

Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen

Pappi, Franz Urban; Herrmann, Michael

Arbeitspapier / working paper

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Pappi, F. U., & Herrmann, M. (2006). *Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen*. (Arbeitspapiere / Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, 92). Mannheim: Universität Mannheim, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES). <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-114043>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.



Working Paper

Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen

Franz Urban Pappi
Michael Herrmann

Franz Urban Pappi
Michael Herrmann

Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen

Arbeitspapiere – Working Papers

Nr. 92, 2006

Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung

Pappi, Franz Urban:

Strategisches Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen /

Franz Urban Pappi ; Michael Herrmann. –

Mannheim : 2006

(Arbeitspapiere - Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung ; 92)

ISSN 1437-8574

Nicht im Buchhandel erhältlich

Schutzgebühr: € 3,00

Bezug: Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES), Postfach, 68131 Mannheim

WWW: <http://www.mzes.uni-mannheim.de>

Redaktionelle Notiz:

Franz Urban Pappi ist Inhaber des Lehrstuhls für Politikwissenschaft I der Fakultät für Sozialwissenschaften der Universität Mannheim und Projektleiter im Arbeitsbereich B des MZES. Außerdem arbeitet er am Sonderforschungsbereich 504 „Rationalitätskonzepte, Entscheidungsverhalten und ökonomische Modellierung“ mit.

Michael Herrmann ist wissenschaftlicher Angestellter des MZES und arbeitet in dem Projekt B 1.6 "Nähe- und Richtungswahl in unterschiedlichen institutionellen Kontexten".

Zusammenfassung

Vermeidung der Stimmvergeudung an aussichtslose Kandidaten ist die bekannteste und am besten untersuchte Form strategischen Wählens. Dieses Motiv findet sich in reinster Form in Wahlkreisen, in denen ein einziges Mandat an den Sieger der relativen Mehrheitswahl zu vergeben ist. Das entsprechende Äquivalent für deutsche Bundestagswahlen ist die sogenannte Erststimme für einen der Wahlkreiskandidaten. In diesem Beitrag wird eine Erststimme als potentiell strategisch angenommen, wenn der Befragte berichtet, er habe für einen Kandidaten oder eine Kandidatin der von ihm zweitpräferierten statt der erstpräferierten Partei gestimmt. Wir zeigen mit geeigneten Daten für die Bundestagswahlen 1998 und 2002 in West- und Ostdeutschland, dass dieses Verhalten erklärt werden kann mit dem von McKelvey und Ordeshook formulierten Wählerkalkül: Je niedriger die erwartete Nutzendifferenz zwischen erst- und zweitpräferierter bzw. zwischen erst- und drittpräferierter Partei und je höher die erwartete Nutzendifferenz zwischen zweit- und drittpräferierter Partei, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit strategischen Wählens. Die Erwartungen beziehen sich auf den Einfluss der eigenen Stimme auf das Endergebnis im Wahlkreis, die wir mit den Pattwahrscheinlichkeiten zwischen dem Gewinner und erstem und zweitem Verlierer im Wahlkreis messen. Erst wenn die Wahl der Zweitpräferenz positiv auf entsprechende knappe Wahlkreisergebnisse reagiert, wird aus dem potentiell strategischen oder „unehrlichen“ (unsincere) Verhalten tatsächlich strategisches Wahlverhalten.

Stichworte: Strategisches Wählen, Erststimme bei Bundestagswahlen, rationaler Wählerkalkül.

Strategic candidate votes in German Bundestag elections

Abstract: The avoidance of a wasted vote is the best known and researched form of a strategic vote, applicable first of all in single-member single ballot systems. The equivalent in German Bundestag elections is the first or candidate vote for one of the constituency candidates. In this paper, this vote is assumed to be potentially strategic if a respondent reports to have voted for the candidate of his second instead of his first preferred party. We show with appropriate data for the Bundestag elections 1998 and 2002 in West and East Germany that this behavior can be explained by the McKelvey/Ordeshook calculus of voting: The lower the expected utility difference between first and second and first and third preferred party and the higher the expected utility difference between second and third preferred party, the higher the probability of a strategic vote. Expectations refer to the impact of one's own vote on the constituency result which is measured by the margin of victory. The smaller this margin, the larger the impact of one's vote on the final outcome. Potentially strategic or unsincere voting becomes strategic voting only by reacting positively to the margin of victory in the constituencies.

Stichworte: Strategic voting, personal vote in Bundestag elections, calculus of voting.

Inhalt

1.	Einleitung.....	1
2.	Die Theorie des strategischen Wählens	4
3.	Parteipräferenzen und Wahlkreisbedingungen für strategisches Erststimmenwählen in West- und Ostdeutschland.....	10
4.	Empirische Überprüfung des Kalküls zum strategischen Zweitpräferenz-Wählen	18
5.	Schlussfolgerungen.....	23
	Literatur.....	25
	Anhang	27

1. Einleitung

Strategisches Abstimmen oder Wählen unterscheidet sich von der direkten Präferenzwahl (ehrliches Wählen, sincere voting) dadurch, dass sich der Abstimmende oder die Wählerin nicht direkt nach seiner oder ihrer unmittelbaren Präferenz zwischen den Abstimmungs- oder Wahloptionen entscheidet, sondern in Vorausschau auf das wahrscheinliche Endergebnis eventuell für eine weniger präferierte Option. Diese Logik lässt sich am besten am Abstimmungsbeispiel erläutern, wenn sich z.B. ein Ausschuss auf eine von drei oder mehr Alternativen festlegen soll und als Verfahren eine Sequenz von mehreren binären Abstimmungen wählt. Bei den drei Anträgen a, b oder c wird also z.B. zuerst a gegen b und danach der im ersten Wahlgang siegreiche Antrag gegen c abgestimmt. Nehmen wir nun an, dass die Abstimmenden die Präferenzen der jeweils anderen kennen, so dass sie voraussagen können, wie die binären Abstimmungen jeweils ausgehen. Dann sind sie in der Lage, sich strategisch zu verhalten und bei der ersten Abstimmung nicht nach ihrer direkten Präferenz für a oder b abzustimmen, sondern nach ihrer Präferenz für deren strategische Alternativen. Das sind die erwarteten Sieger des zweiten Wahlgangs, also dann der Abstimmung a gegen c oder b gegen c. Da im zweiten und letzten Wahlgang alle ehrlich (sincere) abstimmen werden, ist das Ergebnis der beiden Konstellationen a gegen c und b gegen c voraussehbar, wenn man vollständige Information über die Präferenzen der Abstimmenden hat. Ein Abgeordneter mit der Präferenzordnung $a > b > c$ wird sich also bei der ersten Abstimmung nicht für a, sondern für b entscheiden, wenn er erwartet, dass a bei der zweiten Abstimmung gegen c verliert, b aber nicht. Die wahre erste Abstimmung ist also nicht die zwischen a und b, sondern zwischen dem strategischen Äquivalent für a, nämlich c, und b (vgl. dazu z.B. Ordeshook 1992).

Vergleichen wir Parlamentswahlen mit den Abstimmungen in Ausschüssen, tritt an die Stelle einer Abstimmungssequenz außer beim romanischen Mehrheitswahlrecht die Gleichzeitigkeit der Wahl zwischen mehr als zwei Kandidaten oder Parteien und an die Stelle der Kenntnis der Präferenzen der anderen Abgeordneten, denen man ebenfalls rationales und damit bei entsprechender Gelegenheit strategisches Abstimmen unterstellen kann, die Erwartung eines bestimmten Wahlergebnisses, das alle anderen Wähler ohne ego zustande bringen.¹ An die Stelle der vollständigen Information über die Präferenzen der anderen Ausschussmitglieder tritt eine Wahrscheinlichkeitseinschätzung über das Verhalten vieler tausender Mitbürger und damit findet eine Parametrisierung der sozialen Umwelt statt. Ansonsten ist die Grundlogik strategischen Verhaltens bei Parlamentswahlen die gleiche wie bei sequentiellen Abstimmungen in Ausschüssen.

Wir behandeln in diesem Aufsatz das strategische Erststimmenwählen bei deutschen Bundestagswahlen. Hierbei muss der strategische Wähler die Zählregel der relativen Mehrheitswahl in Einerwahlkreisen berücksichtigen. Sein angestrebtes Endziel ist die Beeinflussung der Einzugswahrscheinlich-

¹ Vgl. Shepsle und Bonchek 1997, die für die beiden Fälle auch verschiedene Begriffe verwenden: Für Abstimmungen in Ausschüssen "sophisticated voting" und für Massenwahlen "strategic voting".

keit der Wahlkreis Kandidaten in den Bundestag. Statt expressiv seinen meistpräferierten Kandidaten zu wählen, entscheidet er sich für den Kandidaten, den er unter den aussichtsreichen bevorzugt, und er wird dies umso eher tun, je knapper der erwartete Wahlausgang zwischen wahrscheinlichem Sieger und wahrscheinlichem ersten Verlierer ist, weil damit die Chance der Beeinflussung des Endergebnisses höher ist als bei einem erwarteten klaren Sieg. Strategisches Erststimmenwählen wird also vorausgesagt, wenn der Erwartungsnutzen von der Entscheidung für den bevorzugten aussichtsreichen Kandidaten höher ist als der von der Wahl des aussichtslosen meistpräferierten Kandidaten. In der Literatur wird dieser prominenteste Fall strategischen Wählens als Vermeidung einer Stimmvergeudung ("wasted vote") bezeichnet (vgl. z.B. Cox 1997).

Strategisches Erststimmenwählen ist für deutsche Bundestagswahlen bisher nur annäherungsweise untersucht worden. Es fehlten vollständige Daten über die zwei Bestandteile des Erwartungsnutzens:

1. die Kandidatenpräferenzen der Wähler im Sinn einer Präferenzordnung über die Wahlkreis-kandidaten und
2. die Erwartungen des Wahlkreisergebnisses.

Als Datengrundlage wird sowohl auf die amtlichen Wahlkreisergebnisse als auch auf bundesweite Umfragedaten zurückgegriffen. Nationale Ergebnisse liefert darüber hinaus die repräsentative Wahlstatistik. Bei Auswertungen der amtlichen Wahlstatistik fehlen natürlich Angaben über die Kandidatenpräferenzen und bei nationalen Umfragen sind die Angaben über die einzelnen Bundestagswahlkreise beschränkt, wenn sich überhaupt feststellen lässt, in welchem Wahlkreis die Befragten wohnen. Man muss also mit Annahmen arbeiten, um Näherungswerte für den Erwartungsnutzen zu gewinnen. So kann man für eine Aggregatdatenanalyse der Wahlkreisergebnisse annehmen, dass die Zweitstimme die eigentliche Parteipräferenz annäherungsweise erfasst und die tatsächlichen Erststimmenergebnisse im Wahlkreis den besten Näherungswert für die Ergebniserwartungen bilden. Man muss dann noch darüber hinaus annehmen, dass auch die Erststimme der Parteipräferenz und nicht einer speziellen, eventuell von der Parteipräferenz abweichenden Kandidatenpräferenz folgt. Erst so kann man zu Voraussagen über strategisches Erststimmenverhalten kommen. Ein derartiges Verhalten ist für diejenigen Wähler sinnvoll, deren erstpräferierte Partei keine Aussicht hat, den Sieger oder wenigstens ersten Verlierer im Wahlkreis zu stellen. In Westdeutschland wird es sich typischerweise um Anhänger der Grünen oder der FDP handeln, die sich je nach Zweitpräferenz für den Kandidaten der SPD oder CDU/CSU entscheiden. Dies werden sie umso wahrscheinlicher tun, je knapper das Kopf-an-Kopf-Rennen zwischen den Kandidaten der zwei großen Parteien ist. Mit all diesen Annahmen hat Cox (1997: 83) seine Aggregatdatenanalyse durchgeführt. Er hat für die westdeutschen Wahlkreise eine umso größere Differenz zwischen Zweit- und Erststimmen für die FDP bzw. die Grünen bei den

Wahlen 1987 und 1990 festgestellt, je kleiner die Prozentpunktdifferenz zwischen den Erststimmen für den CDU- bzw. CSU- und den SPD-Kandidaten ist.²

Umfragedaten haben gegenüber Aggregatdaten den großen Vorteil der Verfügbarkeit eines Maßes der Parteipräferenz. Allerdings wird oft nur die Erstpräferenz verwendet und z.B. nachgewiesen, dass die Anhänger kleiner Parteien überdurchschnittlich häufig zu Stimmensplitting neigen, d.h. mit der Erststimme einen Kandidaten von CDU/CSU oder SPD wählen und erst mit der Zweitstimme ihre jeweilige Partei. Gschwend ist bisher der Einzige, der zusätzlich auch nachgewiesen hat, dass der knappe Abstand der aussichtsreichen Wahlkreiskandidaten diese Art des Stimmensplittings signifikant fördert (2004: 81-82). Er multipliziert aber nicht die Wettbewerbssituation im Wahlkreis mit dem Nutzen von der Wahl des zweitpräferierten Kandidaten bzw. der Partei, so dass keine strikte Operationalisierung des Erwartungsnutzens vorliegt. Dagegen sichert er sich gegen den Einwand ab, Stimmensplitting sei nur Ausdruck von Kandidatenpräferenzen, die von der Parteipräferenz abweichen, indem er die Kenntnis des Namens des gewählten Wahlkreiskandidaten als Kontrollvariable verwendet (2004: 77-78). Analog ließe sich auch kontrollieren, ob der gewählte Wahlkreiskandidat bereits der Inhaber des Mandats in der zu Ende gehenden Legislaturperiode gewesen ist, weil sich annehmen lässt, dass Amtsinhaber eher von einer Persönlichkeitswahl (personal vote) profitieren als Herausforderer (vgl. Bawn 1999).

Die Stimmenkombination "Erststimme für CDU oder SPD, Zweitstimme für eine kleine Partei" kann man insofern als minimal strategisch bezeichnen, weil sie unter den westdeutschen Wahlkreisbedingungen immerhin berücksichtigt, dass die Wahlkreiskandidaten der kleinen Parteien keine realistischen Gewinnchancen haben. Das vorherrschende Motiv muss aber nicht die Vermeidung einer Stimmvergeudung sein, sondern es kann sich um den Ausdruck einer Koalitionspräferenz handeln. So haben Pappi und Thurner nachgewiesen, dass 1998 insbesondere Wähler mit der Erstpräferenz FDP und einer Koalitionspräferenz für Schwarz-Gelb und Wähler mit einer Erstpräferenz für die Grünen und einer Koalitionspräferenz Rot-Grün zu dieser Form des optimalen Stimmensplittings tendierten (2002: 227). Auch in diesem Fall fehlt eine strikte Operationalisierung des Erwartungsnutzens.

Wir erläutern im nächsten Abschnitt den Kalkül des strategischen Wählens unter den Bedingungen der relativen Mehrheitswahl in Einerwahlkreisen. In Abschnitt 3 geben wir einen Überblick über die einschlägigen Wahlkreisbedingungen in West- und Ostdeutschland und die Parteipräferenzen der Wähler, insoweit sie strategisches Erststimmenwählen begünstigen. Dabei wird es insbesondere darauf ankommen zu zeigen, dass die Wahlkreise in Ostdeutschland insofern andere Voraussetzungen bieten, als die PDS dort nicht nur manchmal Wahlkreismandate gewinnen kann, sondern oft auch den Status des ersten Verlierers innehat mit durchaus aussichtsreichen Chancen auf einen Sieg. In Abschnitt 4 wird dann der Kalkül des strategischen Wählens in strikter Operationalisierung empirisch überprüft.

² Dieses Ergebnis ist relativ stabil; eine Berechnung für die westdeutschen Wahlkreise 1998 und 2002 bestätigt den Hypothesentest von Cox. Interessanterweise ist der erwartete negative Regressionskoeffizient 1998 für die FDP größer (-0,08) und 2002 für die Grünen (-0,09) als die von Cox ermittelten Werte.

2. Die Theorie des strategischen Wählens

Strategisches Wählen ist angewandte rationale Entscheidung in Reinform. Beschränkte Rationalität wird dabei nicht unterstellt. Die Logik des Wählerkalküls in diesem Fall ist die gleiche wie beim Nichtwählerparadoxon, d.h. bei der Erklärung rationaler Wahlenthaltung.

$$(1) R = E_1 - E_0 = p B - C$$

Der Nutzen von der eigenen Stimmabgabe im Zweiparteiensystem (R steht für "Rewards", d.h. die Differenz des Erwartungsnutzens von der Wahl der meistpräferierten Partei E_1 und der Nichtwahl E_0) ist umso größer, je größer das Parteiendifferenzial B zwischen den zwei Parteien (Nutzen aus der Regierungstätigkeit der einen minus der der zweiten Partei) multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit, dass die eigene Stimme den Ausschlag für das Endergebnis gibt (p), und umso kleiner, je höher die Kosten der Wahlbeteiligung sind. Da p unter den normalen Bedingungen einer Massenwahl äußerst klein sein wird, übersteigen die sicheren, wenn auch nicht großen Kosten den Erwartungsnutzen der Wahl der Partei, von der man sich ein größeres Nutzeneinkommen in der nächsten Legislaturperiode erwartet. Strategisches Wählen macht bei zwei Parteien keinen Sinn, weil die zweitpräferierte Partei bereits die letztpräferierte ist, deren Wahl von der der erstpräferierten immer dominiert wird. Für strategisches Wählen sind mindestens drei Parteien notwendig.

Zur Einführung des Kalküls strategischen Wählens nehmen wir ein System an, in dem vier Wähler per Mehrheitsentscheid einen von drei Kandidaten 1, 2 oder 3 wählen sollen. Die Wähler untergliedern wir in ego, der sich drei alteri gegenüber sieht. Ego überlegt sich sein Verhalten (w_1 = Wahl von Partei 1, w_2 und w_3 entsprechend Wahl von Partei 2 oder 3) in Abhängigkeit von den Situationen, die durch das Verhalten der alteri entstehen können. Wir unterstellen, dass die Entscheidungssituation für strategisches Verhalten auftritt, wenn man sich bereits zur Wahlteilnahme entschlossen hat. Deshalb schließen wir Nichtwahl als alternative Handlungsoption aus. Die drei alteri können somit bei drei Parteien bzw. Wahlalternativen 3^3 verschiedene Ergebniskombinationen erzeugen, die sich auf zehn strategisch gleiche Situationen reduzieren lassen (vgl. Kopfspalte von Schaubild 1). Wenn sich die drei alteri für dieselbe Partei entscheiden (S_1, S_2, S_3), kann ego mit seiner Stimme am Ergebnis nichts mehr ändern. In den Situationen S_4 bis S_9 , in denen die alteri jeweils einer Partei zu einem knappen Vorsprung von einer Stimme verhelfen, kann ego zumindest ein Patt zwischen zwei Parteien herbeiführen und in Situation S_{10} entscheidet er allein den Wahlausgang.

Schaubild 1: Illustration des Kalküls strategischen Wählens bei Mehrheitswahl im Dreiparteiensystem (ego und 3 alteri)

	Verhalten der 3 alteri ¹	Wahrscheinlichkeit der Situation	Auszahlung für ego je nach Handlungsalternative ²		
			w ₁	w ₂	w ₃
S ₁	111	p ₁	1	1	1
S ₂	222	p ₂	k	k	k
S ₃	333	p ₃	0	0	0
S ₄	112, 121, 211	p ₄	1	(1+k)/2	1
S ₅	113, 131, 311	p ₅	1	1	1/2
S ₆	221, 212, 122	p ₆	(1+k)/2	k	k
S ₇	223, 232, 322	p ₇	k	k	k/2
S ₈	331, 313, 133	p ₈	1/2	0	0
S ₉	332, 323, 233	p ₉	0	k/2	0
S ₁₀	123, 213, 321, 132, 231, 312	p ₁₀	1	k	0

¹ Die Ziffern 1, 2, 3 geben an, welche Partei der erste, zweite und dritte alter jeweils wählt.

² Angenommene Parteipräferenz von ego: $1 > 2 > 3$. Der Nutzen von einer Regierungstätigkeit von Partei 1 wird mit 1, der einer Regierungstätigkeit von Partei 3 mit 0 und der von 2 mit k ($0 \leq k \leq 1$) angenommen. Bei einem Patt zwischen zwei Parteien entscheide ein Münzwurf, wer regieren wird. Aus der Bedingung für k folgt, dass $(1 + k)/2 \geq k$.

Für die zu erwartenden Auszahlungen an ego nehmen wir an, er bevorzuge Partei 1 am meisten und Partei 3 am wenigsten. Da wir keinen intersubjektiven Nutzenvergleich annehmen müssen, kann der Nutzen vom Sieg der Partei 1 auf 1 und der von Partei 3 auf null festgelegt werden. Der Sieg der Zweitpräferenz generiere einen Nutzen von $0 \leq k \leq 1$.

Vergleicht man jetzt die Auszahlungen an ego in Abhängigkeit von seinen drei Handlungsalternativen w_1 , w_2 oder w_3 (wähle Partei 1, 2 oder 3), dominiert die Spalte w_1 die Spalte w_3 schwach. Dasselbe wäre auch für das Verhältnis von Spalte w_1 zu w_2 der Fall, wenn es die Situation S_9 nicht gäbe. Dies ist die einzige Situation, in der sich eine strategische Wahl der Zweitpräferenz lohnt: ego stellt sich dadurch besser, dass er ein Patt zwischen seiner zweiten und dritten Präferenz herstellen kann, statt seine Stimme an seine aussichtslose Erstpräferenz zu vergeuden. Er wählt also strategisch, wenn folgende Ungleichung erfüllt ist.

$$(2) p_9 (k/2) > (p_4 + p_6)(1/2 - k/2) + p_8 1/2 + p_{10} (1 - k)$$

Je wahrscheinlicher Situation 9 ist und je näher der Nutzen vom Sieg der Zweitpräferenz an den der Erstpräferenz heranreicht, desto eher wird ego seine Zweitpräferenz wählen (vgl. dazu Ferejohn und Fiorina 1974).

Erweitert man jetzt dieses Kleinsystem von vier Wählern auf Massenwahlen, bleibt die Grundlogik dieselbe, solange das Wahlsystem nur einen Sieger z.B. im Wahlkreis vorsieht. Lediglich die Wahrscheinlichkeiten für die ersten drei Situationen werden größer. Es kommt aber nach wie vor auf den Vergleich der Erwartungsnutzen für die erstpräferierte und zweitpräferierte Partei an und der kann immer noch zugunsten der zweitpräferierten Partei ausfallen.

Für den allgemeinen Fall eines Dreiparteisystems schließen McKelvey und Ordeshook (1972) und im Anschluss an sie Black (1978) ein Dreiparteienpatt als sehr unwahrscheinlich aus und kommen so zu folgendem Vergleich der Erwartungsnutzen E_1 für die Erst- und E_2 für die Zweitpräferenz:

$$(3) E_1 - E_2 = 2p_{12} B_{12} + p_{13} B_{13} - p_{23} B_{23}$$

p_{12} etc. steht für die Wahrscheinlichkeit eines Patts zwischen Partei 1 und 2 etc., so dass die Stimme egos ausschlaggebend wird, und B_{12} etc. ist die entsprechende Nutzendifferenz für ego. Nach Formel (3) wird ego strategisch seine Zweitpräferenz wählen, wenn die Nutzendifferenz $E_1 - E_2$ negativ wird. Die Parallelität zu Ungleichung (2) ist wie folgt. Die ursprünglichen Situationen S_4 und S_6 entsprechen jetzt der Wahrscheinlichkeit eines Patts zwischen egos erst- und zweitpräferierter Partei, S_8 stand in unserem Einführungsbeispiel für einen knappen Sieg der dritten vor der erstpräferierten Partei, jetzt also zusammen mit S_5 , p_{13} , und p_{23} erfasst schließlich, zusammen mit S_7 , die von uns als kritisch für die strategische Wahl angesehene Situation 9, deren Erwartungsnutzen wir auf der linken Seite der Ungleichung notiert haben. Die ursprünglich p_{10} genannte Wahrscheinlichkeit wird von McKelvey und Ordeshook bzw. Black schließlich per Annahme ausgeschlossen.

Die Variable B bezieht sich auf die Präferenzen des Wählers, während die Variable p die Situation im Wahlkreis abbildet. Über die Suffixe 1, 2, 3 von p in Formel (3) wird eine Verbindung zwischen den Wählerpräferenzen und der Wahlkreissituation hergestellt. Die Größe des Erwartungsnutzens $p_{23} \cdot B_{23}$ ist der entscheidende Einfluss zugunsten strategischen Wählens, gegen den aber die beiden anderen Erwartungsnutzen $p_{12} \cdot B_{12}$ und $p_{13} \cdot B_{13}$ aufgerechnet werden.

Strategisches Erststimmenwählen kommt als rationale Handlungsalternative in allen Wahlkreisen in Frage, in denen mehr als zwei Kandidaten aufgestellt sind. Der in Formel (3) erfasste Dreiparteienwettbewerb kann unschwer auf mehr Parteien erweitert werden. Dafür sei angenommen, dass die Alternative nach wie vor darin besteht, ob man den Kandidaten der meist- oder der zweitmeistpräferierten Partei wählen soll.³

³ Eine Erweiterung auf die Entscheidung zwischen der meistpräferierten Partei oder der am meisten präferierten Partei mit realistischen Gewinnchancen, unabhängig davon, ob dies die Zweit-, Dritt- oder sogar Viertpräferenz ist, ist ebenfalls möglich, soll hier aber nicht weiter verfolgt werden.

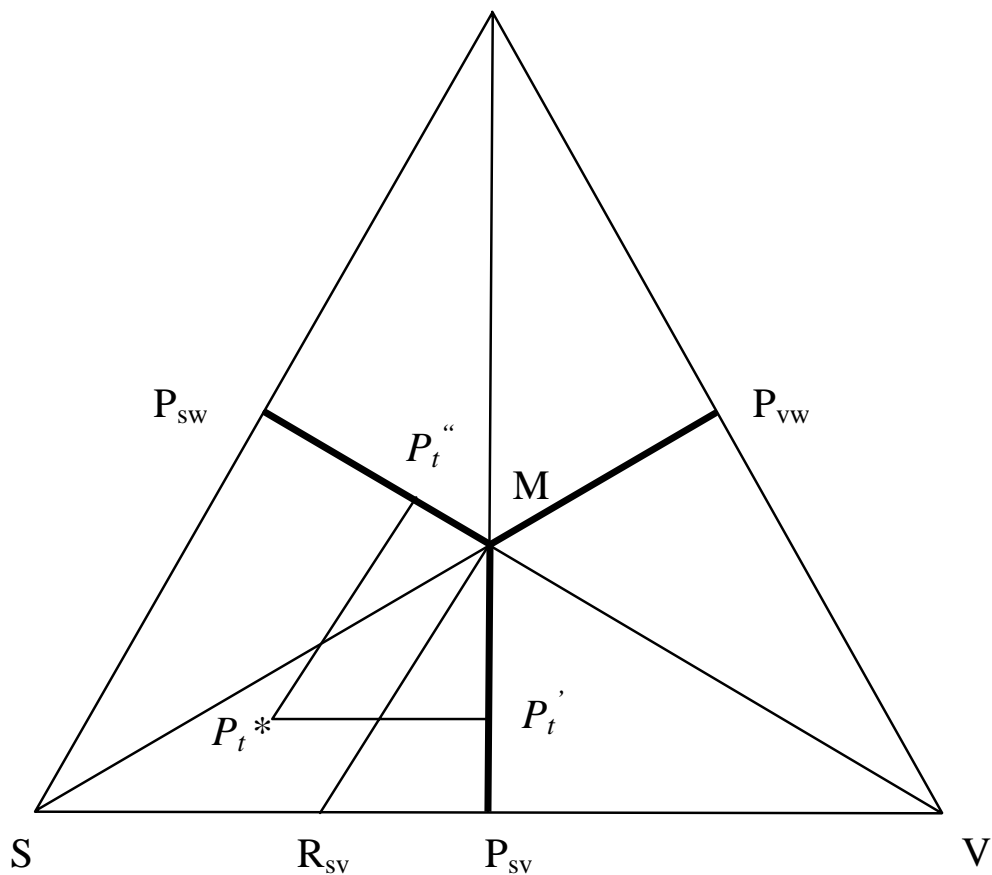
$$(4) E_1 - E_2 = \sum_{j \neq 1} p_{1j} B_{1j} - \sum_{j \neq 2} p_{2j} B_{2j}$$

Dabei steht j für die Präferenzränge der weiteren Parteien, die generell von 1 bis J laufen, und die p bzw. B beziehen sich auf die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten bzw. Nutzendifferenzen zwischen den jeweils indizierten Parteien. Auf das deutsche Fünfparteiensystem angewandt ergibt sich aus (4) die folgende Konkretisierung:

$$(5) E_1 - E_2 = 2 p_{12} B_{12} + p_{13} B_{13} + p_{14} B_{14} + p_{15} B_{15} - p_{23} B_{23} - p_{24} B_{24} - p_{25} B_{25}$$

Zur Illustration der Wahrscheinlichkeiten p_{1j} bzw. p_{2j} gehen wir wieder von einem Dreiparteiensystem aus mit einer Siegerpartei S , einem ersten Verlierer V und einem zweiten Verlierer W im Wahlkreis. Generell lassen sich die Wahlergebnisse, die sich für drei Parteien auf 100 Prozent bzw. 1,0 aufsummieren, in einem gleichseitigen Dreieck darstellen (vgl. z.B. Miller 1977: S. 114-115), dessen Ecken jeweils die Situation eines hundertprozentigen Wahlergebnisses für die jeweilige Partei darstellen (vgl. Schaubild 2). Die von einem Eckpunkt ausgehenden Winkelhalbierenden treffen sich im Mittelpunkt M , der dem Wahlergebnis $(1/3, 1/3, 1/3)$ entspricht. Die von W ausgehende Winkelhalbierende trifft im Punkt P_{SV} auf die gegenüberliegende Dreiecksseite. In diesem Punkt erhalten Partei S und V je 50 Prozent der Stimmen und Partei W 0 Prozent. Die Strecke von M zu P_{SV} ist durch Fettdruck hervorgehoben. Alle Punkte auf dieser Geraden stellen ein Patt zwischen Sieger und erstem Verlierer dar mit W als eindeutigem zweiten Verlierer.

Schaubild 2: Wahlergebnisse P_t im Dreiparteiensystem für die Parteien S (Sieger), V (erster Verlierer) und W (zweiter Verlierer)



Durch unsere Festlegung auf Sieger und Verliererparteien müssen alle Wahlkreisergebnisse in das Dreieck $S M P_{sv}$ fallen. Ein Ergebnis P im Wahlkreis t sei z.B. (67 Prozent, 23 Prozent, 10 Prozent) in der Reihenfolge S, V, W . Was bedeutet dieses Wahlergebnis für einen Wähler, dessen Erstpräferenz W , dessen zweite V und dessen dritte S ist?

Dieser Wähler hat einen umso größeren Anreiz, V statt W zu wählen, je näher P_t an der Pattlinie zwischen S und V liegt, die für ihn p_{23} bedeutet. Ein Patt für den Wahlkreis t würde bei demselben Stimmenanteil für W wie vorher bedeuten: (45 Prozent, 45 Prozent, 10 Prozent) = P_t' . Die Länge der Strecke $[P_t P_t']$ ist, nach entsprechender Standardisierung⁴, die Wahrscheinlichkeit dafür, dass kein Patt auftritt. Die Gegenwahrscheinlichkeit entspricht der Wahrscheinlichkeit eines Patts, in unserem Fall also p_{23} , bzw. konkret für das Zahlenbeispiel 0,56.

⁴ Die Strecke muss durch die maximale Distanz zu der Pattsituation geteilt werden. Bei einem Wahlergebnis von (1,0,0) für S berechnet sich die Distanz zu P_{sv} (Wahlergebnis 1/2, 1/2, 0) als euklidische Distanz $((1 - 1/2)^2 + (0 - 1/2)^2 + 0^2)^{1/2} = 1/\sqrt{2} \cong 0,71$. Durch diese Zahl muss die Streckenlänge $[P_t P_t']$ geteilt werden.

Die Wahrscheinlichkeit eines Patts zwischen Sieger und erstem Verlierer im Wahlkreis lässt sich immer direkt berechnen. Wie aber soll man die Wahrscheinlichkeit eines Patts zwischen erstem Verlierer V und zweitem Verlierer W berechnen, für unseren als Beispiel betrachteten Wähler also p_{12} ? Laut Formel (3) zählt diese Wahrscheinlichkeit sogar doppelt und die Prozentwerte bzw. die Anteile 0,23 und 0,10 liegen relativ nahe zusammen. Allerdings kommt es hier nicht auf die Wahrscheinlichkeit eines Patts zwischen erstem und zweitem Verlierer an, sondern auf die Wahrscheinlichkeit einer allgemeinen Rangplatzbindung im Sieg. Hier schlägt Black (1978) ersatzweise die Distanz von P_t zu M als die minimal paarweise Distanz vor. Der Prozentsatz des Siegers muss damit nur minimal verändert werden, wenn V und W auch eine Chance zum Sieg haben sollten. In unserem Zahlenbeispiel ist $p_{12} = 0,40$, also kleiner als p_{23} , aber durchaus nicht trivial.

Die dritte relevante Wahrscheinlichkeit ist die für das Patt zwischen Sieger und zweitem Verlierer, für unseren Wähler mit seiner Präferenzordnung $W > V > S$ also p_{13} . Diese paarweise Distanz kann wieder direkt als standardisierte Distanz zwischen P_t und $P_t'' = (0,375; 0,25; 0,375)$ berechnet werden mit dem Ergebnis $p_{13} = 0,41$. Diese "strikt paarweise Distanz" (Black 1978) zwischen Sieger und zweitem Verlierer ist an die Voraussetzung gebunden, dass der erste Verlierer V weniger als ein Drittel der Stimmen im Wahlkreis erhält. In Schaubild 2 sind das Werte, die in dem betrachteten Dreieck $S M P_{SV}$ links der Geraden liegen, die M und R_{SV} verbindet. In dem Dreieck $R_{SV} M P_{SV}$ ist der Anteil von V : $V \geq 1/3$ und da der Anteil von S in unserem Dreieck $S M P_{SV}$ nicht unter $1/3$ sinken kann, muss dementsprechend der Anteil von $W < 1/3$ sein. Deshalb kann die Wahrscheinlichkeit eines Patts zwischen S und W nur wieder als minimale paarweise Distanz zu M gemessen werden.

Wir können jetzt für unseren Beispielswähler bestimmen, ob es sich für ihn lohnt, strategisch zu wählen, wenn wir kardinale Werte für seine Erst-, Zweit- und Drittpräferenz festlegen. Ohne Informationsverlust kann die Erstpräferenz auf 1 und die Drittpräferenz auf 0 gesetzt werden, so dass es nur auf den Wert k für die Zweitpräferenz ankommt. Wir können bei bekannten Wahrscheinlichkeiten für die verschiedenen Pattsituationen im Wahlkreis P_t sagen, wie groß k mindestens sein muss, damit strategisches Erststimmenwählen Sinn macht. Die Antwort für unser Zahlenbeispiel lautet bei Verwendung von Formel 3: $k > 0,89$. Unser Wähler im Wahlkreis P_t wird seine Zweitpräferenz V statt W wählen, wenn der Nutzenabstand $B_{12} < 0,11$ und $B_{23} > 0,89$ ist.

Wir werden die Determinanten strategischen Wählens empirisch bestimmen und müssen dafür zuerst die Operationalisierung unserer unabhängigen Variablen beschreiben.

3. Parteipräferenzen und Wahlkreisbedingungen für strategisches Erststimmenwählen in West- und Ostdeutschland

Nachdem wir die Operationalisierung der p-Werte bereits im letzten Abschnitt erläutert haben, soll hier zunächst darauf eingegangen werden, wie man die Nutzendifferenzen B zwischen den Parteien konkret messen kann. Wir greifen hier auf das bewährte Instrument der Parteiskalometer zurück, mit dessen Hilfe Befragte auf einer Skala von +5 über 0 bis -5 angeben sollen, was sie von den einzelnen Parteien halten. In der amerikanischen Forschung wird in analoger Weise für denselben Zweck auf die sogenannten Thermometerfragen zurückgegriffen, die die Sympathie mit den Parteien bzw. Kandidaten auf einer von 0 bis 100 reichenden Skala messen (vgl. z.B. Ordeshook und Zeng 1997). Konkret sind wir damit auf deutsche Wahlstudien angewiesen, die sowohl diese Skalometerfragen enthalten als auch eine Kennung für den Bundestagswahlkreis, in dem der Befragte wohnt. Die einzigen Umfragen, die diese Bedingungen erfüllen, sind zwei Vorwahlbefragungen zu den Bundestagswahlen 1998 und 2002. Es handelt sich um die von J. Falter, O. W. Gabriel und H. Rattinger durchgeführte Studie "Politische Einstellungen, politische Partizipation und Wählerverhalten im vereinigten Deutschland 1998 bzw. 2002".⁵

Aus den Skalometerfragen muss einmal die Rangordnung der Parteien gewonnen werden und darüber hinaus muss entschieden werden, wie die Nutzendifferenzen zu operationalisieren sind. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Befragten von den Skalometervorgaben unterschiedlich Gebrauch machen. So kann ein Befragter nur Werte zwischen +5 und +1 verwenden, während ein anderer von der Skala in ihrer ganzen Länge Gebrauch macht, um seine Präferenzen für fünf Parteien auszudrücken. Wir interpretieren diesen unterschiedlichen Skalengebrauch nicht inhaltlich, sondern führen im Gegenteil eine Standardisierung über die Berechnung individuenspezifischer z-Werte durch. Sei s_{ig} der Skalometerwert, den Befragter i der Partei g gibt, werden daraus über die fünf Parteien SPD, Grüne, FDP und PDS und CDU bzw. CSU in Bayern die z-Werte wie folgt berechnet:

$$(6) z_{ig} = (s_{ig} - s_{i.}) / \sigma_i$$

$s_{i.}$ steht für den Mittelwert von i über alle fünf Parteien und σ_i ist dementsprechend die Standardabweichung der Parteibewertungen durch i . Die z-Werte werden anschließend auf das Intervall $[0,1]$ normiert. Die Rangordnung zwischen den Parteien bleibt so erhalten und die Abstände werden relativ zum individuellen Antwortmuster ausgedrückt und damit zwischen den Befragten vergleichbar. Selbst wenn für das theoretische Modell kein intersubjektiver Nutzenvergleich notwendig ist, ist die Vergleichbarkeit für die Regressionsanalysen wichtig. Wir bezeichnen die normierten z-Werte im Folgenden als Nutzenwerte.

Wie ein Vergleich der durchschnittlichen Nutzenwerte der Parteien für 1998 und 2002 zeigt (vgl. Tabelle 1), haben die westdeutschen Wahlberechtigten äußerst stabile Parteipräferenzen. Es gibt nur

marginale Unterschiede zwischen den beiden Vorwahlstudien. Zu beiden Zeitpunkten kann die SPD beim Durchschnittswähler den Rang 1 einnehmen, gefolgt von der CDU bzw. in Bayern der CSU. Dann folgen Grüne und FDP, wobei die FDP als einzige Partei von 1998 auf 2002 deutlich zulegen konnte. Die PDS ist schließlich mit klarem Abstand die unbeliebteste Partei in Westdeutschland.

Tabelle 1: Mittlere Nutzenwerte der Parteien 1998 und 2002

Westdeutschland

	1998			2002		
	Mittel	Std. Abw.	N	Mittel	Std. Abw.	N
CDU/CSU	0,59	0,25	1029	0,58	0,26	1045
SPD	0,67	0,18	1029	0,65	0,17	1047
FDP	0,47	0,18	999	0,53	0,17	1032
Grüne	0,51	0,20	1019	0,51	0,21	1044
PDS	0,24	0,19	964	0,22	0,19	1008

Ostdeutschland

	1998			2002		
	Mittel	Std. Abw.	N	Mittel	Std. Abw.	N
CDU	0,49	0,28	491	0,49	0,28	452
SPD	0,66	0,19	491	0,63	0,19	456
FDP	0,37	0,20	475	0,46	0,20	441
Grüne	0,48	0,20	484	0,42	0,22	453
PDS	0,49	0,28	485	0,50	0,29	451

Alle Nutzenwerte sind z-transformiert und normiert auf einen Wertebereich [0, 1].

Es wurden nur Befragte mit vollständigen Angaben zu mindestens drei Parteien berücksichtigt. Für Befragte in Bayern wird der CSU- statt des CDU-Skalometers verwendet.

Aufschlussreich sind auch die Standardabweichungen. Sie sind für CDU/CSU und Grüne am größten. Dies bedeutet inhaltlich, dass diese Parteien öfter als SPD und FDP in den individuellen Rangordnungen extreme Plätze einnehmen. Wer die CDU am besten beurteilt, hat die Grünen auf dem vorletzten Platz - der letzte Platz dürfte der PDS vorbehalten sein - und wer die Grünen an erster Stelle hat, hat die Union auf einem der letzten Plätze.

In Ostdeutschland sind CDU und PDS die Parteien mit den höchsten Standardabweichungen, d.h. die Parteien, die bei den Befragten die extremsten Gegensätze bilden. Darüber hinaus zeigen auch die Mittelwerte, dass sich das ostdeutsche Parteiensystem vom westdeutschen unterscheidet. Zwar

⁵ Die Studien sind im Zentralarchiv für empirische Sozialforschung in Köln unter der Nr. 3066 bzw. 3861 archiviert und allgemein zugänglich.

nimmt in Ostdeutschland 1998 und 2002 die SPD mit ähnlichen Werten wie in Westdeutschland die Spitzenposition ein, aber die CDU wird deutlich schlechter eingestuft und muss sich mit der PDS den zweiten Platz teilen. Dann folgen FDP und Grüne, wobei die Grünen 2002 gegenüber 1998 verloren und die FDP gewonnen hat.

Die Nutzendifferenzen müssen für jeden Befragten mit den entsprechenden Wahlkreisbedingungen in Verbindung gebracht werden. Was wir im letzten Kapitel z.B. mit p_{vw} bezeichnet haben, kann für einen Befragten p_{12} , für den anderen p_{23} und für den Dritten p_{13} bedeuten, wobei die Ziffern die Rangplätze der Parteien in der Präferenzordnung des Wählers ausdrücken. Hätten die Befragten nur starke Präferenzordnungen zwischen den fünf Parteien, wären 60 individuelle Rangordnungen zu unterscheiden: $\binom{5}{3}$ verschiedene Kombinationen von drei Parteien und je $3!$ verschiedene Rangordnungen. Dazu kommen dann die vielen Möglichkeiten von Rangplatzbindungen. Wir beschränken uns auf die strategische Wahl der Zweitpräferenz und deshalb geben die Tabellen 1 und 2 im Anhang einen Überblick über die verschiedenen Kombinationen von Erst- und Zweitpräferenz, an dem wir auch die Logik unseres Vorgehens erläutern können.

Zunächst schließen wir Fälle von Rangplatzbindungen auf dem ersten Rang aus, weil auf sie unsere Definition von strategischem Erststimmenwählen nicht zutreffen kann. Die Nutzendifferenzen zwischen den gemeinsam auf Platz 1 gesetzten Parteien sind 0. Der häufigste Fall im Westen ist die gleich gute Bewertung von SPD und Grünen (6,8 Prozent der Befragten 1998, 6,5 Prozent 2002), während dies in Ostdeutschland die 5,0 Prozent bzw. 6,3 Prozent sind, die SPD und PDS auf Rang 1 einstufen. A fortiori müssen dann auch die Befragten ausgeschlossen werden, die Rangplatzbindungen zwischen drei und mehr Parteien auf Rang 1 haben bzw. deren Zweitpräferenz wegen der Rangplatzbindungen bereits die Letztpräferenz trotz eindeutiger Erstpräferenz ist.

Insgesamt müssen im Westen etwa ein Viertel aller Befragten aus der Analyse strategischen Wählens wegen ihrer spezifischen Präferenzordnung ausgeschlossen werden. Das ist nicht gleichbedeutend mit fehlenden Werten, sondern mit fehlenden Voraussetzungen für den Erklärungsansatz „Erstpräferenz- vs. Zweitpräferenzwahl“, d.h. diese Beobachtungen fallen nicht in den Objektbereich der Theorie. Im Westen ist immerhin die größte Einzelgruppe unter den Ausgeschlossenen diejenige, die Grüne und SPD gleich gut bewerten. Inhaltlich könnte man diese Gruppe als Koalitionsanhänger bezeichnen, die immerhin bei einer Untersuchung des minimal strategischen Wählens (Erststimme für SPD, Zweitstimme für die Grünen) eine herausgehobene Gruppe darstellen (vgl. Pappi und Thurner 2002: 224).

Anders ist es in Ostdeutschland. Hier ist die größte Gruppe, 2002 sogar mit 10,9 Prozent, diejenige mit mehr als zwei Rangplatzbindungen auf Rang 1, worunter auch solche Befragte fallen, die alle Parteien gleich schlecht, d.h. negativ, einstufen. Das ist eher ein Zeichen von politischer Entfremdung und damit eine Einladung an Protestparteien.

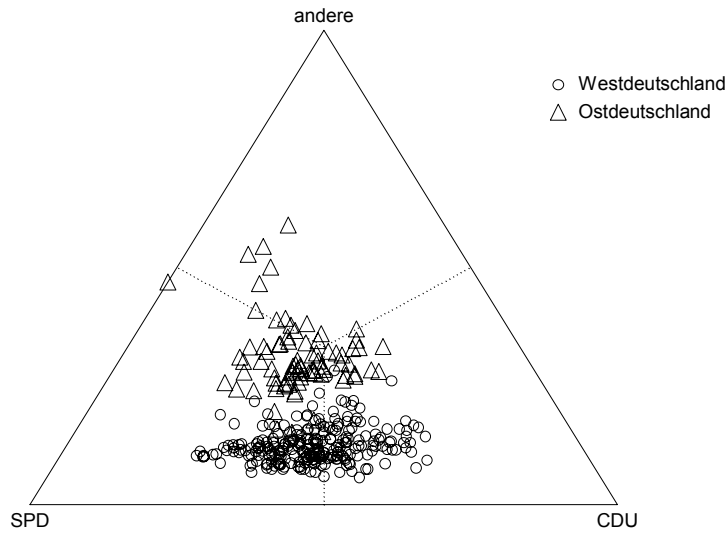
Für die restlichen 66 bis 75 Prozent der Befragten liegen die Präferenzvoraussetzungen für strategisches Wählen vor und für diese Kombinationen geben wir zusätzlich die durchschnittliche Nutzendifferenz B_{12} an. Sie liegt im Regelfall um die 0,25. Deutlich geringer ist sie in Westdeutschland 2002 für die regierende rot-grüne Koalition. Wer die SPD als erste und die Grünen als Zweitpräferenz hat, für den ist $B_{12} = 0,17$ und für die Grünen mit SPD-Zweitpräferenz ist $B_{12} = 0,16$. 1998 hat B_{12} für FDP-Anhänger mit CDU-Zweitpräferenz nur 0,10 betragen, während die Unionsanhänger mit $B_{12} = 0,21$ schon mehr auf Distanz von ihrem Koalitionspartner gegangen waren. Die Ergebnisse für Ostdeutschland weichen auch hier leicht von den westdeutschen Ergebnissen ab.

Wir berichten diese Beispiele als Zeichen für die Plausibilität unserer Methode zur Erfassung der Nutzendifferenzen zwischen den Parteien. Diese nach Augenschein validen Werte im Intervall $[0,1]$ werden mit den Wahrscheinlichkeiten p im selben Intervall multipliziert, um so den Erwartungsnutzen zu erfassen.

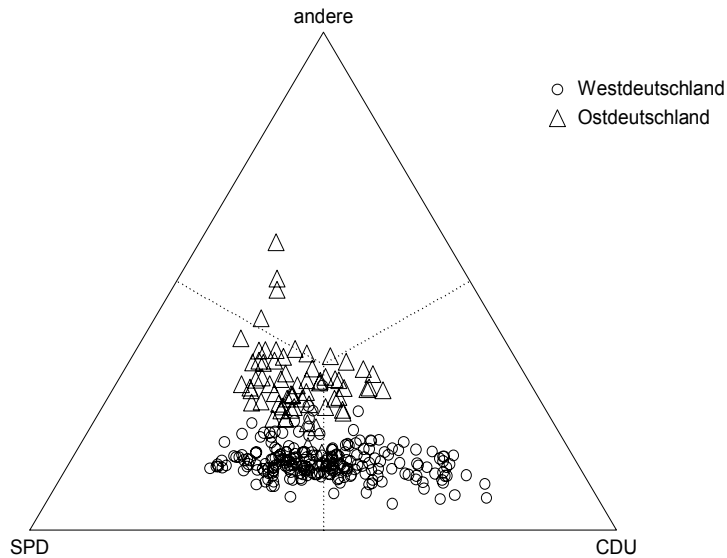
In den bisherigen Analysen der westdeutschen Wahlkreisbedingungen für strategisches Erststimmenwählen, sei es auf der Aggregatebene (Cox 1997), sei es mit Individual- und Wahlkreisdaten (Gschwend 2004), wurde die Knappheit des Wahlergebnisses p_{SV} als Differenz der Erststimmen für den SPD- und den Unionskandidaten gemessen. Empirisch ist das gerechtfertigt, weil von ganz seltenen Ausnahmen abgesehen keine kleine Partei seit langem wenigstens den Status des ersten Verlierers, geschweige denn des Siegers, in einem Wahlkreis erreicht hat. Insofern kann man vermuten, dass die westdeutschen Wahlkreise für die Erststimme seit langem ein Zweiparteiensystem der allein aussichtsreichen Kandidaten (sog. Duverger-Gleichgewicht, s.u.) erreicht haben. Diese Vermutung kann für Ostdeutschland wegen der starken Stellung der PDS nicht gelten.

Der besseren Übersichtlichkeit wegen stellen wir die Wahlkreisergebnisse wieder in einem gleichseitigen Dreieck dar, in dem die SPD die vorherige Position S, die CDU/CSU die Position V und alle kleinen Parteien zusammen die Position W einnehmen. Die Position S kann jetzt auch die Position des ersten Verlierers sein und die Position V dementsprechend die Position des Siegers, je nachdem, ob der SPD- oder der CDU/CSU-Kandidat im Wahlkreis erfolgreich ist. Alle anderen Parteien, die in dem Wahlkreis Kandidaten aufstellen, sind in der Position W zusammengefasst. Die west- und ostdeutschen Wahlkreise sind als solche kenntlich gemacht (vgl. Schaubild 3).

Schaubild 3: Wahlkreisergebnisse der Erststimmen: BTW 1998 (N = 328)



Wahlkreisergebnisse BTW 2002 (N = 299)



Es zeigt sich mit einem Blick, dass es in Westdeutschland nur Wahlkreise gibt, in denen entweder der SPD-Kandidat die meisten Stimmen erhält und der Kandidat der Union erster Verlierer ist (linkes unteres Dreieck) oder umgekehrt die Unionskandidatin siegt und die SPD den ersten Verlierer stellt. Alle westdeutschen Wahlkreise sind relativ nahe am unteren Rand des Dreiecks platziert, was heißt, dass die Summe der Erststimmen für die Kandidaten der kleinen Parteien entsprechend klein ist.

Ganz anders in Ostdeutschland. Hier liegen die Wahlkreise nahe um den Mittelpunkt des Dreiecks, was einen insgesamt höheren Anteil für die anderen Parteien, d.h. in erster Linie für die PDS, bedeutet. Nahe beieinander liegende Wahlergebnisse für den SPD- und den CDU-Kandidaten signalisieren PDS-Anhängern nicht unbedingt Aussichtslosigkeit für ihren Kandidaten.

Aus diesen unterschiedlichen Wahlkreisbedingungen leiten wir die folgenden Schlussfolgerungen für unser weiteres Vorgehen ab:

1. Für Westdeutschland gehen wir davon aus, dass die Wahrscheinlichkeiten p_{SW} und p_{VW} praktisch null sind. Die einzelnen kleinen Parteien Grüne, FDP und PDS sind hier so weit von einem Patt mit entweder der SPD oder der CDU/CSU entfernt, dass sich diese Wahrscheinlichkeiten in der Voraussagegleichung für strategisches Erststimmenwählen vernachlässigen lassen.
2. Für Ostdeutschland ist diese Vereinfachung nicht möglich. Hier muss man von einem Dreiparteiensystem in den Bundestagswahlkreisen ausgehen, so dass sich p_{SW} und p_{VW} nur vernachlässigen lassen, wenn die FDP oder die Grünen bei einem Befragten die Erst- oder Zweitpräferenz sind. Der Prozentsatz an Erststimmen, den die PDS-Kandidaten erreichen, ist hier ziemlich durchgängig so groß, dass diese Kandidaten ernstzunehmende Konkurrenten zumindest für den Platz des ersten Verlierers, wenn nicht sogar für den des Siegers, sind.

Von einem Duverger-Gleichgewicht in Einerwahlkreisen spricht man, wenn die Erwartungen der Wähler über die Siegeschancen der Parteikandidaten für die Partei W immer mehr nach unten korrigiert werden, so dass auf Dauer nur noch der Kandidat V als ernstzunehmende Konkurrenz von S übrig bleibt (vgl. Palfrey 1989, Cox 1997). Das Verhältnis der Stimmen von W zu denen von V tendiert gegen null. Anders ist es im Fall von Nicht-Duverger-Gleichgewichten. Hier ist die Ausgangsdifferenz der Stimmen für V und W so klein, dass der eben geschilderte Trend der Erwartungsbildung nicht einsetzen kann. Die Anteile von W geteilt durch die von V tendieren zu 1.

Wir führen unsere Überprüfung des strategischen Erststimmenwählens bei deutschen Bundestagswahlen für Westdeutschland unter der Annahme eines Duverger-Gleichgewichts und für Ostdeutschland unter der Annahme eines Nicht-Duverger-Gleichgewichts durch. Diese Annahme machen wir aus forschungspraktischen Gründen, um nicht alle p 's für ein Fünfparteiensystem berücksichtigen zu müssen. Wir könnten natürlich das volle Fünfparteienmodell auch für Gesamtdeutschland spezifizieren. Dann ließe sich die Theorie des strategischen Erststimmenwählens generell bestätigen oder verwerfen, man würde aber daraus relativ wenige substantielle Erkenntnisse über die Identitäten von S , V und W und die Variationen des deutschen Parteiensystems gewinnen. Außerdem würden sehr geringe Zellbesetzungen die Schätzung des vollen Fünfparteienmodells erschweren.

Für Westdeutschland kommt es in dem vereinfachten Modell nur auf p_{SV} an, das wir konkret als die Wahrscheinlichkeit eines Patts zwischen CDU/CSU und SPD (p_{CS}) auffassen können. Für Wähler, die eine große Partei als Erstpräferenz und die andere als Zweitpräferenz haben (Präferenzkombination groß/groß), entspricht dieser Term p_{12} und fördert ehrliches Wählen der Erstpräferenz (positiver Ein-

fluss von $2 p_{CS} \cdot B_{CS}$). Bei einer Erstpräferenz für eine große und eine Zweitpräferenz für eine kleine Partei (groß/klein) wird p_{CS} zu p_{SW} bzw. p_{13} und fördert ebenfalls ehrliches Erststimmenwählen ($p_{13} \cdot B_{13} = p_{CS} \cdot B_{CS}$). Im umgekehrten Fall einer Erstpräferenz für eine kleine und einer Zweitpräferenz für SPD oder CDU/CSU (klein/groß) wird p_{CS} schließlich zu p_{23} und wirkt sich multipliziert mit B_{CS} negativ auf ehrliches Wählen und damit als einziger Wert positiv auf strategisches Erststimmenwählen aus.

Es gibt noch eine vierte Kombination von Erst- und Zweitpräferenz, nämlich eine kleine Partei auf Rang 1 und eine andere kleine Partei auf Rang 2 (klein/klein). Für diese Fälle kommt es nach der Logik des strategischen Wählens nicht auf die Zweitpräferenz an, sondern auf die Dritt- oder Viertpräferenz für CDU/CSU oder SPD, um einen Sieg des Kandidaten der anderen großen Partei zu verhindern, den man noch weniger will. Diesen Fall schließen wir aus der Analyse aus, weil wir nur die Entscheidung für die erste oder zweite Präferenz berücksichtigen. Wie ein Blick auf Tabelle 1 im Anhang zeigt, haben wir damit nur sehr wenige Befragte verloren, weil diese Kombination kaum vorkommt.

Auch in Ostdeutschland gilt die Kombinationslogik für die Präferenzen für große und kleine Parteien, nur mit dem Unterschied, dass jetzt die PDS zusammen mit der CDU und der SPD zu den großen Parteien zählt. Unser Untersuchungsplan für Ostdeutschland lässt sich somit bezüglich der auf null gesetzten Patt-Wahrscheinlichkeiten und der damit automatisch auch nicht berücksichtigten jeweiligen Nutzendifferenzen wie in Tabelle 2 zusammengefasst darstellen.

Tabelle 2: Annahmen über die Pattwahrscheinlichkeiten zwischen den Parteien in den ostdeutschen Wahlkreisen in Abhängigkeit von der Präferenz für große (CDU, SPD, PDS) und kleine Parteien (FDP, Grüne)

Erstpräferenz	Zweitpräferenz	Pattwahrscheinlichkeiten		
groß	groß	$p_{12} > 0$	$p_{13} > 0$	$p_{23} > 0$
groß	klein	$p_{12} = 0$	$p_{13} > 0$	$p_{23} = 0$
klein	groß	$p_{12} = 0$	$p_{13} = 0$	$p_{23} > 0$
klein	klein	$p_{12} = 0$	$p_{13} = 0$	$p_{23} = 0$

Im Unterschied zu Westdeutschland bietet nicht nur die Kombination klein/groß einen Anreiz zum strategischen Wählen, sondern auch die Kombination groß/groß. Ein CDU-Anhänger in einem Wahlkreis, in dem sich die Kandidaten von SPD und PDS ein Kopf-an-Kopf-Rennen liefern, könnte z.B. den SPD-Kandidaten wählen, um einen Sieg der PDS zu verhindern. Man kann aus der Tatsache, dass die ostdeutschen Wahlkreisergebnisse näher um den Mittelpunkt M des Dreiecks herum gruppiert sind, nicht ohne Weiteres schließen, dass strategisches Erststimmenwählen weniger oft praktiziert würde als in Westdeutschland. Es kommt auch auf die Verteilung der Wählerpräferenzen an. Was sich allerdings aus der Verteilung der Wahlkreisergebnisse und den Häufigkeiten der Kombination von Erst- und Zweitpräferenz ergibt, ist eine hohe Wahrscheinlichkeit dafür, dass im Osten in erster Linie der SPD-Kandidat vom strategischen Wählen profitieren wird.

Betrachtet man nur die Präferenz für große und kleine Parteien, ist die weitaus häufigste Präferenzkombination in Ostdeutschland Erst- und Zweitpräferenz für zwei der großen Parteien SPD, CDU und PDS (vgl. Tabelle 2 im Anhang). Etwa zwei Drittel der ostdeutschen Wähler haben eine derartige Präferenz und innerhalb dieser Gruppe sind diejenigen Befragten am stärksten vertreten, deren Erst- und Zweitpräferenz den beiden linken Parteien gilt. Es folgt mit etwa einem Viertel die Präferenz groß/klein, unter der wieder die linke Version SPD/Grün bzw. PDS/Grün hervorsteicht. Die Kombination klein/groß ist mit 10 Prozent bereits relativ selten und Kombination klein/klein kommt praktisch überhaupt nicht vor. Strategisches Erststimmenwählen müsste sich daher stark aus der Präferenzkombination groß/groß speisen, wenn es in Ostdeutschland häufiger zu diesem Verhalten kommen sollte.

Wir haben uns bei der Darstellung des Untersuchungsplans bisher auf Erst- und Zweitpräferenz konzentriert. Der entscheidende Unterschied ist hier die Kombination zwischen der Präferenz für eine große, d.h. im Wahlkreis aussichtsreiche Partei, und eine kleine Partei, die keine Aussicht darauf hat, die Position des Siegers oder ersten Verlierers zu erhalten. Da wir die Präferenzen in West- und Ostdeutschland grundsätzlich für fünf Parteien feststellen, ist die dritte Partei, deren Sieg beim strategischen Wählen verhindert werden soll, natürlich nicht unbedingt die dritte in der Präferenzfolge. Es kann nur diejenige aussichtsreiche Partei sein, die nicht auf Platz 1 oder 2 rangiert, unabhängig davon, ob sie tatsächlich beim Befragten auf den 3., 4. oder sogar 5. Rang eingestuft wird. Je weiter hinten diese Einstufung erfolgt, desto größer wird dementsprechend die Nutzendifferenz und damit der Anreiz, den Sieg dieser Partei zu verhindern.

Ein damit zusammenhängendes Problem ist die Behandlung von Rangplatzbindungen auf Rang 2. Für welche dieser zwei Parteien wird der Wähler sich entscheiden, wenn er strategisch wählen will? Hier nehmen wir jeweils die Partei, deren Gewinnaussichten im Wahlkreis höher sind. Wenn es hier eine Rangplatzbindung zwischen großer und kleiner Partei gibt, wird die große Partei genommen, wenn es sich um zwei kleine Parteien handelt, werden die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten sowieso auf Null gesetzt. Und im Fall zweier großer Parteien werden die entsprechenden p-Werte verglichen und die Partei mit dem größeren p gewählt.

4. Empirische Überprüfung des Kalküls zum strategischen Zweitpräferenz-Wählen

Strategisches Erststimmenwählen generell ist die Wahl eines aussichtsreichen Kandidaten, der nicht der Erstpräferenz entspricht, zur Verhinderung des Sieges eines anderen aussichtsreichen Kandidaten, den man ablehnt. Wir haben nun die Beschränkung eingeführt, dass unser strategischer Wähler nur die Zweitpräferenz wählen kann. Existiert eine Rangplatzbindung auf Rang 2, wählt er die aussichtsreiche bzw. aussichtsreichere Alternative. Nach diesem Kriterium definiert, gibt es zwischen 87 und 91 Prozent ehrliche Erststimmenwähler. Sie wählen den Kandidaten der Partei, die sie am meisten bevorzugen. In Ostdeutschland gibt es etwas mehr strategische Wähler, 1998 11 Prozent im Vergleich zu 9 Prozent im Westen und 2002 13 Prozent im Vergleich zu 11 Prozent im Westen. Diese abhängige Variable mit der Ausprägung 1 für ehrliches und mit der Ausprägung 0 für potentiell strategisches (unsincere) Wählen soll mit unserem Wählerkalkül vorausgesagt werden.

In Westdeutschland kommt potentiell strategisches Wählen nach unseren Annahmen für die p-Werte in Frage, wenn die Erstpräferenz einer kleinen Partei gilt. Ein entsprechender Effekt in einer logistischen Regression modelliert diese Hypothese, die aus der Logik des Wählerkalküls und unserer Annahmen über die auf Null gesetzten p-Werte folgt. Die Nutzendifferenzen und die Patt-Wahrscheinlichkeiten spielen dabei noch keine Rolle. Dies ist unser Nullmodell, gegen das wir den voll spezifizierten Wählerkalkül testen. Die Effekte des Nullmodells sollten insignifikant werden, wenn wir die entsprechenden Interaktionsterme zwischen den Nutzendifferenzen und den Patt-Wahrscheinlichkeiten einfügen.

Tabelle 3: ML-Schätzungen (binäres Logit) der Wahl der Erstpräferenz auf Einfluss der eigenen Stimme und Nutzendifferential für Westdeutschland 1998 und 2002

	1998		2002	
	Minimal	pB	Minimal	pB
1.Präf.: Kl.	-3,334*** (0,339)	-0,860 (0,798)	-2,706*** (0,299)	-0,619 (0,696)
$p_{1j}B_{1j}$		4,746*** (1,754)		2,739* (1,420)
$p_{2j}B_{2j}$		-3,854* (2,007)		-4,474*** (1,710)
Konst.	3,334*** (0,240)	1,995*** (0,476)	3,000*** (0,209)	2,191 (0,432)
Log-L.	-126,853	-120,579	-157,322	-151,601
Chi ²	103,390***	115,937***	83,075***	94,517***
R ² _{McF}	0,290	0,325	0,209	0,238

N (1998) = 593

N (2002) = 595

* $\alpha < 0,1$ ** $\alpha < 0,05$ *** $\alpha < 0,01$

Standardfehler in Klammern

Präferenztyp „1.Präf.: Gr.“ ist Referenzkategorie

Wie aus bisherigen Analysen bekannt und daher nicht überraschend, geht aus Tabelle 3 für Westdeutschland hervor, dass in erster Linie die Anhänger kleiner Parteien eine strategische Erststimme abgeben. 1998 war die Wahrscheinlichkeit, dass Anhänger kleiner Parteien strategisch Wählen $1/2: \exp(3,334-3,334)/(1+ \exp(3,334-3,334)) = 0,5$,⁶ 2002 war sie 0,57. Beide Effekte sind signifikant. Diese Signifikanz verschwindet, wenn man Effekte für den Term einführt, der sich zugunsten direkter Präferenzwahl (sincere vote) auswirkt ($p_{1j} \cdot B_{1j}$) und für den Term, der sich zugunsten strategischen Wählens auswirkt ($p_{2j} \cdot B_{2j}$). Unter $p_{1j} \cdot B_{1j}$ fassen wir den Vergleich der Erstpräferenz mit der Zweit- und Drittpräferenz zusammen, weil es sich stets um einen Vergleich der in Westdeutschland aussichtsreichen Parteien SPD und CDU/CSU handelt, die in der Paarung groß/groß für Erst- und Zweitpräferenz p_{12} implizieren und in der Paarung groß/klein p_{13} . In der Paarung klein/groß ist $p_{12} = p_{13} = 0$.

Nach dem Likelihood-Ratio-Test führt die Einführung der Terme des Kalküls zum strategischen Wählen sowohl 1998 als auch 2002 zu einer signifikanten Verbesserung der Prognose. Die entsprechenden Einzeleffekte sind ebenfalls signifikant und haben vor allem das richtige Vorzeichen. Als Anreiz zum strategischen Erststimmenwählen kommt es wesentlich auf den Vergleich von zweiter und dritter Präferenz an. Der entsprechende β Koeffizient betrug 1998 -3,85 und 2002 -4,47. Dieser Term bezieht sich auf den Erwartungsnutzen von der Wahl der zweitpräferierten Partei im Vergleich zu einer niedriger platzierten aussichtsreichen Partei und ist daher nur für solche westdeutschen Wähler relevant, die Grüne, FDP oder PDS auf Rang 1 und CDU oder SPD auf Rang 2 haben.

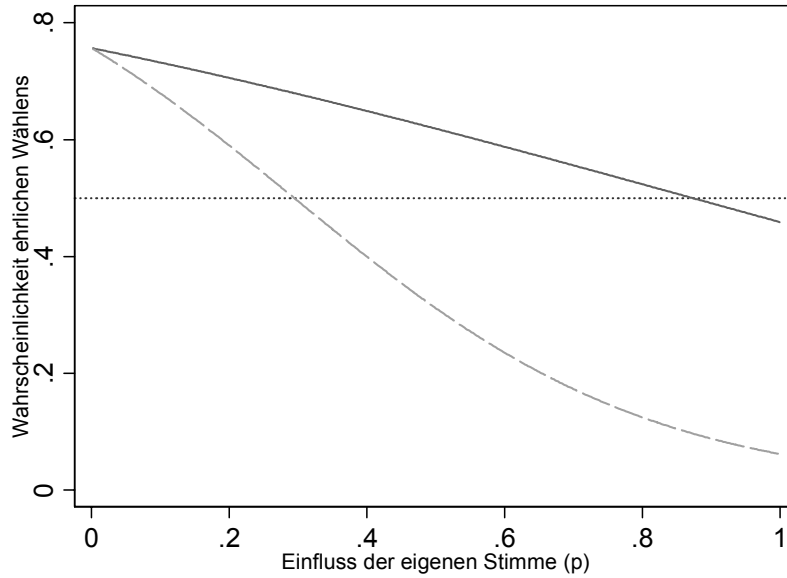
Wenn man B_{2j} für die Anhänger kleiner Parteien auf den Durchschnittswert fixiert, können die Patt-Wahrscheinlichkeiten in dem Produkt variiert werden. Auf diese Weise lässt sich zeigen, was der logarithmierte Effekt des Modells 2 für den Verlauf der Wahrscheinlichkeit impliziert, d.h. ab welcher Prozentpunkt-Differenz zwischen den SPD- und Unionskandidaten im Wahlkreis ehrliches Erststimmenverhalten stark abfällt. Gschwend (2004) vermutet z.B., dass die Beziehung zwischen den Prozentpunktdifferenzen von SPD und Union und der Wahrscheinlichkeit zum strategischen Wählen nicht linear ist und verwendet deshalb als Variable für das Analagon zu unseren p-Werten die Quadratwurzel der Prozentpunktdifferenzen.

⁶ Inhaltlich heißt dies, dass von den Wählern des Typs klein/groß genau die Hälfte ihre Erst- und die andere Hälfte ihre Zweitpräferenz wählen.

Schaubild 4

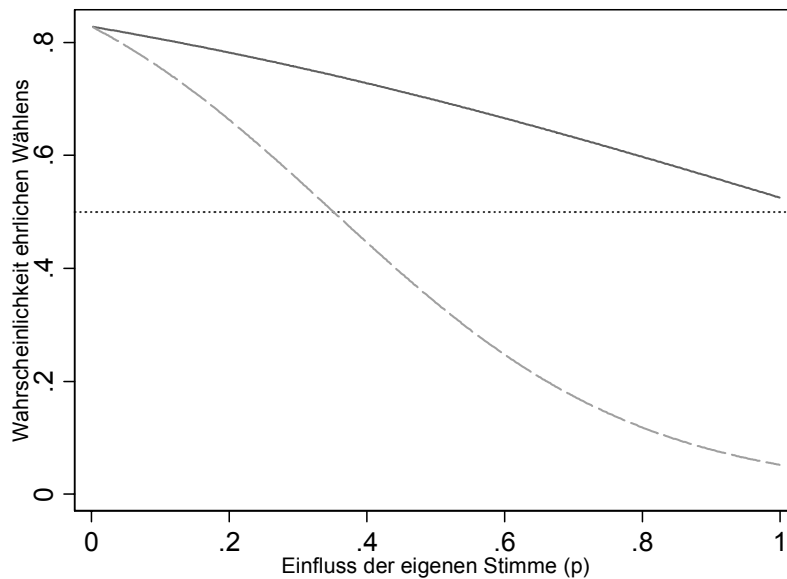
**Wahrscheinlichkeit ehrlichen Wählens von Anhängern kleiner Parteien
(FDP, Grüne, PDS) in Abhängigkeit vom Einfluss ihrer Stimme**

Westdeutschland 1998



- Durchschnittl. Anhänger einer kl. Partei (B = .34)
- - - Anhänger mit max. Differenz zwischen gr. Parteien (B = 1)

Westdeutschland 2002



- Durchschnittl. Anhänger einer kl. Partei (B = .33)
- - - Anhänger mit max. Differenz zwischen gr. Parteien (B = 1)

Bei den Anhängern kleiner Parteien in Westdeutschland beträgt die durchschnittliche Nutzendifferenz zwischen den beiden großen Parteien, die ja auf Rang 2 und 3 platziert sein müssen, in beiden Wahljahren 0,34. Mit diesem Durchschnittswert wird der Abfall des ehrlichen Erststimmewählens für die beiden Wahljahre in Abhängigkeit von den p-Werten geschätzt. Dabei zeigt sich ein annähernd linearer Zusammenhang. Das muss nicht heißen, dass andere B_{2j} -Werte auch einen linearen Zusammenhang ergeben. Dafür haben wir zur Veranschaulichung auch noch die Wahrscheinlichkeitskurve für ehrliches Wählen für die größtmögliche Nutzendifferenz zwischen zweiter und dritter Partei, nämlich 1, eingezeichnet.

Ein weiteres Ergebnis ist, dass bei dem durchschnittlichen $B_{2j} = 0,34$ die vorausgesagte Wahrscheinlichkeit zum ehrlichen Wählen 1998 kleiner war als 2002. Wir können an dieser Stelle nur vermuten, dass dies mit der Neueinteilung vieler Wahlkreise zu tun hat, so dass für die Wähler in diesen Wahlkreisen das tatsächliche Erststimmenergebnis weniger sicher als Näherungswert für die subjektiven Erwartungen taugte.

Wegen der Annahme eines Nicht-Duverger-Gleichgewichts in den ostdeutschen Bundestagswahlkreisen sind die Möglichkeiten zum strategischen Erststimmewählen vielfältiger. Hier nehmen wir drei aussichtsreiche Parteien an, so dass viel weniger Patt-Wahrscheinlichkeiten mit 0 angenommen werden können wie in Westdeutschland (vgl. Tabelle 2). Das wird sofort klar, wenn wir das Nullmodell spezifizieren.

Tabelle 4: ML-Schätzungen (heteroskedastisches Probit) der Wahl der Erstpräferenz auf Einfluss der eigenen Stimme und Nutzendifferential für Ostdeutschland 1998 und 2002

	Minimal	pB
Gr.>Gr.>Kl.	-1,440** (0,594)	-1,245 (1,162)
Gr.>Gr.>Gr.	-0,879** (0,421)	-1,492** (0,685)
Kl.>Gr.>Gr.	-2,340*** (0,493)	0,041 (0,945)
$2p_{12}B_{12}$		2,389** (1,086)
$p_{1j}B_{1j}$		5,122*** (1,889)
$p_{2j}B_{2j}$		-2,644* (1,537)
Konst.	2,246*** (0,402)	0,492 (0,670)
BTW 02	4,354 (4,877)	2,424 (1,679)
$\ln \sigma^2$ BTW 02	1,667** (0,836)	1,297*** (0,424)
Log-L.	-158,750	-145,384
Chi ²	29,231***	35,853***

N = 479

* $\alpha < 0,1$ ** $\alpha < 0,05$ *** $\alpha < 0,01$

Standardfehler in Klammern

Präferenztyp Gr.>Kl.>Gr. ist Referenzkategorie

Wir verwenden als Referenzkategorie den Präferenztyp Erstpräferenz große Partei, Zweitpräferenz kleine Partei (Grüne oder FDP) und dritte Präferenz wieder große Partei. Für diese Wähler macht strategisches Erststimmenwählen wenig Sinn, weil sie nicht hoffen können, den Sieg der drittpräferierten Partei durch Wahl einer kleinen zweitpräferierten Partei zu verhindern. Anders der Typ groß/groß/groß; hier kann es je nach den Patt-Wahrscheinlichkeiten einen Anreiz geben. Größer dürfte der Anreiz beim nächsten Typ sein, der auch in Westdeutschland vorkommt: klein/groß/groß. Der Vollständigkeit halber unterscheiden wir noch als vierten Typ groß/groß/klein bzw. keine Partei. Hier ist p_{12} vorhanden und je größer $2 p_{12} B_{12}$ ist, umso kleiner ist die Wahrscheinlichkeit der Wahl der Zweitpräferenz. Es fehlt aber eine aussichtsreiche dritte Partei, so dass die Grundlogik des strategischen Erststimmenwählens eigentlich nicht zutrifft. Wir haben keine spezielle Erwartung für den Kontrast dieses Typs mit der Referenzkategorie.

Eine getrennte Schätzung der Effekte für die beiden Bundestagswahlen ist in Ostdeutschland wegen der geringen Fallzahl von 250 Befragten 1998 und 229 2002 problematisch. Außerdem ist die Entscheidungssituation in Ostdeutschland wegen der drei großen Parteien komplexer. Wir schätzen das Nullmodell und das voll spezifizierte Modell deshalb für beide Bundestagswahlen gemeinsam, führen zur Kontrolle einen Haupteffekt für die Bundestagswahl 2002 ein und sehen eine Möglichkeit für unterschiedliche Varianzen in den beiden Wahljahren vor (heteroskedastische Probit-Regression).⁷ Dabei stellt sich der Haupteffekt für die Bundestagswahl als nicht signifikant heraus, während es tatsächlich 2002 mehr Unsicherheit (Variabilität) bei der Beurteilung unserer Entscheidungsalternativen als 1998 gab.

Im geschätzten Nullmodell sind alle drei Kontraste zur Referenzkategorie negativ und signifikant. Erwartungsgemäß ist der Effekt für klein/groß/groß am größten. Der Anreiz zum ehrlichen Wählen ist somit tatsächlich in der Referenzkategorie groß/klein/groß am größten.

Das wichtigste Ergebnis unserer Schätzung für Modell 2 ist aber die erneute Bestätigung des vollen Wählerkalküls. Alle Effekte sind signifikant, wenn auch auf unterschiedlichem Niveau, und vor allem stimmen die Vorzeichen. Dies ist nach den zwei westdeutschen Bestätigungen der Theorie die dritte und das für eine viel komplexere Situation.

Im Unterschied zu Westdeutschland bleibt allerdings ein Effekt, der für groß/groß/groß, im Modell 2 signifikant. Die Entscheidung ostdeutscher Wähler, die Anhänger einer großen Partei sind, deren Zweitpräferenz einer anderen großen Partei gilt und die die jeweils dritte große Partei ablehnen, wird durch den Wählerkalkül nicht vollständig erfasst.

Prüft man den Einfluss der p- und B-Werte auf das ehrliche Wählen getrennt (Ergebnisse nicht dargestellt), haben die p-Werte allein die erwartete Wirkung, die B-Werte aber nicht. Dies lässt darauf schließen, dass die für strategisches Wählen günstige Wahlkreissituation durch geringe Nutzendifferenzen zwischen zweiter und dritter Partei und hohe Differenzen zwischen erster und zweiter bzw.

dritter Partei konterkariert wird. In einer genaueren Untersuchung müsste man den möglichen Zusammenhängen zwischen der Wahlkreissituation und den Präferenzkonfigurationen nachgehen und dies möglichst unter Berücksichtigung der Identität der Parteien. Dazu reicht unsere Datenbasis nicht aus.

5. Schlussfolgerungen

In der Auseinandersetzung, inwieweit Wählerverhalten expressiv oder instrumentell ist (vgl. dazu Klein 2000), spielt der Nachweis strategischen Verhaltens eine wichtige Rolle. Er belegt zumindest für Teile der Wählerschaft instrumentelles Wählen, d.h. Wählen zur Beeinflussung des Endergebnisses und nicht nur als Ausdruck der eigenen Präferenz. So kann das minimalstrategische Erststimmenwählen - die Anhänger kleiner Parteien wählen Kandidaten großer Parteien ohne Berücksichtigung der p -Werte im Einzelnen - auch Ausdruck bestimmter Koalitionspräferenzen sein. Für den Nachweis von strategischem Erststimmenwählen im strengen Sinn genügt es daher nicht, einfach aus der Kreuztabelle von Erststimmen vs. Zweitstimmen, wie sie z.B. die repräsentative Wahlstatistik liefert, die entsprechenden Zellhäufigkeiten zu vergleichen. Das kann höchstens Anhaltspunkte für strategisches Wählen liefern (vgl. Schön 1998, 1999, Thurner 1999) und nicht einmal die eindeutige Identifikation von minimalstrategischem Wählen ist gewährleistet, wenn keine Daten zur Parteipräferenz vorliegen. Nationale Umfragen helfen hier wenigstens über letzteres Problem hinweg (vgl. Pappi und Thurner 2002).

Wir sind in diesem Aufsatz einen Schritt weiter gegangen, indem wir den theoretisch von McKelvy und Ordeshook abgeleiteten strengen Wählerkalkül für strategisches Erststimmenwählen zugrunde gelegt haben. Dieser Kalkül wird selten vollständig überprüft (vgl. aber Ordeshook und Zeng 1997). So beschränkte sich Black (1978) auf die separate Überprüfung der Patt-Wahrscheinlichkeiten, während Cain nur einen Term für den Erwartungsnutzen im Vergleich von erster und zweiter Präferenz vorsah (1978: 646). Alvarez und Nagler (2000) schließlich gehen ganz von der Konstruktion von Erwartungsnutzen ab und ergänzen ein allgemeines Wahlentscheidungsmodell lediglich um die Wahlkreissituation, ohne B -Werte zu spezifizieren.

Wir sind einen aus unserer Sicht theoriekonformen Weg der Vereinfachung des Wählerkalküls gegangen. Die Unterscheidung von kleinen und großen Parteien erlaubte uns die angesichts der tatsächlichen Wahlkreisergebnisse realistische Entscheidung, die Gewinnwahrscheinlichkeiten für die kleinen Parteien von vorne herein auf Null zu setzen. Für Westdeutschland bedeutet dies, dass es nur auf den Vergleich der Erwartungsnutzen für die SPD und die CDU/CSU ankommt, wobei je nach Erstpräferenz dieser Vergleich für p_{12} , p_{13} oder p_{23} steht. Für Ostdeutschland haben wir nach der empirisch in Schaubild 3 dargestellten Erststimmenergebnisse für 1998 und 2002 zusätzlich die PDS als große Partei behandelt. Dabei drückt sich unsere Annahme eines Nicht-Duverger-Gleichgewichts in den ostdeutschen Wahlkreisen nach unserem Untersuchungsplan darin aus, dass für den Vergleich der

⁷ Vgl. allgemein Green 1993: 643-647 und zur Anwendung z.B. Alvarez und Brehm 2002.

ersten und dritten sowie der zweiten und dritten Partei sehr viel häufiger die Distanz zum Mittelpunkt M des Dreiecks als Maß einer Patt-Wahrscheinlichkeit für alle drei Parteien vorkommt. Dies ist die im Text besprochene minimal paarweise Distanz statt der direkten paarweisen Distanz, die immer für den Vergleich von Sieger und erstem Verlierer in Frage kommt.

Insgesamt konnten wir strategisches Erststimmenwählen im strengen Sinn, d.h. unter Berücksichtigung der Erwartungsnutzen, eindeutig nachweisen. Das Modell bewährte sich in Westdeutschland für beide Bundestagswahlen getrennt und für Ostdeutschland in einer gemeinsamen Schätzung. Mit einer Ausnahme blieben die Effekte für minimal strategisches bzw. ehrliches Wählen nicht mehr signifikant, wenn wir die Erwartungsnutzen zusätzlich in die Schätzgleichungen einbrachten.

Unsere Ergebnisse bestätigen ein zentrales Theorem der Rational-Choice-Theorie des Wählerverhaltens. Selbst wenn diese Theorie nach wie vor größte Schwierigkeiten hat, hohe Wahlbeteiligungen zu erklären, spricht der Nachweis strategischen Erststimmenwählens, den wir mit diesem Beitrag liefern konnten, für die Erklärungskraft dieser Theorie, sobald der Wahlberechtigte sich entschieden hat, an der Wahl teilzunehmen. Strategisches Wählerverhalten ist zwar kein Massenphänomen, wenn die Voraussetzungen in der Parteipräferenz und der Erwartung bestimmter Wahlergebnisse aber vorliegen, dann kommt es tatsächlich zu diesem strategischen Erststimmenwählen. Dies bedeutet die Wahlentscheidung für den Kandidaten der nicht am meisten bevorzugten Partei, dessen Wahl aber einen höheren Erwartungsnutzen erbringt wegen der Erwartung, dadurch unter den aussichtsreichen Kandidaten die Siegeschancen des relativ bevorzugten zu fördern. Dabei sind wir davon ausgegangen, dass die Partei Richtschnur für die Wahl eines Kandidaten ist. Doch selbst wenn es in dem einen oder anderen Fall ein sogenanntes *personal vote* gibt, widerspricht das unseren Ergebnissen nicht. Denn warum sollten sich die *personal votes* nach dem hier unterstellten Wählerkalkül, in den die Parteipräferenz eingeht und nicht eine Kandidatenpräferenz, richten?

Die Folgen strategischen Erststimmenwählens für das Endergebnis der Wahl scheinen zunächst begrenzt zu sein. Denn die Stärke der Parteien im Bundestag hängt von der Zweitstimme ab und auf Überhangmandate zu spekulieren macht subjektiv für den einzelnen Wähler wenig Sinn. Die indirekten Folgen für das Parteiensystem in Ostdeutschland sind aber nicht zu vernachlässigen. So lange es der PDS gelingt, neben der CDU und SPD mit ihren Wahlkreiskandidaten in vielen Wahlkreisen wenigstens den Status des ersten Verlierers zu behaupten, kommt der Abwärtstrend für die dritte Partei, der schließlich zu einem Zweiparteiensystem bei den Erststimmen führt, nicht in Gang. Die Folge ist statt eines Duverger- ein Nicht-Duverger-Gleichgewicht: Drei Parteien kämpfen um die relative Mehrheit und nicht zwei wie in Westdeutschland. Der Abstieg der FDP in den 50er Jahren in früheren Hochburgen wie Nordwürttemberg oder Mittelfranken hat mit dem Verlust ihrer Fähigkeit zu tun, sich bei den Erststimmen als aussichtsreiche Partei zu behaupten.

Literatur

- Alvarez, R. Michael/Brehm, John, 2002: *Hard Choices, Easy Answers*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Alvarez, R. Michael/Nagler Jonathan, 2000: A new approach for modelling strategic voting in multi-party elections. *British Journal of Political Science* 30: 57-75.
- Bawn, Kathleen, 1999: Voter responses to electoral complexity: Ticket splitting, rational voters and representation in the Federal Republic of Germany. *British Journal of Political Science* 29: 487-505.
- Black, J. H., 1978: The muldicandidate calculus of voting: Application to Canadian federal elections. *American Journal of Political Science* 22: 609-638.
- Cain, B. E., 1978: Strategic voting in Britain. *American Journal of Political Science* 22: 639-55.
- Cox, Gary W., 1997: *Multicandidate spatial competition*. In: San Diego: University of California.
- Ferejohn, J. A./ Fiorina, M. P., 1974: The paradox of not voting: A decision theoretical analysis. *American Political Science Review* 68: 525-36.
- Fisher, Stephen D., 2004 : Definition and measurement of tactical voting: The role of rational choice. *British Journal of Political Science* 34: 152-166.
- Green, William H., 1993: *Econometric Analysis*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 2. Auflage.
- Gschwend, Thomas, 2004: *Strategic Voting in Mixed Electoral Systems*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Hoffman, Dale T., 1982: A model for strategic voting. *SIAM Journal on Applied Mathematics* 42: 751-761.
- Kriesi, Hanspeter, 2003: Wahlentscheide bei den Ständeratswahlen. In: Sciarini, Pascal et. al, (Hrsg.), *Schweizer Wahlen 1999*. Bern: Haupt, S. 147-181.
- Kriesi, Hanspeter, 1998: Wählen aus Überzeugung und strategisches Wählen bei den Ständeratswahlen 1995. In: Kriesi, Hanspeter et al., (Hrsg.), *Schweizer Wahlen*. Bern: Haupt, S. 193-218.
- McKelvey, R. D./ Ordeshook, P. C., 1972: A general theory of the calculus of voting. In: Herdon, J. F. und J. L. Bernd, (Hrsg.), *Mathematical Applications in Political Science*. Charlottesville: University Press of Virginia, S. 32-78.
- Miller, William L., 1977 : *Electoral Dynamics in Britain since 1918*. London and Basingstoke: MacMillan Press.
- Ordeshook, Peter C., 1992: *A Political Theory Primer*. New York, London: Routledge.
- Ordeshook, Peter C./ Zeng, Langche, 1997: Rational voters and strategic voting. Evidence from the 1968, 1980 and 1992 elections. *Journal of Theoretical Politics* 9: 167-187.

Palfrey, Thomas R., 1989: A mathematical proof of Duverger's law. In: Ordeshook, Peter C., (Hrsg.), *Models of Strategic Choice in Politics*. Ann Arbor: University of Michigan Press, S. 69-91.

Pappi, Franz Urban and Thurner, Paul W., 2002: Electoral behavior in a two-vote-system: Incentives for ticket splitting in German Bundestag elections. *European Journal of Political Research* 41: 207-232.

Schoen, Harald, 1999: Split-ticket voting in German Federal elections, 1953-1990: An example of sophisticated balloting? *Electoral Studies* 18: 473-496.

Thurner, Paul, 1999: Taktisch oder aufrichtig? Zur Untersuchung des Stimmensplittings bei Bundestagswahlen. Eine Replik auf Harald Schoens Beitrag in Heft 2/1998 der ZParl. Zeitschrift für Parlamentsfragen 30: 163-166.

Anhang

Tabelle 1: Erst- und Zweitpräferenzen aus den Skalometerwerten für Parteien 1998 und 2002

Präferenz	Westdeutschland					
	1998			2002		
	Häufigkeit	Prozent	Diff. ^d	Häufigkeit	Prozent	Diff. ^d
1.CDU 2.SPD	105	10,0	0,24	58	5,4	0,23
1.CDU 2.FDP	121	11,5	0,21	165	15,4	0,21
1.CDU 2.Gr	19	1,8	0,25	14	1,3	0,26
1.CDU 2.PDS	4	0,4	0,27	3	0,3	0,37
1.CDU 2.Tie ^a	86	8,2	0,25	100	9,4	0,29
1.SPD 2.CDU	77	7,3	0,19	50	4,7	0,19
1.SPD 2.FDP	36	3,4	0,27	42	3,9	0,17
1.SPD 2.Gr	125	11,9	0,19	123	11,5	0,17
1.SPD 2.PDS	15	1,4	0,25	12	1,1	0,24
1.SPD 2.Tie ^a	84	8,0	0,31	76	7,1	0,24
1.FDP 2.CDU	13	1,2	0,10	22	2,1	0,17
1.FDP 2.SPD	7	0,7	0,20	7	0,7	0,20
1.FDP 2.Gr	1	0,1	0,09	2	0,2	0,20
1.FDP 2.PDS	0	-	-	0	-	-
1.FDP 2.Tie ^a	7	0,7	0,15	14	1,3	0,22
1.Gr 2.CDU	5	0,5	0,32	2	0,2	0,25
1.Gr 2.SPD	63	6,0	0,18	65	6,1	0,16
1.Gr 2.FDP	4	0,4	0,29	6	0,6	0,14
1.Gr 2.PDS	4	0,4	0,25	4	0,4	0,11
1.Gr 2.Tie ^a	20	1,9	0,20	25	2,3	0,23
1.PDS 2.CDU	0	-	-	1	0,1	0,05
1.PDS 2.SPD	5	0,5	0,26	6	0,6	0,21
1.PDS 2.FDP	1	0,1	0,13	1	0,1	0,29
1.PDS 2.Gr	6	0,6	0,19	9	0,8	0,19
1.PDS 2.Tie ^a	6	0,6	0,27	4	0,4	0,33
1.CDU-SPD	36	3,4	-	28	2,6	-
1.CDU-FDP	23	2,2	-	33	3,1	-
1.CDU-Gr	6	0,6	-	5	0,5	-
1.CDU-PDS	0	0,0	-	0	0,0	-
1.SPD-FDP	8	0,8	-	17	1,6	-
1.SPD-Gr	72	6,8	-	69	6,5	-
1.SPD-PDS	5	0,5	-	6	0,6	-
1.FDP-Gr	2	0,2	-	5	0,5	-
1.FDP-PDS	2	0,2	-	2	0,2	-
1.Gr-PDS	6	0,6	-	7	0,7	-
1.A-B-C/-D-E ^b	50	4,8	-	68	6,4	-
1.A 2.B-C/-D-E ^c	29	2,8	-	19	1,8	-
Gesamt	1053			1070		

^a Keine strikte Zweitpräferenz: Befragte mit eindeutiger Erstpräferenz und Rangplatzbindung auf zweitem Rang

^b Indifferenz: Befragte die drei oder mehr Parteien den ersten Rangplatz zuweisen

^c Zweitpräferenz = Letztpräferenz: Befragte mit eindeutiger Erstpräferenz und Rangplatzbindung aller übrigen Parteien auf zweitem Rang

^d Mittlere Nutzendifferenz zwischen Erst- und Zweitpräferenz: Nutzendifferenzen sind z-standardisiert und normiert auf Wertebereich [0, 1]

Tabelle 2: Erst- und Zweitpräferenzen aus den Skalometerwerten für Parteien 1998 und 2002

Ostdeutschland						
Präferenz	1998			2002		
	Häufigkeit	Prozent	Diff. ^d	Häufigkeit	Prozent	Diff. ^d
1.CDU 2.SPD	48	9,5	0,23	15	3,2	0,28
1.CDU 2.FDP	19	3,8	0,25	33	6,9	0,21
1.CDU 2.Gr	7	1,4	0,20	5	1,1	0,24
1.CDU 2.PDS	3	0,6	0,26	10	2,1	0,19
1.CDU 2.Tie ^a	40	8,0	0,31	28	5,9	0,30
1.SPD 2.CDU	16	3,2	0,23	12	2,5	0,24
1.SPD 2.FDP	8	1,6	0,24	13	2,7	0,27
1.SPD 2.Gr	27	5,4	0,19	19	4,0	0,21
1.SPD 2.PDS	36	7,2	0,20	21	4,4	0,19
1.SPD 2.Tie ^a	48	9,5	0,30	39	8,2	0,27
1.FDP 2.CDU	5	1,0	0,26	4	0,8	0,26
1.FDP 2.SPD	1	0,2	0,56	5	1,1	0,24
1.FDP 2.Gr	2	0,4	0,29	3	0,6	0,34
1.FDP 2.PDS	0	-	-	1	0,2	0,26
1.FDP 2.Tie ^a	7	1,4	0,22	5	1,1	0,32
1.Gr 2.CDU	0	-	-	1	0,2	0,09
1.Gr 2.SPD	10	2,0	0,14	9	1,9	0,14
1.Gr 2.FDP	1	0,2	0,25	0	-	-
1.Gr 2.PDS	9	1,8	0,19	2	0,4	0,23
1.Gr 2.Tie ^a	7	1,4	0,35	8	1,7	0,29
1.PDS 2.CDU	1	0,2	0,18	5	1,1	0,19
1.PDS 2.SPD	35	7,0	0,18	36	7,6	0,23
1.PDS 2.FDP	1	0,2	0,10	5	1,1	0,22
1.PDS 2.Gr	22	4,4	0,24	11	2,3	0,29
1.PDS 2.Tie ^a	25	5,0	0,29	23	4,8	0,34
1.CDU-SPD	22	4,4	-	14	2,9	-
1.CDU-FDP	5	1,0	-	18	3,8	-
1.CDU-Gr	1	0,2	-	2	0,4	-
1.CDU-PDS	3	0,6	-	5	1,1	-
1.SPD-FDP	2	0,4	-	3	0,6	-
1.SPD-Gr	11	2,2	-	18	3,8	-
1.SPD-PDS	25	5,0	-	30	6,3	-
1.FDP-Gr	1	0,2	-	1	0,2	-
1.FDP-PDS	1	0,2	-	2	0,4	-
1.Gr-PDS	6	1,2	-	5	1,1	-
1.A-B-C/-D-E ^b	39	7,8	-	52	10,9	-
1.A 2.B-C/-D-E ^c	9	1,8	-	13	2,7	-
Gesamt	503			476		

^a Keine strikte Zweitpräferenz: Befragte mit eindeutiger Erstpräferenz und Rangplatzbindung auf zweitem Rang

^b Indifferenz: Befragte die drei oder mehr Parteien den ersten Rangplatz zuweisen

^c Zweitpräferenz = Letztpräferenz: Befragte mit eindeutiger Erstpräferenz und Rangplatzbindung aller übrigen Parteien auf zweitem Rang

^d Mittlere Nutzendifferenz zwischen Erst- und Zweitpräferenz: Nutzendifferenzen sind z-standardisiert und normiert auf Wertebereich [0, 1]