSU gewählt haben, mit der Zweitstimme die FDP statt der Union wählen. Als unabhängige Variable nimmt sie u. A. die durch den Befragten geschätzte Wahrscheinlichkeit des Einzugs der FDP in den Bundestag auf, außerdem auch einen Interaktionsterm dieser Einschätzung mit der Koalitionspräferenz für Schwarz-Gelb. Bytzek (2007, S. 328) schätzt dabei zwei Modelle mit unterschiedlichen Kodierungen der Einschätzung. Beim ersten Modell wird der Wert eins nur zugewiesen, wenn der Wähler sehr unsicher war und mit „Vielleicht“ antwortet, beim zweiten Modell wird der Wert eins zugewiesen, wenn der Befragte „Wahrscheinlich“, „Vielleicht“ oder „Wahrscheinlich nicht“ geantwortet hat. Die Effekte der Einschätzung der Einzugswahrscheinlichkeit und des Interaktionsterms mit der Koalitionspräferenz sind allerdings beide Male nicht signifikant. Die Koalitionswahl-Hypothese kann dagegen bestätigt werden.

Shikano et al. (2009) untersuchen noch eine andere deutsche Bundestagswahl, die Bundestagswahl 1994. Im Gegensatz zu den anderen Studien untersuchen sie nicht gesplittete Stimmabgaben, sondern konzentrieren sich auf die Zweitstimme. Ihre Hypothese lautet, dass Wähler eher eine strategische Stimme für die FDP und die Grünen abgeben, wenn die Wähler unsicher über den Einzug einer dieser Parteien sind. Zur Überprüfung ihrer Hypothese schätzen sie eine rank-ordered logistische Regression. Sie können dabei zeigen, dass Wähler, die sich unsicher über die Einzugswahrscheinlichkeit der FDP waren, eher die FDP mit ihrer Zweitstimme wählten, als Wähler, die sich sicher waren, dass die FDP in den Bundestag einziehen würde (Shikano et al., 2009, S. 650).

Es gibt auch zwei Studien zu *Threshold Insurance Voting* bei Wahlen, die nicht in Deutschland stattfanden. Meffert und Gschwend (2010) untersucht eine österreichische Wahl, Fredén (2014) eine schwedische Wahl. Meffert und Gschwend (2010) benutzen dazu das Subsample der ÖVP-Unterstützer in Kärnten. Sie vermuten, dass ÖVP-Anhänger eher dazu neigen, die BZÖ zu wählen, wenn sie sich unsicher sind, ob die BZÖ (der potenziellen Junior-Partner der ÖVP) ins Parlament einziehen wird oder nicht (Meffert und Gschwend, 2010, S. 344). Sie schätzen ein multinomiales logistisches Regressionsmodell, in das sie eine Reihe von Kontrollvariablen aufnehmen, nicht aber die Präferenz für die BZÖ (siehe Tabelle 21). Dies ist problematisch, da zum Beispiel bei Untersuchungen zu deutschen Wahlen die Präferenz für die FDP eine der stärksten Prädiktoren für die Wahl derselben ist (Bytzek, 2007, S. 328). Die Ergebnisse der Regression weisen nach Ansicht der Autoren darauf hin, dass die Hypothese zutrifft. Zu dem gerade angesprochenen Problem kommt aber noch hinzu, dass das Sample sehr klein ist (n=189). Die Ergebnisse sind also nur bedingt aussagekräftig.

Fredén (2014) untersucht die Wahl zum schwedischen Reichstag 2010 anhand von Daten der 2010 Swedish National Election Study. Bei dieser Wahl gab es eine Vierprozenthürde für den Einzug in den Reichstag. Die regierende „Allianz“ aus der Partei der Moderaten, den Liberalen, der Zentrumsparterie und der Christdemokraten verkündete vor der Wahl, dass sie ihre Zusammenarbeit fortsetzen wollte. Die Sozialdemokraten wollten im Falle eines Wahlsieges eine Koalition mit der Linkspartei und der grünen Partei bilden (Fredén, 2014, S. 6). Die Christdemokraten, die Linkspartei und die Zentrumsparterie liefen laut den Wahlumfragen vor der Wahl Gefahr, unter die Vierprozenthürde zu fallen. Fredén (2014) untersucht nun in einer konditionalen Logit-Analyse der Wahlentscheidung die Hypothese des *Threshold Insurance Voting*s (siehe Tabelle 22).¹⁵ Die Ergebnisse unterstützen die Hypothese für

¹⁵Die interessierende unabhängige Variable war die Antwort auf folgende Frage: „You say that you are going to vote for (Party X) or are leaning towards voting for (Party X) in this year’s parliamentary election. How important are the following reasons for your choice of party? It is a small party, and in danger of not reaching

die Christdemokraten, die Linkspartei und die Zentrumspar­tei. Bei der Analyse der marginalen Effekte stellt die Autorin aber fest, dass es nur einen signifikanten Effekt der *Threshold Insurance*-Indikators auf die Wahl der Christdemokraten gibt (Tabelle 23). Leider gibt die Autorin keine Hinweise darauf, warum *Threshold Insurance Voting* möglicherweise nur bei den Christdemokraten und nicht bei den anderen Parteien auftrat.

2.3.3.3 Fazit

Zum *Threshold Insurance Voting* lässt sich festhalten, dass es ernst zu nehmende Hinweise auf einen Leihstimmen­effekt gibt. Allerdings müssen dafür wohl bestimmte Bedingungen erfüllt sein, wie beispielsweise eine mediale Berichterstattung über die Einzugschancen der kleinen Parteien in den Bundestag, die Druck auf die Anhänger von großen Parteien aufbaut (Pappi und Thurner, 2002, S. 229).

Auch zeigt sich in der Analyse von Bytzeck und Huber (2010) und Pappi und Thurner (2002), dass andere Erklärungen für *Split tickets* möglicherweise erklärungskräftiger sind, wie zum Beispiel eine eindeutige Koalitionspräferenz oder das Wissen, dass zumeist nur die Kandidaten der beiden großen Parteien CDU/CSU und SPD Chancen haben, das Wahlkreismandat zu erringen.

Bedauerlich ist, dass kaum Studien zum *Threshold Insurance Voting* für nichtdeutsche Wahlen existieren. Karp et al. (2002) untersuchen zwar in einem Beitrag mehrere mögliche Erklärungen für *Split tickets* in Neuseeland, aber nicht das *Threshold Insurance Voting*.

2.4 Erklärende Faktoren für die Rationalität der Wahlentscheidung

Zum Schluss bleibt noch zu klären, wann welche Wähler *policy output*-orientiert wählen, welche Faktoren also beeinflussen, dass Wähler *policy output*-orientiert abstimmen. Angesichts des Arguments von Downs (1957), dass die Berücksichtigung des Koalitionsbildungsprozesses und des legislativen Prozesses die Wähler tendenziell bei ihrer Wahlentscheidung überfordert, stellt sich die Frage, ob Befragte mit hohem politischen Wissen eher in der Lage sind, die strategischen Überlegungen für das *Portfolio Voting*, das *Composition Voting* und das *Threshold Insurance Voting* durchzuführen. Auch im Hinblick auf die konkurrierenden Erklärungen *Duvergian Coalition/Portfolio Voting* und *Bandwagoning* ist diese Frage, wie bereits auf Seite 20 ausgeführt, interessant. Einige der bisher behandelten Autoren befassen

the 4% threshold to parliamentary representation.“ 1) „Absolutely one of the most important reasons“ 2) „A fairly important reason“ 3) „Not a very important reason“ 4) „Not at all an important reason“ Sie konstruiert einen Dummy, sie fasst die ersten beiden Kategorien und die letzten beiden zusammen (Fredén, 2014, S. 9f.).

sich in ihren Studien am Rande auch mit dieser Frage. Bei den Studien zu situationsabhängigen Effekten können [Bargsted und Kedar \(2009\)](#) keinen Effekt des Wissens feststellen, bei [Meffert et al. \(2011\)](#) lässt sich das *Composition Voting* nur bei Befragten mit hoher politischer Bildung nachweisen.

[Linhart und Huber \(2009\)](#), die das Modell von [Linhart \(2007\)](#) testen, untersuchen, welche Faktoren zur Rationalität der Wahlentscheidung beitragen. So können [Linhart und Huber \(2009\)](#) zeigen, dass Probanden, die über ein gutes politisch-räumliches Denkvermögen¹⁶ und eine räumlich stringente Parteienbewertung verfügen, eher nach dem rationalen Kalkül von [Linhart \(2007\)](#) wählen. Die allgemeineren Variablen „Politisches Wissen“ und „Bildung“ haben dann jedoch keinen signifikanten Effekt mehr. Überraschenderweise hat das Alter einen recht starken positiven Effekt. Möglicherweise liegt das an einem Lernprozess im Mehrparteiensystem mit Koalitionen. Auch [Bytzeck et al. \(2011\)](#) können bei ihrem Test des linhartschen Modells feststellen, dass Befragte mit hohem politischen Wissen häufiger nach dem rationalen Kalkül wählten, ein Interaktionsterm des politischen Wissens mit der Variablen „Rationale Wahl“ ist signifikant positiv.

Insgesamt weisen die Ergebnisse darauf hin, dass die erforderlichen Kalkulationen bei koalitionsorientierten Wahlentscheidungen gewisse Fähigkeiten und bestimmtes Wissen, z. B. über die Positionen der politischen Parteien auf der Links-Rechts-Skala, erfordern.

Eine weitere Frage in diesem Zusammenhang ist, ob Wähler lernen können, den Koalitionsbildungsprozess zu berücksichtigen. Der signifikante Effekt des Alters bei [Linhart und Huber \(2009\)](#) weist in diese Richtung. [McCuen und Morton \(2010\)](#) können aber in ihrem Experiment zum *Composition Voting* keinen Lerneffekt feststellen, [Meffert und Gschwend \(2007\)](#) dagegen schon.

Explizit zu solchen Lerneffekten in Mehrparteiensystemen mit Verhältniswahlrecht und Koalitionsregierungen führten [Meffert und Gschwend \(2009\)](#) ein weiteres Experiment durch. Das Hauptaugenmerk lag dabei auf der Frage, ob Probanden lernen können, koalitionsorientiert abzustimmen. Die Probanden entstammten dabei aus dem Versuchspersonenpool des Experimentallabors des Sonderforschungsbereichs 504 der Universität Mannheim. Die Autoren entwickelten ein strategisches Wahlspiel, in dem vier Parteien um die Stimmen von elf Wählern konkurrieren. Es gab sieben Wechselwähler (die sieben Teilnehmer) und vier Stammwähler, die ihre Stimme immer für je einer der vier Parteien abgaben. Drei Szenarien mit unterschiedlichen Schwierigkeitsgraden wurden entwickelt. Sie wurden in Anlehnung

¹⁶[Linhart und Huber \(2009\)](#) operationalisieren diese Variable mit der Anordnung der Parteien auf der Links-Rechts-Skala. Wenn die Anordnung der politischen Parteien (in etwa) denen von Experten entspricht, dann gehen sie davon aus, dass der Proband ein gutes politisch-räumliches Denkvermögen besitzt ([Linhart und Huber, 2009, S. 151](#)).

an die Parteiensysteme, denen sie ähneln, „Deutschland“, „Schweden“ und „Niederlande“ benannt. Die Regierungsbildung folgte bestimmten, vorher festgelegten Regeln.¹⁷ In jedem Szenario waren den Teilnehmern die Koalitionssignale und die Verteilung der Erstpräferenzen bekannt. Jeder Wähler bekam ein Wählerprofil zugewiesen. Nach jeder der fünf Runden pro Szenario wurden die Auszahlungen bestimmt, die von der Zusammensetzung der gebildeten Regierung abhing (Meffert und Gschwend, 2009, S. 111ff.).

Meffert und Gschwend (2009) betrachten nun den Anteil der Wähler, die eine optimale Entscheidung getroffen haben. Der Anteil der Wähler, die optimal wählten, ist bei „Deutschland“, dem einfachsten Szenario, am größten, bei „Schweden“ etwas geringer und beim schwierigsten Szenario der „Niederlande“ am geringsten. Die Studie weist darauf hin, dass strategische Kalkulationen für Wähler in einfachen Szenarien beherrschbar sind, kompliziertere Szenarien sie aber rasch überfordern. Der von den Autoren erwartete Lerneffekt trat nicht auf (Meffert und Gschwend, 2009, S. 122). Als mögliche Erklärung sehen die Autoren die Tatsache, dass es relativ einfach ist, optimale Lösungsstrategien zu finden, wenn alle anderen „Wähler“ aufrichtig wählen. Wenn jedoch andere Wähler ebenfalls beginnen, strategisch zu wählen, wird die Suche nach der optimalen Strategie sehr schwierig (Meffert und Gschwend, 2009, S. 126).

¹⁷1. Absolute Mehrheit: Eine Partei mit absoluter Mehrheit gewinnt. Wenn keine Partei eine solche Mehrheit hat, muss eine Koalitionsregierung gebildet werden (die über eine absolute Mehrheit verfügt.) 2. Positive Koalitionsaussagen von zwei Parteien haben Priorität, bei negativen Koalitionsaussagen gibt es keine Koalitionsregierung. 3. Minimale Gewinnkoalition: Die Koalition mit dem geringsten Anteil an Sitzen gewinnt, wenn Regel 1. und 2. nicht ausreichen, um die Regierung zu bestimmen. 4. Wenn die drei vorherigen Regeln nicht ausreichen, um die siegende Koalition zu ermitteln, wird die Regierungskoalition durch eine Zufallsequenz ermittelt, die vor jedem Wahlgang neu bestimmt wird (Meffert und Gschwend, 2009, S. 112).

3 Schlussbetrachtung

Die Forschung zu den Effekten von Koalitionspräferenzen und -erwartungen hat in den letzten Jahren einen großen Schritt nach vorne getan.

Mehrere theoretische Argumente (*Duvergian Coalition Voting/Portfolio Voting*, *Composition Voting* und *Threshold Insurance Voting*) wurden entwickelt und getestet. Auch formale Modelle koalitionsorientierter Wahlentscheidungen gibt es mittlerweile. Herauszuheben ist auf Grund seiner formalen Klarheit, der soliden theoretischen Fundierung und Vollständigkeit das Modell von [Linhart \(2007\)](#). In dieser Arbeit wurde zudem gezeigt, dass das linhartsche Modell sowohl das *Duvergian Coalition Voting/Portfolio Voting*, als auch das *Composition Voting* und das *Threshold Insurance Voting* abbilden kann. Zwei Studien von [Linhart und Huber \(2009\)](#) und [Bytzek et al. \(2011\)](#) können außerdem empirisch zeigen, dass das rationale Kalkül neben der Parteipräferenz zusätzliche Erklärungskraft hat.

Bei den Studien zu den situationsabhängigen Effekten muss die Beurteilung differenziert ausfallen. Zwar gibt es bereits eine ganze Reihe von Studien zum *Duvergian Coalition Voting/Portfolio Voting*, aber sie haben zum Teil methodische Schwächen. Auch ist es sehr schwierig, das *Duvergian Coalition/Portfolio Voting* sauber vom *Bandwagoning* zu trennen. Die Untersuchung des *Composition Voting* gestaltet sich dagegen recht schwierig, da es nur wenige empirische Fälle gibt, in denen man das *Composition Voting* untersuchen kann. Das Experiment von [McCuen und Morton \(2010\)](#) gibt aber Hinweise darauf, dass Wähler zu solchen strategischen Kalkulationen fähig sind. Das *Threshold Insurance Voting* kann bestätigt werden, wenigstens für einige deutsche Wahlen. Bedauerlich ist aber, dass es noch kaum Untersuchungen zu Wahlen in anderen Ländern gibt.

Das Argument von [Downs \(1957\)](#), die Einbeziehung von Koalitionspräferenzen und Koalitionserwartungen in die Wahlentscheidung würde die Wähler überfordern, wurde zumindest für Befragte mit hohem politischen Wissen in einfachen Szenarien entkräftet. Es zeigt sich aber, dass koalitionsorientierte Wahlentscheidungen voraussetzungsreich sind und die Wähler in komplizierten Situationen seltener einem rationalen Kalkül folgen können.

Insgesamt wird deutlich, dass in diesem Bereich noch viel Forschungsbedarf besteht. Fundierte theoretische Grundlagen wurden durch die bisherigen Arbeiten gelegt, es fehlen aber noch weitere empirische Überprüfungen. Dabei können insbesondere experimentelle Designs von

Nutzen sein, da die Zuordnung von Ursache und Effekt bei Experimenten leichter ist. Laborexperimente sind zwar auf Grund ihrer limitierten externen Validität oft problematisch; [Linhart und Huber \(2009\)](#), [Meffert und Gschwend \(2011\)](#) und [Irwin und Holsteyn \(2012\)](#), die ihre (Feld-)Experimente an reale Wahlen anlehnen, zeigen aber Wege auf, wie man dieses Problem minimieren kann und koalitionsgerichtetes Wählen untersuchen kann.

Literaturverzeichnis

- Abramson, P. R., J. H. Aldrich, P. Paolino und D. W. Rohde (1992): "Sophisticated" Voting in the 1988 Presidential Primaries. *American Political Science Review* 86, S. 55-69.
- Aldrich, J., A. Blais, I. Indridason und R. Levine (2004): Coalition Considerations and the Vote. In: A. Arian und M. Shamir (Hrsg.), *The Elections in Israel, 2003*. New Brunswick: Transaction Press, S. 180-211.
- Armstrong, D. und R. Duch (2010): Why Can Voters Anticipate Post-election Coalition Formation Likelihoods? *Electoral Studies* 29, S. 308-315.
- Austen-Smith, D. und J. Banks (1988): Elections, Coalitions and Legislative Outcomes. *American Political Science Review* 82, S. 405-422.
- Babad, E. (1997): Wishful thinking among voters: motivational and cognitive influences. *International Journal of Public Opinion Research*. *International Journal of Public Opinion Research* 9, S. 105-125.
- Bargsted, M. A. und O. Kedar (2009): Coalition-targeted duvergerian voting. How expectations affect voter choice under proportional representation. *American Journal of Political Science* 53, S. 307-323.
- Blais, A., J. H. Aldrich, I. H. Indridason und R. Levine (2006): Do voters vote for government coalitions? Testing Downs' pessimistic conclusion. *Party Politics* 12, S. 691-705.
- Bowler, S., J. Karp und T. Donovan (2010): Strategic coalition voting: evidence from New Zealand. *Electoral Studies* 29, S. 1-8.
- Bytzek, E. (2007): Der überraschende Erfolg der FDP bei der Bundestagswahl 2005. Leihstimmen oder Koalitionswahl als Ursache. In: T. Faas, K. Arzheimer, und S. Roßteutscher (Hrsg.), *Information - Wahrnehmung - Emotion. Politische Psychologie in der Wahl- und Einstellungsforschung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 315-332.

- Bytzek, E. (2013): Koalitionspräferenzen, Koalitionswahl und Regierungsbildung. In: B. Weßels, O. W. Gabriel, und H. Schoen (Hrsg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2009*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 231-246.
- Bytzek, E., T. Gschwend, S. Huber, M. F. Meffert und E. Linhart (2011): Koalitionssignale und ihre Wirkungen auf Wahlentscheidungen. *Politische Vierteljahresschrift* 45, S. 393-418.
- Bytzek, E. und S. Huber (2010): Coalition Preferences and Voting Behaviour at the 2009 German Federal Election. Konferenzpapier für das 106. Annual Meeting der American Political Science Association, 2.-5. September 2010, Washington, DC.
- Downs, A. (1957): *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper Collins.
- Downs, A. (1968): *Ökonomische Theorie der Demokratie*. Tübingen: Mohr.
- Duch, R. M., J. May und D. A. Armstrong (2010): Coalition-directed voting in multiparty democracies. *American Political Science Review* 104, S. 698-719.
- Duverger, M. (1972): *Party Politics and Pressure Groups. A comparative introduction*. New York: Crowell.
- Faas, T. und R. Schmitt-Beck (2007): Wahrnehmung und Wirkungen politischer Meinungsumfragen. Eine Exploration zur Bundestagswahl 2005. In: F. Brettschneider, O. Niedermayer, und B. Weßels (Hrsg.), *Die Bundestagswahl 2005. Analysen des Wahlkampfes und der Wahlergebnisse*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 180-211.
- Fredén, A. (2014): Threshold Insurance Voting in PR Systems: A Study of Voters' Strategic Behavior in the 2010 Swedish General Election. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 24, S. 473-492.
- Gschwend, T. (2007): Ticket-splitting and strategic voting under mixed electoral rules. Evidence from Germany. *European Journal of Political Research* 46, S. 1-23.
- Hobolt, S. B. und J. A. Karp (2010): Voters and coalition governments. *Electoral Studies* 29, S. 299 - 307.
- Huber, S., T. Gschwend, , M. F. Meffert und F. U. Pappi (2009): Erwartungsbildung über den Wahlausgang und ihr Einfluss auf die Wahlentscheidung. In: O. Gabriel, B. Weßels, und J. Falter (Hrsg.), *Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2005*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 561-584.

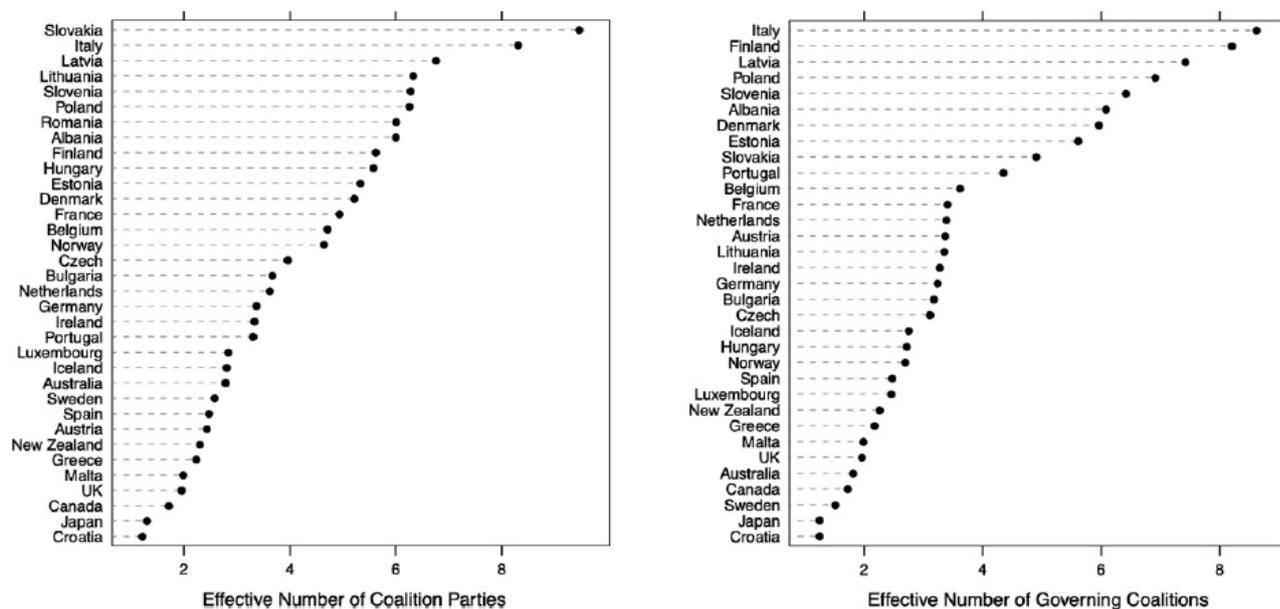
- Irwin, G. A. und J. J. V. Holsteyn (2002): According to the Polls: The Influence of Opinion Polls on Expectations. *Public Opinion Quarterly* 66, S. 92-104.
- Irwin, G. A. und J. J. V. Holsteyn (2012): Strategic electoral considerations under proportional representation. *Electoral Studies* 31, S. 184 - 191. Special Symposium: Germany's Federal Election September 2009.
- Karp, J., J. Vowles, S. A. Banducci und T. Donovan (2002): Strategic Voting, Party Activity, and Candidate Effects: Testing Explanations for Split Ticket Voting in New Zealand's New Mixed System. *Electoral Studies* 21, S. 1-22.
- Kedar, O. (2005): When Moderate Voters Prefer Extreme Parties: Policy Balancing in Parliamentary Elections. *American Political Science Review* 99, S. 185-199.
- Laasko, M. und R. Taagepera (1979): Effective number of parties: a measure with applications to Western Europe. *Comparative Political Studies* 12, S. 3-27.
- Lewis-Beck, M. S. und A. Skalaban (1989): Citizen Forecasting: Can Voters See into the Future? *British Journal of Political Science* 19, S. 146-153.
- Linhart, E. (2007): Rationales Wählen als Reaktion auf Koalitionssignale am Beispiel der Bundestagswahl 2005. *Politische Vierteljahresschrift* 48, S. 461-484.
- Linhart, E. (2009): A rational calculus of voting considering coalition signals. The German Bundestag elections 2005 as an example. *World Political Science Review* 5, S. 1-28.
- Linhart, E. und S. Huber (2009): Der rationale Wähler in Mehrparteiensystemen. Theorie und experimentelle Befunde. In: C. Henning, E. Linhart, und S. Shikano (Hrsg.), *Parteienwettbewerb, Wahlverhalten und Koalitionsbildung*. Baden-Baden: Nomos, S. 133-160.
- Lundberg, T. C. (2013): Politics is Still an Adversarial Business: Minority Government and Mixed-Member Proportional Representation in Scotland and in New Zealand. *The British Journal of Politics & International Relations* 15, S. 609-625.
- McCuen, B. und R. Morton (2010): Tactical Coalition Voting and Information in the Laboratory. *Electoral Studies* 29, S. 316-328.
- Meffert, M. F. und T. Gschwend (2007): Strategic voting under proportional representation and coalition governments: a simulation and laboratory experiment. Arbeitspapier No. 07-55, Mannheim: Sonderforschungsbereich 504 der Universität Mannheim.

- Meffert, M. F. und T. Gschwend (2009): Strategisches Wählen in Mehrparteiensystemen. Ein Gruppenexperiment. In: C. Henning, E. Linhart, und S. Shikano (Hrsg.), *Parteienwettbewerb, Wahlverhalten und Koalitionsbildung*. Baden-Baden: Nomos, S. 107-132.
- Meffert, M. F. und T. Gschwend (2010): Strategic coalition voting: Evidence from Austria. *Electoral Studies* 29, S. 339-349.
- Meffert, M. F. und T. Gschwend (2011): Polls, coalition signals and strategic voting: An experimental investigation of perceptions and effects. *European Journal of Political Research* 50, S. 636-667.
- Meffert, M. F., S. Huber, T. Gschwend und F. U. Pappi (2011): More than wishful thinking: causes and consequences of voters' electoral expectations about parties and coalitions. *Electoral Studies* 30, S. 804-815.
- Pappi, F. U. und P. W. Thurner (2002): Electoral behaviour in a two-vote system. Incentives for ticket splitting in German Bundestag elections. *European Journal of Political Research* 41, S. 207-232.
- Riambau, G. (2013): Bandwagon or Strategic Voting in Israel? Note on Bargsted and Kedar 2009. Working Paper (submitted to *Electoral Studies*).
- Riker, W. H. und P. C. Ordeshook (1968): A Theory of the Calculus of Voting. *American Political Science Review* 62, S. 25-42.
- Schoen, H. (1999): Mehr oder weniger als fünf Prozent – ist das wirklich die Frage? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 51, S. 565-582.
- Shikano, S., M. Herrmann und P. W. Thurner (2009): Strategic Voting under Proportional Representation: Threshold Insurance in German Elections. *West European Politics* 32, S. 634-656.

Anhang

Abbildungen aus [Armstrong und Duch \(2010\)](#): Why Can Voters Anticipate Post-election Coalition Formation Likelihoods?

Abbildung 3: Links: Effektive Zahl von Koalitionsparteien. Rechts: Effektive Zahl der Koalitionen. ([Armstrong und Duch \(2010\)](#))



Quelle: Armstrong, David/Duch, Raymond, 2010: Why Can Voters Anticipate Post-election Coalition Formation Likelihoods? Electoral Studies 29, S. 312.

Tabellen aus Huber et al. (2009): Erwartungsbildung über den Wahlausgang und ihr Einfluss auf die Wahlentscheidung

Tabelle 1: Wunschenken und Erwartungen für einzelne Koalitionen (Huber et al. (2009))

	Österreich	Deutschland
Koalitionspräferenz	1.79c (.14)	1.85c(.20)
Parteipräferenz 1. Koalitionspartner	.15c(.05)	.07(.05)
Parteipräferenz 2. Koalitionspartner	.86c (.07)	-.17a(.08)
Politisches Wissen	.07c (.02)	.75c(.07)
Bildung	.09c (.01)	.12c (.02)
Politisches Wissen * Koalitionspräferenz	.04(.05)	-.49c(.15)
Bildung *Koalitionspräferenz	-.16c (.03)	-.14c (.05)
N (Bewertungen)	7 136	10 590
N (Befragte)	1 453	3 530

Signifikanzniveaus: a = $p < .10$; c = $p < .01$. Zellen der ersten Spalte enthalten Koeffizienten der ordered-logit Regressionen für Österreich. Zellen der zweiten Spalte enthalten Koeffizienten der logistischen Regression für Deutschland. Robuste Standardfehlern (korrigiert für die Cluster) in Klammern. Österreich: Erwartungen für Koalitionen ÖVP/SPÖ, ÖVP/FPÖ, ÖVP/BZÖ, ÖVP/Grüne, SPÖ/Grüne; Deutschland: Erwartungen für Koalitionen Union/FDP, Union/SPD, SPD/Grüne.

Quelle: Huber, Sascha/Gschwend, Thomas/Meffert, Miachel F./Pappi, Franz Urban, 2009: Erwartungsbildung über den Wahlausgang und ihr Einfluss auf die Wahlentscheidung. In: Gabriel, Oscar/Weßels, Bernhard/ Falter, Jürgen (Hrsg.), Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2005. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 573.

Tabellen aus Meffert et al. (2011): More than wishful thinking: causes and consequences of voters' electoral expectations about parties and coalitions

Tabelle 2: Overall accuracy of electoral expectations (Meffert et al. (2011))

Correct Electoral Expectations (%)	Austria B (SE)	Germany B (SE)
Political motivations		
PID	0.023* (0.010)	0.059*** (0.010)
Political interest	0.042†(0.022)	0.264*** (0.023)
Campaign interest	0.023 (0.020)	0.024 (0.020)
Attention to polls	0.067*** (0.018)	
Political knowledge	0.114*** (0.018)	0.148*** (0.011)
Rational considerations		
Distance 1st & 2nd preference	-0.122*** (0.024)	-0.143*** (0.032)
Probability of turnout	0.103*** (0.023)	0.111*** (0.025)
Lack of alternative		0.033** (.012)
Regional context		
Regional differences	-0.033†(0.018)	0.022 (0.022)
East Germany		-0.035* (0.017)
Capital Cities (Vienna/Berlin)	0.020 (0.014)	0.049†(0.027)
Demographics		
Education	0.052*** (0.016)	0.126*** (0.016)
Sex (male)	0.023* (0.010)	0.119*** (0.009)
Age	-0.082*** (0.020)	0.039 (0.024)
Constant	0.483*** (0.025)	0.110*** (0.026)
Adj. R2	0.15	0.31
N	1455	3300

Entries are unstandardized regression coefficients, with standard errors in parentheses. All independent variables are scaled. †p<0.10, *p<0.05, **p< 0.01, ***p<0.001

Quelle: Meffert, Michael F./Huber, Sascha/Gschwend, Thomas/Pappi. Franz U., 2011: More than wishful thinking: causes and consequences of voters' electoral expectations about parties and coalitions. In: Electoral Studies 30, S. 810.

Table 3: Expectations and voting for the German Left Party (Meffert et al. (2011))

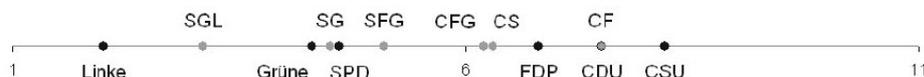
		Vote for Left Party					
All		Low knowledge			High knowledge		
B	(SE)	FD	B	(SE)	FD	B	(SE)
Expectations							
Left party	1.43**	0.03	1.59†	(0.89)	0.06	1.27*	(0.64)
Grand coalition	0.77**	0.03	0.23	(0.71)	0.02	0.78*	(0.35)
CDU-FDP coalition	0.17	0.01	-0.71	(0.71)	-0.02	0.21	(0.33)
Preferences							
Grand coalition	0.73*	0.03	0.37	(0.83)	0.03	0.76*	(0.33)
CDU-FDP coalition	-1.59*	-0.02	-0.05	(0.87)	0.01	-2.87**	(1.00)
Left party	1.68***	0.02	1.22*	(0.51)	0.03	2.02***	(0.31)
Strength of Left party PID	2.49***	0.21	3.26***	(0.74)	0.39	2.10***	(0.55)
Evaluation Left party	5.24***	0.51	4.41***	(1.23)	0.35	5.67***	(0.87)
Evaluation Left Party leader	1.00†	0.03	0.60	(0.99)	0.03	1.17†	(0.62)
Regional controls							
East Germany	0.13	<0.01	-0.01	(0.46)	<0.01	0.29	(0.29)
Constant	-8.18***	-7.45***	(1.01)	-8.44***	(0.77)		
Pseudo R2	0.57	0.57		0.59			
N	2981	809		2172			

Entries are unstandardized logistic regression coefficients, with standard errors in parentheses. All independent variables are scaled 0–1. The simulated effect sizes represent predicted first differences (percentage point changes) for each independent variable (max. minus min. value) for a voter who prefers the Left party with all other variables set to the mean or typical values. †p<0.10, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

Quelle: Meffert, Michael F./Huber, Sascha/Gschwend, Thomas/Pappi. Franz U., 2011: More than wishful thinking: causes and consequences of voters' electoral expectations about parties and coalitions. In: Electoral Studies 30, S. 811.

Tabellen aus [Bytzek \(2013\)](#): Koalitionspräferenzen, Koalitionswahl und Regierungsbildung.

Abbildung 4: Durchschnittliche Partei- und Koalitionspositionen ([Bytzek \(2013\)](#))



Die CDU und die Schwarz-Gelbe Koalition werden auf dem gleichen Punkt (7.5) positioniert. SGL: Rot-Rot-Grün; SG: Rot-Grün; SFG: Ampelkoalition; CFG: Jamaikakoalition; CS: Große Koalition; CF: Schwarz-Gelb.

Quelle: Bytzek, Evelyn, 2013: Koalitionspräferenzen, Koalitionswahl und Regierungsbildung. In: Weßels, Bernhard/Gabriel, Oscar, W./Schoen, Harald (Hrsg.), Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2009. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 236. Daten der Online-Tracking-Umfrage der German Longitudinal Election Study (Tracking 4: Koalitionen, ZA 5337).

Tabelle 4: Effekte von Koalitionsbewertungen auf Koalitionspräferenzen ([Bytzek \(2013\)](#))

	Koalitionspräferenzen
Durchschnittliche Parteibewertung (nur Koalitionsparteien)	0.39 (0.03) ^{***}
Durchschnittliche Politikerbewertung (nur Koalitionsparteien)	0.19 (0.03) ^{***}
Ideologische Distanz zur Koalition	-0.27 (0.02) ^{***}
Problemlösungskompetenz	0.31 (0.01) ^{***}
Index: Zahl der Parteien/lagerübergreifend	-0.03 (0.01) ^{***}
Konstante 0.14	(0.02) ^{***}
R ²	0.48
N (Befragte)	631
N (Fälle)	3446

Die Zellen enthalten Koeffizienten einer linearen Regression mit robusten Standardfehlern in Klammern. Die Werte aller Variablen sind auf ein Intervall von 0 bis 1 normiert. Signifikanzen: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Quelle: Bytzek, Evelyn, 2013: Koalitionspräferenzen, Koalitionswahl und Regierungsbildung. In: Weßels, Bernhard/Gabriel, Oscar, W./Schoen, Harald (Hrsg.), Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2009. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 237.

Tabelle 5: Effekte von Koalitionsbewertungen auf eine Präferenz für Schwarz-Gelb (Bytzek (2013))

	Präferenz für Schwarz-Gelb
CDU-Bewertung	0.16 (0.06)**
CSU-Bewertung	0.14 (0.04)**
FDP-Bewertung	0.22 (0.04)***
Bewertung von Merkel	0.05 (0.04)
Bewertung von zu Guttenberg	0.00 (0.04)
Bewertung von Westerwelle	0.13 (0.04)**
Ideologische Distanz zur Koalition	-0.20 (0.04)***
Problemlösungskompetenz	0.27 (0.02)***
Konstante	0.07 (0.03)*
R2	0.70
N	583

Die Zellen enthalten Koeffizienten einer linearen Regression mit Standardfehlern in Klammern. Die Werte aller Variablen sind auf ein Intervall von 0 bis 1 normiert. Signifikanzen: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Quelle: Bytzek, Evelyn, 2013: Koalitionspräferenzen, Koalitionswahl und Regierungsbildung. In: Weßels, Bernhard/Gabriel, Oscar, W./Schoen, Harald (Hrsg.), Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2009. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 237.

Tabellen aus Linhart und Huber (2009): Der rationale Wähler in Mehrparteiensystemen. Theorie und experimentelle Befunde

Tabelle 6: Versuchspersonen aufgeteilt nach rationalem Kalkül und ehrlicher Wahlabsicht (Linhart und Huber (2009))

	Kein rationales Kalkül	Rationales Kalkül	Σ
Ehrlich	28%	31%	59%
Nicht ehrlich	29%	12%	41%
Σ	57%	43%	100%
(N=932)			

Quelle: Linhart, Eric/Huber, Sascha, 2009: Der rationale Wähler in Mehrparteiensystemen. Theorie und experimentelle Befunde. In: Henning, Christian/Linhart, Eric/Shikano, Susumu (Hrsg.): Parteienwettbewerb, Wahlverhalten und Koalitionsbildung. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft, S. 148.

Tabelle 7: Logistische Modelle der Wahlabsicht für die einzelnen Parteien (Linhart und Huber (2009))

	Wahlabsicht CDU/CSU	Wahlabsicht SPD	Wahlabsicht FDP	Wahlabsicht Die Grünen
Ideologische Distanz zu Partei	-2.93(.56)***	-2.97(.70)***	-5.04(.78)***	-4.97 (.84)***
Naheste Partei	.02(.21)	.42(.22)	.18(.23)	.44(.24)
Partei rationale Wahl	.92(.22)***	.65(.18)***	.62(.43)	-.00(.44)
Koalitionsbedingung: „Jamai- ka“	.19(.20)			-.73(.33)**
Koalitionsbedingung: „Am- pel“		-.37(.22)	.09(.22)	
Koalitionsbedingung: „Rot- rot-grün“		-.74(.23)***		
Konstante	-.55(.23)**	-.96(.26)***	-.39(.23)	-.55(.24)**
	.15	.12	.10	.16
N	941	941	941	941

Alle Variablen wurden auf ein Intervall von 0 bis 1 standartisiert. Zellen erhalten Koeffizienten der logistischen Regression. Standartfehler in Klammern. *p<.05, ** p<.01, ***p<.001

Quelle: Linhart, Eric/Huber, Sascha, 2009: Der rationale Wähler in Mehrparteiensystemen. Theorie und experimentelle Befunde. In: Henning, Christian/Linhart, Eric/Shikano, Susumu (Hrsg.): Parteienwettbewerb, Wahlverhalten und Koalitionsbildung. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft, S. 154.

Tabelle 8: Erklärende Faktoren für die Rationalität der Wahlentscheidung (Linhart und Huber (2009))

	Wahlentscheidung nach rationalem Kalkül
Koalitionsbedingung leicht (1) vs. schwierig (0)	.28(.14)*
Politisch-räumliches Denken	.34(.14)**
Räumlich stringente Parteibewertung	.64(.15)***
Bereitschaft zu strategischem Leihstimmen-Wählen	-.81(.31)***
Politisches Wissen	.20(.23)
Politisches Interesse	-.32(.35)
Hochschulabschluss	.11(.15)
Alter	.75(.25)***
Konstante	-.71(.29)**
Pseudo-R ²	.04
N	938

Alle Variablen wurden auf ein Intervall von 0 bis 1 standardisiert. Zellen enthalten Koeffizienten der logistischen Regression. Standardfehler in Klammern. *p<.05, ** p<.01, *** p<.001.

Quelle: Linhart, Eric/Huber, Sascha, 2009: Der rationale Wähler in Mehrparteiensystemen. Theorie und experimentelle Befunde. In: Henning, Christian/Linhart, Eric/Shikano, Susumu (Hrsg.): Parteienwettbewerb, Wahlverhalten und Koalitionsbildung. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft, S. 152.

Tabellen aus [Bytzek et al. \(2011\)](#): Koalitionssignale und ihre Wirkungen auf Wahlentscheidungen

Tabelle 9: Einteilung der Befragten nach rationalem Kalkül und Präferenzwahl ([Bytzek et al. \(2011\)](#))

	Kein rationales Kalkül	Rationales Kalkül	Σ
Abweichende Wahl	27	14	42
Präferenzwahl	28	30	58
Σ	55	45	100

Quelle: Bytzek, Evelyn/Gschwend, Thomas/Huber, Sascha/Meffert, Michael F./Linhart, Eric, 2011: Koalitionssignale und ihre Wirkungen auf Wahlentscheidungen. Politische Vierteljahresschrift 45, S. 408.

Tabelle 10: Erklärungskraft von einfacher Distanzwahl und rationalem Kalkül für die Wahlabsicht ([Bytzek et al. \(2011\)](#))

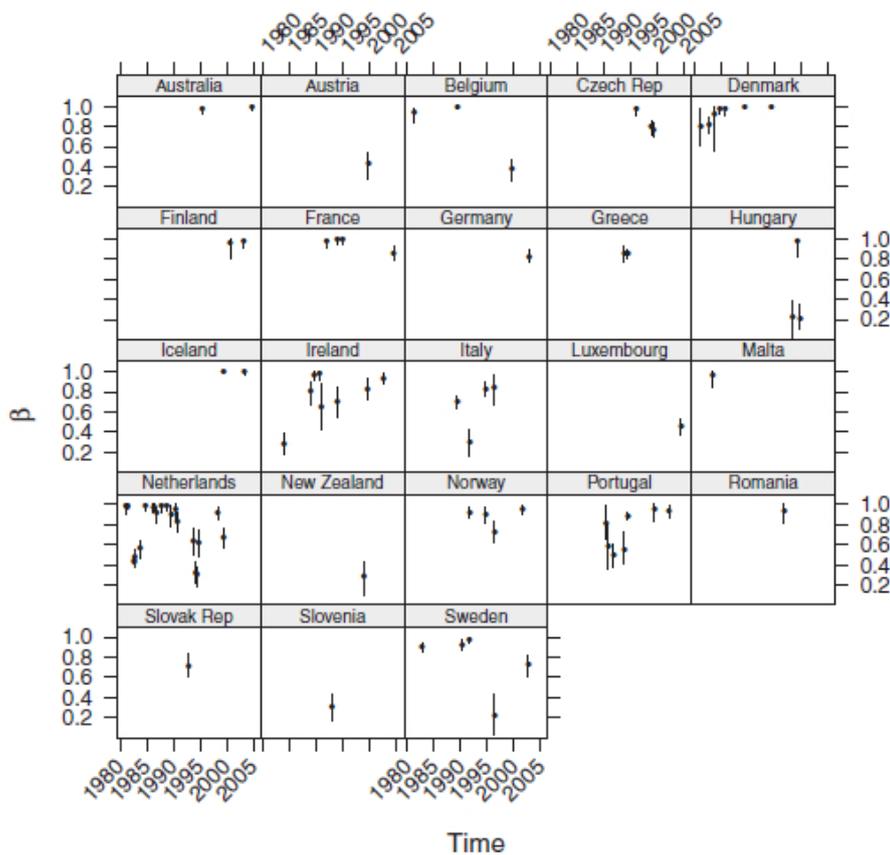
	Wahlabsicht für jeweilige Partei		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Ideologische Distanz zu Partei	-6,03 (0,30)***	-5,33 (0,30)***	-5,31 (0,30)***
Naheste Partei	0,48 (0,09)***	0,41 (0,10)***	-0,02 (0,17)
Rationale Wahl		0,97 (0,10)***	0,62 (0,19)**
Politisches Wissen			-0,46 (0,10)***
Wissen * naheste Partei			0,58 (0,19)**
Wissen * rationale Wahl			0,47 (0,21)*
Konstante	-0,55 (0,07)***	-0,91 (0,08)***	-0,57 (0,10)***
McFaddens Pseudo-R ²	0,16	0,19	0,20
N (Befragte)	1175	1175	1175
N (Bewertungen)	5875	5875	5875

Zelleinträge sind Logit-Koeffizienten, robuste Standardfehler in Klammern. Alle Variablen wurden auf ein Intervall von 0 bis 1 standardisiert. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Quelle: Bytzek, Evelyn/Gschwend, Thomas/Huber, Sascha/Meffert, Michael/Linhart, Eric, 2011: Koalitionssignale und ihre Wirkungen auf Wahlentscheidungen. Politische Vierteljahresschrift 45, S. 410.

Tabellen aus Duch et al. (2010): Coalition-directed voting in multiparty democracies.

Abbildung 5: Posterior Medians and 95% Credible Intervals for β (Duch et al. (2010))



Quelle: Duch, Raymond M., Jeff May und David A. Armstrong (2010): Coalition-directed voting in multiparty democracies. American Political Science Review 104, S. 713.

Tabellen und Abbildungen aus Kedar (2005): When Moderate Voters Prefer Extreme Parties: Policy Balancing in Parliamentary Elections

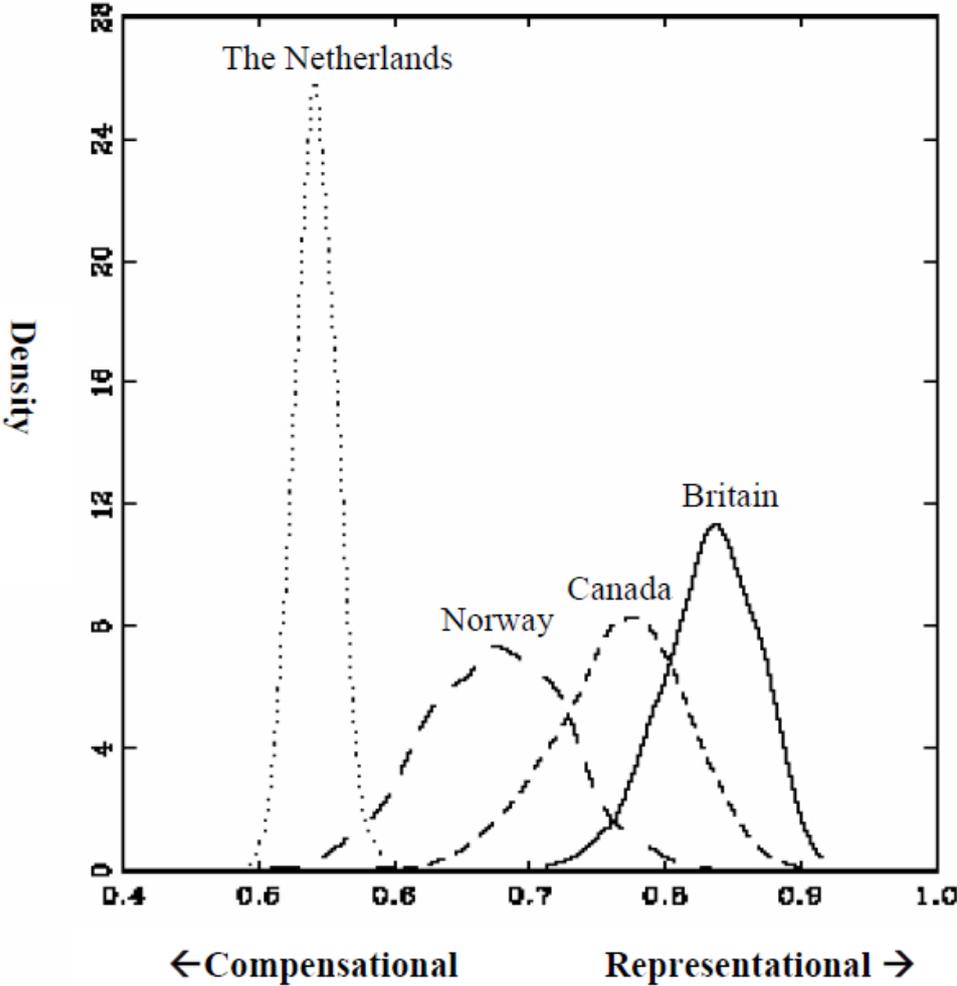
Tabelle 11: Issue Voting in Four Political Systems [0=Compensational, 1=Representational] (Kedar (2005))

Measure	Norway	The Netherlands	Great Britain	Canada
Seat Share	0.674 (0.564, 0.767)	0.543 (0.512, 0.572)	0.833 (0.761, 0.892)	0.770(0.660, 0.850)
Vote Share	0.645(0.538, 0.738)	0.543c(0.512, 0.572)	0.730(0.606, 0.833)	0.613(0.529, 0.693)
Avg. (seats,Portfolios)	0.782(0.736, 0.817)	0.597(0.565, 0.629)	0.849(0.755, 0.919)	0.880(0.820, 0.923)

Results Norway including the Liberal party are similar to the results reported here. For example, based on vote share is 0.605 with confidence interval (0.537, 0.676). 95% confidence interval. Uncertainty is calculated by randomly drawing from the multivariate normal distribution centered at with variance equal to (see King, Tomz, and Wittenberg 2000, and Herron 2000). Seat share and vote share in the Netherlands are identical (with the exception of fine-tuned rounding). Therefore, the results for the Netherlands are actually based on two, rather than three measures.

Quelle: Kedar, Orit, 2005: When Moderate Voters Prefer Extreme Parties: Policy Balancing in Parliamentary Elections. American Political Science Review 99, S. 193.

Abbildung 6: Issue Voting in Four Systems (Kedar (2005))



Quelle: Kedar, Orit, 2005: When Moderate Voters Prefer Extreme Parties: Policy Balancing in Parliamentary Elections. *American Political Science Review* 99, S. 194.

**Tabellen aus Bargsted und Kedar (2009): Coalition-targeted duvergerian voting.
How expectations affect voter choice under proportional representation.**

Tabelle 12: Konditionales Logit-Modell der Wahlentscheidung unter Kontrolle der Präferenzen (Bargsted und Kedar (2009))

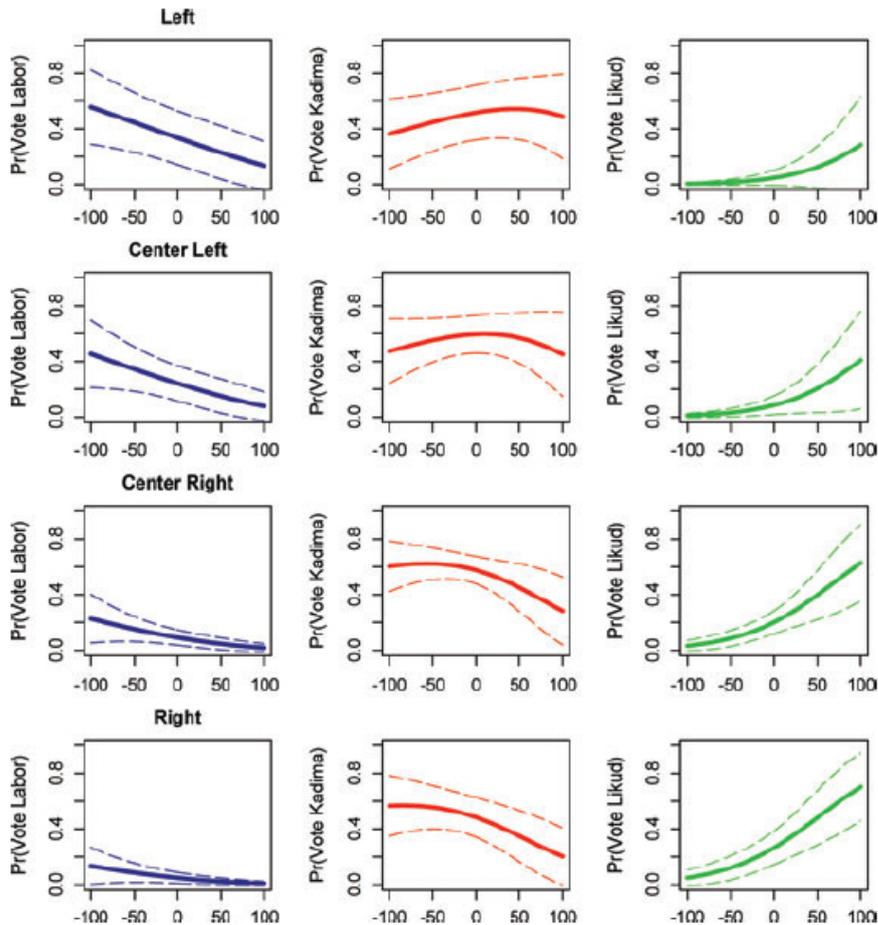
	Meretz	Labor	Shas	Likud	Israel Beitenu	Ichud Leumi-Mafdal
Distance			-0.040 (0.007)			
Expected coalition	-0.002 (0.007)	-0.009 (0.005)	0.004 (0.009)	0.018 (0.006)	0.001 (0.006)	-0.004 (0.008)
Coalition preference	N/A (0.317)	-0.781 (0.352)	0.716 (0.215)	1.100 (0.222)	0.800 (0.308)	0.503
Left-right position	-0.427 (0.118)	-0.230 (0.079)	0.182 (0.142)	0.225 (0.098)	0.287 (0.116)	0.497 (0.144)
State-religion	-0.103 (0.243)	-0.121 (0.154)	0.841 (0.399)	0.295 (0.182)	-0.148 (0.203)	0.640 (0.302)
Size of government	0.257 (0.222)	0.382 (0.146)	0.523 (0.308)	0.019 (0.169)	-0.227 (0.193)	0.198 (0.240)
Territories	-0.205 (0.300)	-0.092 (0.174)	0.707 (0.299)	0.335 (0.175)	0.246 (0.200)	61.197 (0.289)
Age	-0.012 (0.013)	-0.010 (0.009)	-0.039 (0.021)	0.005 (0.011)	-0.009 (0.012)	-0.015 (0.016)
Female	0.645 (0.442)	-0.161 (0.290)	-0.997 (0.597)	-0.472 (0.344)	0.226 (0.360)	-0.240 (0.500)
Education	0.008 (0.081)	0.003 (0.048)	0.033 (0.111)	-0.034 (0.064)	0.001 (0.072)	0.206 (0.095)
Housing density	0.027 (0.684)	0.195 (0.441)	1.028 (0.604)	0.071 (0.458)	-0.642 (0.531)	-0.342 (0.615)
FSU immigrant	0.075 (0.971)	-1.331 (0.815)	N/A (0.488)	-0.156 (0.488)	2.048 (0.859)	0.293
Religiosity	-0.486 (0.375)	0.399 (0.245)	1.336 (0.395)	0.268 (0.271)	0.353 (0.305)	0.722 (0.347)
Constant	-15.918 (1.887)	-1.419 (1.271)	-12.289 (2.796)	-4.341 (1.566)	-3.223 (1.762)	-14.645 (2.535)
Log likelihood -612.182						
Prob > Chi2 <0.001						
AIC 1382.364						
N 581						

Reference category = Kadima. Standard errors in parentheses. Note: Regression coefficients were estimated using R (Version 2.8.0). N/A cells in the table represent a combination of variables with no cases

in the sample.

Quelle: Bargsted, Matias A./Kedar, Orit, 2009: Coalition-targeted duvergerian voting. How expectations affect voter choice under proportional representation. In: American Journal of Political Science 53, S. 315.

Abbildung 7: Predicted Probability of Endorsing the Three Main Parties by Coalition Expectation (Bargsted und Kedar (2009))



Note: Predicted probabilities are based on the model in Table 2. The model controls for coalition preference, ideological position, issue scales, policy positions and ideological proximity, and sociodemographic variables. Coalition expectations vary from -100 (certainty that Labor will be in government) to 100 (certainty that Likud will be in government). Voter positions are set to 1 (left), 3 (moderate left), 7 (moderate right), and 9 (right). Other variables are set to their mean.

Quelle: Bargsted, Matias A./Kedar, Orit, 2009: Coalition-targeted duvergerian voting. How

expectations affect voter choice under proportional representation. In: American Journal of Political Science 53, S. 316.

Tabellen aus Aldrich et al. (2004): Coalition Considerations and the Vote

Tabelle 13: Did R Intend to Vote Sincerely for a Right-Religious Party? (Aldrich et al. (2004))

Independent Variable	Coefficient	Odds Ratio
Odds of Right Coalition	0.01 (0.01)	1.01
Difference In Support Between Right-Religious Coalition and other coalition types	0.79*** (0.22)	2.20
Feeling Thermometer Score for Favorite Party	0.84*** (0.24)	2.32
Average Policy Distance From Likud	0.30** (0.12)	1.35
Dummy for Orthodox or Ultra-Orthodox	-0.51 (0.64)	0.60
Dummy for Sephardic Jews	-1.23** (0.61)	0.29
Personal Economic Condition	-1.68 (1.12)	0.19
Attitude towards exchanging land for peace	1.38 (0.86)	3.99
Values "Greater Israel" more than Democracy, Peace or Jewish majority	0.02 (1.02)	1.02
Voted for Shinui in 1999	-1.22** (0.54)	0.29
Voted for Sharon in 2001	0.42 (0.58)	1.52
Constant	-7.86*** (2.35)	
N = 146		
X2 = 72.16		
Pseudo R2 = 0.2833		

Quelle: Aldrich, John/Blais, Andre/Indridason, Indridi/Levine, Renan, 2004: Coalition Considerations and the Vote. In: Arian, Asher/Shamir, Michal (Hrsg.): The Elections in Israel, 2003. New Brunswick: Transaction Press, S. 203.

Tabelle 14: Wahl der Partei Shinui (Aldrich et al. (2004))

Independent Variable	Coefficient	Odds Ratio
Dummy for respondents who support a secular coalition more than the alternatives and think a secular coalition is likely to form	0.84* (0.01)	2.31
Difference in support for Secular and other Likud-led Coalitions	-0.01 (0.16)	0.99
Difference in support for Secular and Left Coalition	0.38*** (0.13)	1.46
Feeling Thermometer for Shinui	0.27*** (0.08)	1.31
Dummy for Shinui Highest Thermometer Score	3.03*** (0.37)	20.7
Average Policy Distance From Shinui	0.26*** (0.09)	1.3
Dummy for Orthodox or Ultra-Orthodox	-0.32 (0.83)	0.73
Dummy for Sephardic Jews	-0.72* (0.43)	0.49
Personal Economic Condition	1.2 (0.75)	3.3
Attitude towards exchanging land for peace	0.23 (0.59)	1.26
Voted for Shinui in 1999	1.27** (0.52)	3.6
Voted for Sharon in 2001	-0.42 (0.35)	0.66
Constant	-7.17*** (0.86)	

N= 1083
X2 = 425.51
Pseudo R2 = 0.5705

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

Quelle: Aldrich, John/Blais, Andre/Indridason, Indridi/Levine, Renan, 2004: Coalition Considerations and the Vote. In: Arian, Asher/Shamir, Michal (Hrsg.): The Elections in Israel, 2003. New Brunswick: Transaction Press, S. 204.

Tabellen aus [Bowler et al. \(2010\)](#): Strategic coalition voting: evidence from New Zealand

Tabelle 15: Vote for 2nd preferred party in government: multinomial logit model ([Bowler et al. \(2010\)](#))

Likely voters	Second preference		Another preference	
	Coef.	Std. error	Coef.	Std.error
Preferred party has little chance of being in government	0.25*	(0.12)	0.21	(0.17)
Disliked part(ies) have good chance of being in government	0.35*	(0.16)	-0.20	(0.26)
Supporter of small party	-0.55**	(0.18)	0.10	(0.22)
Strength of party attachment	-0.15**	(0.04)	-0.33**	(0.06)
Watched TV news/info	0.11	(0.06)	0.03	(0.09)
Age (in 10s)	0.00	(0.00)	0.00	(0.00)
Female	-0.31**	(0.11)	-0.30	(0.16)
Days into the campaign	0.01	(0.01)	0.01	(0.01)
Constant	-0.69*	(0.34)	-0.07	(0.47)
Observations 2716				

**p<0.01; *p< 0.05. Note: Reference category is first preference.

Quelle: Bowler, Shaun/Karp, Jeffrey/Donovan, Todd, 2010: Strategic coalition voting: evidence from New Zealand. In: Electoral Studies 29, S. 7.

Table 16: Government preferences and intended vote: logit coefficients (Bowler et al. (2010))

Likely voters	National		Labour		Green		New Zealand	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	First	S.E.
Disliked part(ies) have good chance of being in government?	-0.48*	(0.19)	-0.46*	(0.22)	0.49	(0.27)	0.25	(0.26)
National government preferred	4.07**	(0.44)	-19.17	(4945.62)	-18.55	(4963.11)	-0.23	(0.66)
National government preferred x poor chance	-0.89*	(0.39)	18.26	(4945.62)	17.01	(4963.11)	0.02	(0.63)
Labour government preferred	-2.08**	(0.33)	3.73**	(0.26)	0.13	(0.29)	-0.41	(0.32)
Labour government preferred x poor chance	0.41	(0.45)	0.02	(0.18)	-0.03	(0.27)	-0.11	(0.34)
Green government preferred	-19.09	(7990.50)	0.34	(0.61)	4.27*	(0.61)	-18.03	(7871.30)
Green government preferred x poor chance	16.79	(7990.50)	-1.21	(0.76)	0.78	(0.70)	0.06	(9112.31)
NZ government preferred	0.21	(0.79)	-19.13	(9121.60)	-18.33	(9105.15)	4.94**	(0.84)
NZ First government preferred x poor chance	-0.84	(0.89)	18.72	(9121.60)	16.63	(9105.15)	-0.43	(0.84)
Strength of party attachment	-0.05	(0.05)	0.25**	(0.05)	-0.14*	(0.07)	-0.10	(0.07)
Age (in 10s) -0.06	(0.05)	-0.07	(0.04)	-0.20**	(0.06)	0.41**	(0.06)	(0.18)
Female	0.39**	(0.14)	0.19	(0.12)	-0.11	(0.18)	-0.19	(0.01)
Days into the campaign	-0.02*	(0.01)	-0.02**	(0.01)	0.01	(0.01)	0.02**	(0.01)
Constant	-1.32**	(0.49)	-3.45**	(0.46)	-0.89	(0.60)	-4.48**	(0.63)
Nagelkerke R2	0.68		0.68		0.38		0.38	
n	2,846		2,846		2,846		2,846	

**p < 0.01; *p < 0.05.

Quelle: Bowler, Shaun/Karp, Jeffrey/Donovan, Todd, 2010: Strategic coalition voting: evidence from New Zealand. In: Electoral Studies 29, S. 7.

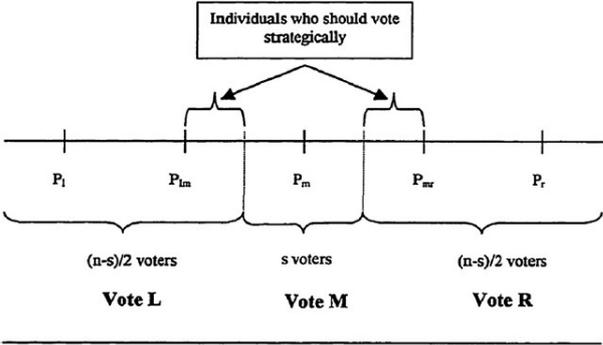
Tabellen und Abbildungen aus McCuen und Morton (2010): Tactical Coalition Voting and Information in the Laboratory

Tabelle 17: Probit estimation of probability of voting strategically for 2nd preference (Null case: $s = 7$, 1st preference is C, voter should choose sincerely, high information (McCuen und Morton (2010)))

	Marginal effect	Robust std. error	z	Pr > z	95% Confidence interval	Con-
TCV*($s = 3$)	11.78%	0.06	2.17	0.03	0.37%	23.18%
TCV*($s = 5$)	10.08%	0.05	2.01	0.05	-0.49%	20.64%
Non TCV*($s = 3$)	-6.32%	0.06	-1.06	0.29	-17.71%	5.08%
Non TCV*($s = 5$)	-3.02%	0.06	-0.52	0.60	-14.25%	8.20%
Election*TCV	0.83%	0.00	2.44	0.02	0.15%	1.50%
Election*Non TCV	0.20%	0.00	1.09	0.28	-0.16%	0.56%
Low infor.	-3.06%	0.04	-0.86	0.39	-9.99%	3.87%
1st pref. B*non TCV	9.36%	0.05	2.18	0.03	0.43%	18.28%
1st pref. D*non TCV	14.50%	0.05	3.39	0.00	5.40%	23.58%
Log like.	-1167.36					
Observations	2300					
	(stand. err. adj. for 115 clusters)					
Pseudo R2	0.0377					

Quelle: McCuen, Brian/Morton, Rebecca, 2010. Tactical Coalition Voting and Information in the Laboratory. In: Electoral Studies 29, S. 316-328.

Abbildung 8: Equilibrium party positions in ASB model. (McCuen und Morton (2010))



Note: n = number of voters

Note: s = threshold level

Fig. 1. Equilibrium party positions in ASB model.

Quelle: McCuen, Brian/Morton, Rebecca, 2010. Tactical Coalition Voting and Information in the Laboratory. In: Electoral Studies 29, S. 318.

Abbildung 9: Parties and voting types (McCuen und Morton (2010))

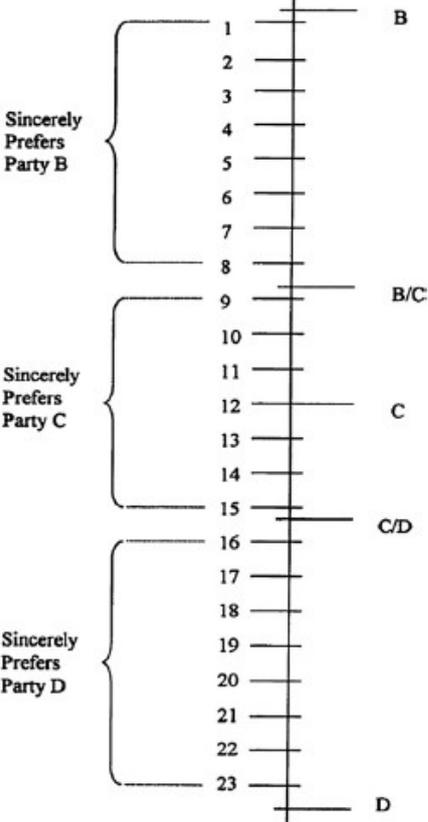


Fig. 2. Parties and voting types.

Quelle: McCuen, Brian/Morton, Rebecca, 2010. Tactical Coalition Voting and Information in the Laboratory. In: Electoral Studies 29, S. 319.

Abbildung 10: Equilibrium voting behavior when the threshold =3 (McCuen und Morton (2010))

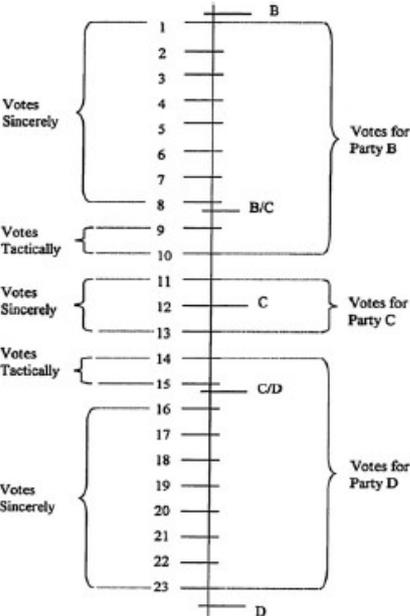


Fig. 3. Equilibrium voting behavior when the threshold = 3.

Quelle: McCuen, Brian/Morton, Rebecca, 2010. Tactical Coalition Voting and Information in the Laboratory. In: Electoral Studies 29, S. 320.

Abbildung 11: Equilibrium voting behavior when the threshold =5 (McCuen und Morton (2010))

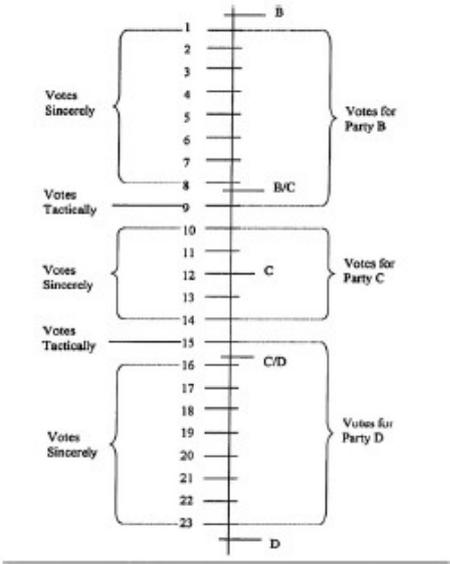
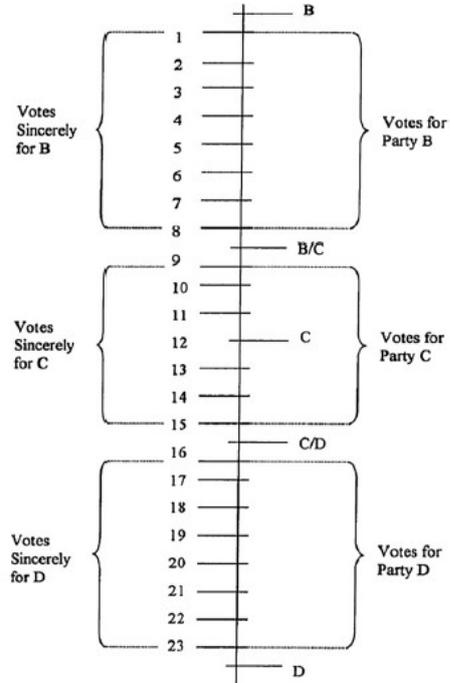


Fig. 4. Equilibrium voting behavior when the threshold = 5.

Quelle: McCuen, Brian/Morton, Rebecca, 2010. Tactical Coalition Voting and Information in the Laboratory. In: Electoral Studies 29, S. 320.

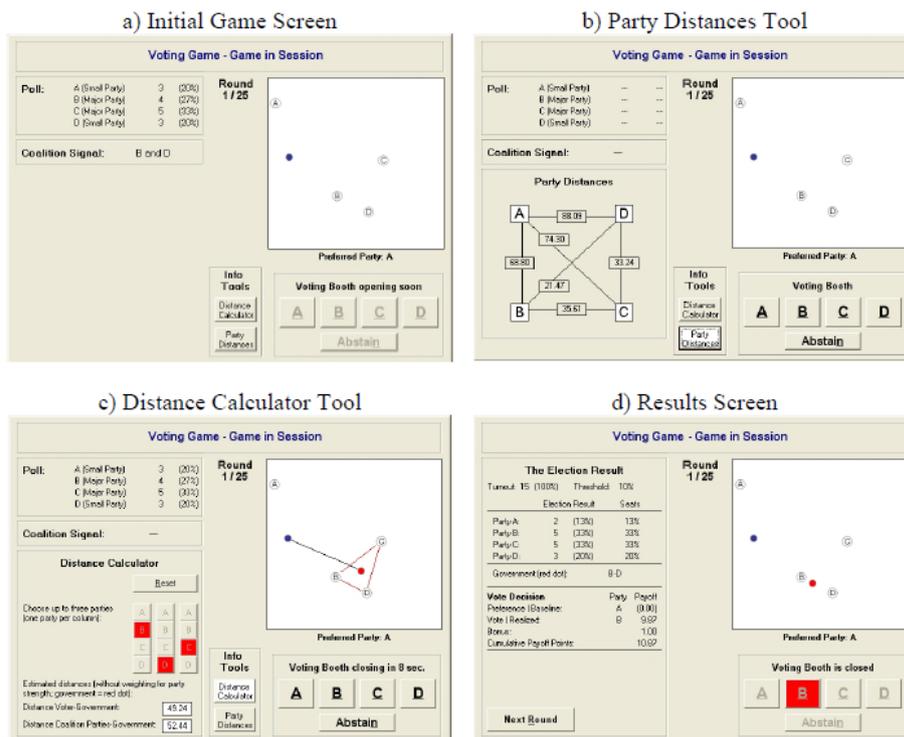
Abbildung 12: Equilibrium voting behavior when the threshold =7 (McCuen und Morton (2010))



Quelle: McCuen, Brian/Morton, Rebecca, 2010: Tactical Coalition Voting and Information in the Laboratory. In: Electoral Studies 29, S. 321.

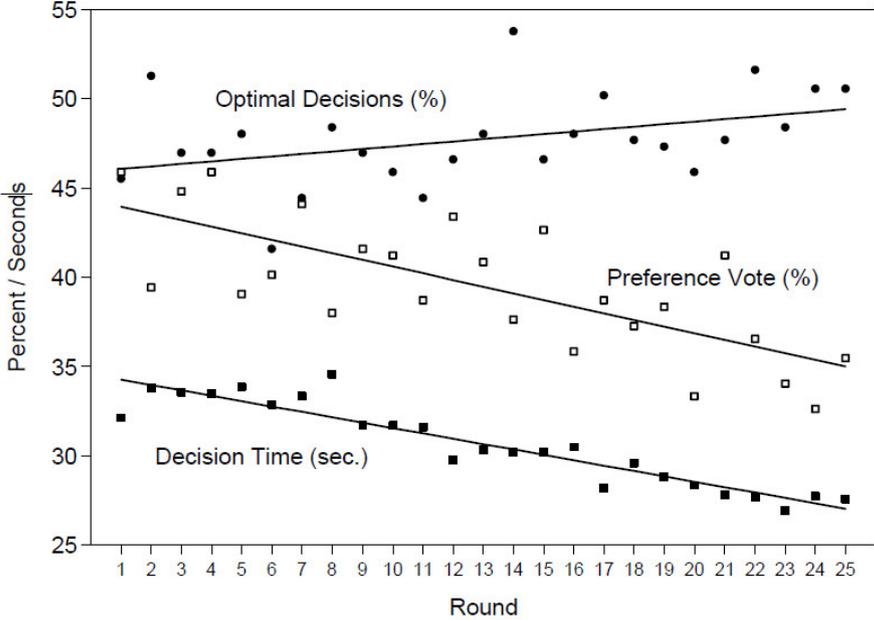
Tabellen aus Meffert und Gschwend (2007): Strategic voting under proportional representation and coalition governments : a simulation and laboratory experiment

Abbildung 13: Screenshots des Spiels (Meffert und Gschwend (2007))



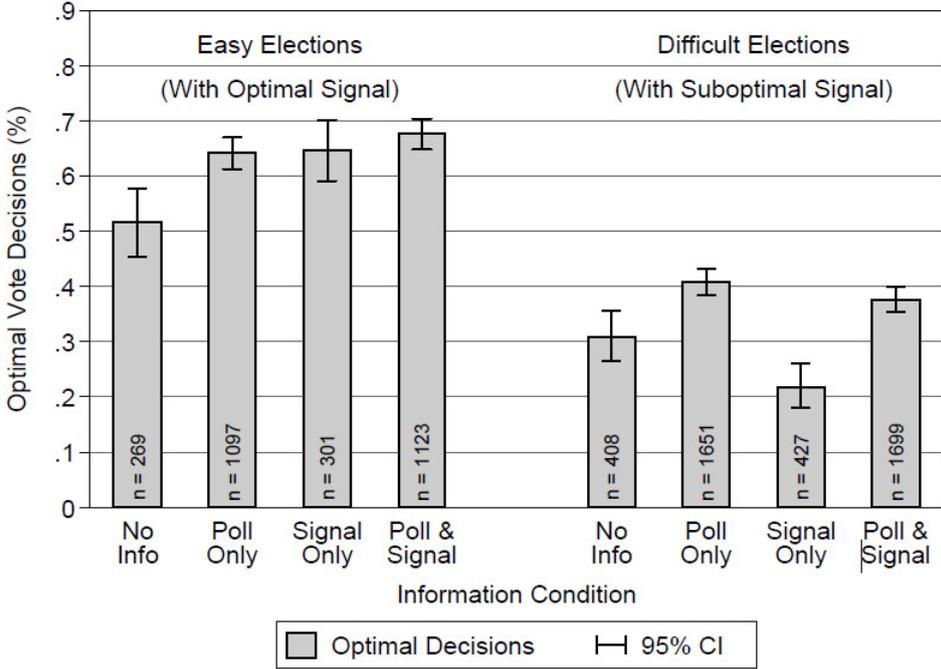
Quelle: Meffert, Michael/Gschwend, Thomas, 2007: Strategic voting under proportional representation and coalition governments : a simulation and laboratory experiment, Arbeitspapier No. 07-55, Mannheim: Sonderforschungsbereich 504 der Universität Mannheim, S. 29.

Abbildung 14: Optimale Entscheidungen, ehrliche Stimmabgaben und Dauer der Entscheidung (Meffert und Gschwend (2007))



Quelle: Meffert, Michael/Gschwend, Thomas, 2007: Strategic voting under proportional representation and coalition governments : a simulation and laboratory experiment, Arbeitspapier No. 07-55, Mannheim: Sonderforschungsbereich 504 der Universität Mannheim, S. 30.

Abbildung 15: Optimale Entscheidungen, getrennt nach Schwierigkeit und Informationsgrad (Meffert und Gschwend (2007))



Quelle: Meffert, Michael/Gschwend, Thomas, 2007: Strategic voting under proportional representation and coalition governments : a simulation and laboratory experiment, Arbeitspapier No. 07-55, Mannheim: Sonderforschungsbereich 504 der Universität Mannheim, S. 30.

Tabellen aus Gschwend (2007): Ticket splitting and strategic voting under mixed electoral rules. Evidence from Germany

Tabelle 18: Disentangling straight-ticket from strategic and non-strategic ticket-splitting Independent variables (Gschwend (2007))

	Dependent	variable
	Ticket-splitting straight-ticket	v. Strategic vote straight-ticket v.
Competitiveness	-0.161(0.090)	0.188(0.125)
PID small party	2.032*(0.977)	4.464**(0.887)
PID small party x Competitiveness	-0.363(0.292)	-0.575** (0.186)
Cost of strategic voting	0.872(1.272)	-0.075(1.291)
PID CDU	-1.183(1.204)	0.437(1.411)
Expectation FDP	-1.141(0.673)	-1.192(0.804)
PID CDU x Expectation FDP	1.986(1.261)	-1.158(1.528)
PID CDU x Cost of strategic voting	3.272(1.947)	-2.634(1.510)
Cost of strategic voting x Expectation FDP	1.915(1.189)	0.991(1.240)
PID CDU x Cost of strategic voting x Expectation FDP	-3.738(2.143)	5.133**(1.771)
PID SPD	-1.626(1.355)	-1.900(1.919)
Expectation Green	0.182(0.571)	-0.095(0.698)
PID SPD x Expectation Green	2.067(1.375)	1.322(1.917)
PID SPD x Cost of strategic voting	1.919(1.603)	3.530(2.041)
Cost of strategic voting x Expectation Green	-0.964(0.881)	0.406(1.115)
PID SPD x Cost of strategic voting x Expectation Green	-1.943(1.771)	-1.563(2.398)
Strength of Partisanship	-1.616** (0.494)	-1.008(0.790)
Political Sophistication	-0.094(0.185)	0.522*(0.254)
West	-0.435(0.241)	1.057(0.544)
Constant	-0.856(0.771)	-3.940**(1.028)
N 1,095		

Percentage correctly classified 82.1 Note: Cell entries are estimated coefficients with their standard errors in parentheses; * p < 0.05, ** p < 0.01 (two-tailed).

Quelle: Gschwend, Thomas, 2007: Ticket-splitting and strategic voting under mixed electoral rules. Evidence from Germany. In: European Journal of Political Research 46, S. 15.

Tabellen aus Bytzek et al. (2011): Der überraschende Erfolg der FDP bei der Bundestagswahl 2005. Leihstimmen oder Koalitionswahl als Ursache

Tabelle 19: Einfluss der Einzugswahrscheinlichkeit auf die FDP-Wahl (Koeffizienten einer logistischen Regression, Standardfehler in Klammern) (Bytzek et al. (2011))

	FDP-Einzug wird wahrgenommen als...	
	unsicher	sehr unsicher
FDP-Einzugswahrscheinlichkeit	0,11 (0,37)	0,12 (0,45)
Koalitionspräferenz	0,70 (0,34)*	0,54 (0,23)*
FDP-Einzug x Koalitionspräferenz	-0,40 (0,45)	-0,13 (0,69)
FDP-Präferenz	2,31 (0,35)***	2,34 (0,35)***
Konstante	-1,86 (0,30)***	-1,81 (0,20)***
N	665	665

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

Quelle: Bytzek, Evelyn, 2004: Der überraschende Erfolg der FDP bei der Bundestagswahl 2005. Leihstimmen oder Koalitionswahl als Ursache. In: T. Faas, K. Arzheimer, und S. Roßteutscher (Hrsg.), Information - Wahrnehmung - Emotion. Politische Psychologie in der Wahl- und Einstellungsforschung. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 328.

Tabelle 20: Koalitionswahl als Ursache des FDP-Erfolgs? (Koeffizienten einer logistischen Regression, Standardfehler in Klammern) (Bytzek et al. (2011))

	Aufrichtige Koalitionswahl
FDP-Präferenz	2,30 (0,35)***
Koalitionspräferenz	0,48 (0,22)*
Bewertungsunterschied	-0,02 (0,04)
Konstante	-1,67 (0,24)***
N	665

Signifikanzniveaus: $p < 0,1$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Quelle: Bytzek, Evelyn, 2004: Der überraschende Erfolg der FDP bei der Bundestagswahl 2005. Leihstimmen oder Koalitionswahl als Ursache. In: T. Faas, K. Arzheimer, und S. Roßteutscher (Hrsg.), Information - Wahrnehmung - Emotion. Politische Psychologie in der Wahl- und Einstellungsforschung. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 329.

Tabelle 21: Vote Intentions of ÖVP Supporters in Carinthia, by Party, Candidate, and Coalition Preferences and Expectations (Meffert und Gschwend (2010))

	Other/ÖVP	BZÖ/ÖVP
Party Evaluation (ÖVP)	-5.68*** (1.50)	-0.85 (4.70)
Coalition Preference (ÖVP-BZÖ-Coalition)	0.14 (0.82)	4.00** (1.88)
Expectation (BZÖ uncertain = 1)	0.72 (0.55)	-13.88** (6.62)
Coalition Preference X Ex- pectation	-2.05** (1.03)	14.35* (7.61)
Candidate Differential	-2.20*** (0.67)	-4.21*** (1.61)
Constant	5.97*** (1.43)	-2.44 (3.72)
Log Likelihood	-126.80	
N	189	

Note: Entries are multinomial logistic regression coefficients, with robust standard errors in parentheses, based on all ÖVP supporters in Carinthia. The vote intention for the ÖVP is the comparison category. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ Source: Pre-election Study of the 2006 Austrian national election including the over-sample of Carinthia.

Quelle: Meffert, Michael F./Gschwend, Thomas, 2010: Strategic coalition voting: Evidence from Austria. *Electoral Studies* 29 (3), S. 344.

Tabellen aus Fredén (2014): Threshold Insurance Voting in PR Systems: A Study of Voters' Strategic Behavior in the 2010 Swedish General Election

Tabelle 22: Conditional logit analysis of the relationship between threshold insurance and vote (Fredén (2014))

Individual-specific								
	Choice-specific	V	S	C	FP	KD	MP	SD
First party preference (0–1)	+1.20* (0.30)							
Sympathy score (0–10)	+0.50* (0.15)							
Coalition preference (0–1)	+1.26* (0.37)							
Left-right distance (0–10)	20.42* (0.11)							
Party identification	+1.36* (0.53)							
Party leader evaluation (0–10)	+0.03 (0.08)							
Threshold Insurance (0–1)		+3.05 (1.12)	+1.46 (0.91)	+1.66* (0.71)	+0.04 (0.71)	+2.57* (0.65)	+1.36 (0.96)	+2.09* (1.00)
Government evaluation (0–10)		20.64* (0.29)	20.46 (0.24)	20.21 (0.28)	20.13 (0.28)	20.57* (0.24)	20.47 (0.25)	20.31 (0.28)
Age (18–84)		20.05 (0.03)	20.01 (0.03)	+0.01 (0.02)	+0.02 (0.02)	+0.03 (0.02)	20.04 (0.03)	+0.06* (0.03)
Education (0–1)		+0.59 (1.14)	20.85 (0.82)	+0.58 (0.70)	+1.04 (0.68)	+1.26 (0.68)	+1.11 (0.98)	+0.24 (1.03)
Sex (0–1)		+0.15 (1.07)	21.27 (0.81)	20.54 (0.67)	+0.57 (0.65)	20.29 (0.68)	20.02 (0.85)	+0.44 (1.24)
Constant		+5.37* (2.72)	+4.86* (2.28)	20.14 (2.54)	22.24 (2.83)	+1.65 (2.31)	+3.19 (2.43)	20.21 (2.90)
N	358							
Log likelihood	-210.75							
Prediction rate	80.2%							

Notes: Dependent variable is vote choice in the 2010 Swedish general election. The Moderate Party is the reference category for the individual-specific variables. Data from the 2010 Swedish National Election Study, pre-election sample. Standard errors are in parentheses. Estimations performed using

asclogit-command in Stata version 12.0. * indicates significance at p,0.05. Dependent variable, vote choice V=Left Party S=Social Democrats C=Centre Party FP=People’s Party Liberals KD=Christian Democrats MP=Green Party SD=Sweden Democrats M=Moderate Party (reference category)

Quelle: Fredén, Annika, 2014: Threshold Insurance Voting in PR Systems: A Study of Voters’ Strategic Behavior in the 2010 Swedish General Election. Journal of Elections, Public Opinion and Parties 24, S. 13.

Tabelle 23: Marginal effects: impact of threshold insurance incentives indicator on vote choice (Fredén (2014))

Party choice	dy/dx	Std. error
Christian Democrats	0.24*	(0.11)
Centre Party	0.04	(0.03)
Left Party	0.01	(0.02)
Sweden Democrats	0.02	(0.03)

Notes: dy/dx change in predicted probabilities to vote for a party when threshold insurance incentives indicator changes from 0 to 1. Other variables at their median values. Estimations performed using estat mfx command in Stata 12.0. * indicates significance at p,0.05.

Quelle: Fredén, Annika, 2014: Threshold Insurance Voting in PR Systems: A Study of Voters’ Strategic Behavior in the 2010 Swedish General Election. Journal of Elections, Public Opinion and Parties 24, S. 13.

Tabellen aus Meffert und Gschwend (2010): Strategic coalition voting: Evidence from Austria

Tabelle 24: Table 6: Vote Intentions of Green Supporters, by Party Preferences, Coalition Preferences, and Expectations (Meffert et al. (2011))

	SPÖ/Green	ÖVP/Green	Other/Green
Green Party	-10.55*** (3.34)	-9.48 (7.30)	-6.58*** (1.44)
ÖVP Party (0.97)	1.05 (8.92)	10.79 (0.70)	1.01
SPÖ Party	9.22*** (3.42)	-0.80 (1.45)	0.15 (0.80)
ÖVP-SPÖ Coalition	1.73* (0.98)	1.92 (1.71)	1.03 (0.66)
SPÖ-Green Party Coalition Preference	-2.03** (0.90)	-0.08 (2.53)	-2.42*** (0.73)
Expectation (majority uncertain = 1)	-5.47*** (1.87)	1.82 (2.11)	-2.53*** (0.87)
Preference X Expectation	5.80** (2.27)	-2.96 (3.42)	2.93** (1.17)
ÖVP-Green Party Coalition Preference	-4.62*** (1.18)	7.45** (3.62)	-1.71** (0.85)
Expectation (majority uncertain = 1)	0.75 (0.91)	8.58** (3.74)	0.90 (0.87)
Preference X Expectation	0.63 (1.70)	-9.62** (4.27)	-0.92 (1.39)
Constant	3.88** (1.51)	-9.34** (4.76)	6.64*** (1.37)
N 336			
Log likelihood -258.36			

Note: Entries are multinomial logistic regression coefficients, with standard errors in parentheses, based on all Green supporters. The vote intention for the Green Party is the comparison category. * p < 0.10, ** p < 0.05, ***p < 0.01

Quelle: Meffert, Michael F./Gschwend, Thomas, 2010: Strategic coalition voting: Evidence from Austria. Electoral Studies 29 (3), S. 346.

Table 25: Expectations and Voting for the Alliance for the Future of Austria (BZÖ) (Meffert et al. (2011))

	Vote for BZÖ	
	B (SE)	FD
Expectations		
BZÖ	3.70** (1.19)	0.07
Preference		
BZÖ	1.90* (0.74)	<0.01
Evaluation BZÖ	5.63*** (1.62)	0.24
Strength of BZÖ PID	2.22†(1.30)	0.06
Evaluation Haider	0.33 (1.07)	<0.01
Coalition preference ÖVP-BZÖ	1.46†(0.76)	0.02
Coalition preference ÖVP-FPÖ-BZÖ	1.77* (0.87)	0.03
Regional controls		
Carinthia	1.42 (0.89)	0.02
Constant	-9.98*** (1.48)	
Pseudo R2	0.67	
N	1264	

Entries are unstandardized logistic regression coefficients, with standard errors in parentheses. All independent variables are scaled 0–1. The simulated effect sizes represent predicted first differences (percentage point changes) for each independent variable (max. minus min. value) for a voter who prefers the BZÖ with all other variables set to the mean or typical values. †p<0.10, *p<0.05, **p< 0.01, ***p<0.001.

Quelle: Meffert, Michael F./Huber, Sascha/Gschwend, Thomas/Pappi. Franz U., 2011: More than wishful thinking: causes and consequences of voters' electoral expectations about parties and coalitions. In: Electoral Studies 30, S. 813.