Zentripetale Parteienkonkurrenz? Nähe-, Diskontierungs- und Richtungsmodelle bei Wahlen zum Europäischen Parlament

Guido Tiemann

Zusammenfassung

Dieser Beitrag skizziert zunächst unterschiedliche Modelle aus der räumlichen Theorie des Wählens und versucht sie theoretisch und empirisch voneinander abzugrenzen. Neben dem klassischen Nähemodell in der Tradition von Hotelling und Downs werden dabei zunehmend Modelle diskutiert und geprüft, die vorsehen, dass Wähler systematisch für Kandidaten oder Parteien optieren, die „extremere" politische Positionen vertreten als sie selbst („discounting" oder „directional voting").

Das Anwendungsbeispiel benutzt diese unterschiedlichen Perspektiven und Theoriebausteine für die Analyse von Europawahlen und die Erklärung ihrer robusten empirischen Regelmäßigkeiten. Wahlen zum europäischen Parlament gelten, so der Konsens, als „Sekundärwahlen": Sie dienten nicht zur Bestellung der Exekutive, sie seien substanziell wenig bedeutsam, sie seien nicht von Debatten um die Politik auf europäischer Ebene bestimmt, sondern durch nationale Themen dominiert.

Die Resultate einer Sekundäranalyse der Europäischen Wahlstudien belegen freilich, dass, anders als oft unterstellt, das Wahlverhalten bei Europawahlen nachhaltig von tendenziell zentrifugalen Motiven beeinflusst wird: Die hohe Komplexität der politischen Prozesse innerhalb der Europäischen Union und die symbolische Aufladung der integrationspolitischen Konfliktdimension bewegen viele Wähler, ihre Stimme für Parteien oder Listen abzugeben, die vergleichsweise extreme Positionen vertreten und so eine Überwindung politischer Blockadesituationen versprechen.

G. Tiemann (✉)
Institut für Höhere Studien, Stumpergasse 56, A-1060 Wien, Österreich
E-Mail: tiemann@ihs.ac.at

E. Linhart et al. (Hrsg), *Jahrbuch für Handlungs- und Entscheidungstheorie*, Jahrbuch für Handlungs- und Entscheidungstheorie 8,
DOI 10.1007/978-3-658-05008-5_5, © Springer Fachmedien Wiesbaden 2014

tiemann@ihs.ac.at

1 Einleitung

Theoretische Ansätze zur Erklärung des Wahlverhaltens sind mindestens so zahlreich wie empirische Wählermotive. Räumliche Modelle unterstellen, dass die Positionen von Wählern, Parteien oder Kandidaten in einem *n*-dimensionalen Raum sinnvoll abgetragen werden können und dass ihre räumliche Relation die Bewertung der Parteialternativen und die Wahlentscheidung wesentlich beeinflusst. Damit enden jedoch die konzeptionellen Gemeinsamkeiten: Die klassische Formulierung von Anthony Downs greift die räumliche Nähe oder Distanz von Wähler und Parteien heraus. Wähler entscheiden sich für denjenigen Kandidaten/diejenige Partei, der/die ihren eigenen ideologischen und programmatischen Positionen am besten entspricht (das „proximity voting model", vgl. Downs 1957). Kritiker haben dem klassischen Nähemodell unzulässige Verkürzungen und theoretische Inkonsistenzen vorgehalten (vgl. bereits Stokes 1963). Sie haben auch auf den geringen Ertrag des Modells für die empirische Aufklärung von Wahlverhalten und Parteistrategie hingewiesen (vgl. besonders Green und Shapiro 1996; Shapiro 2005). Gleichzeitig haben weitere Beiträge alternative oder komplementäre Perspektiven auf die Ableitung und Bestimmung von Nutzenfunktionen, die Bewertung politischer Parteien oder Kandidaten und die Wahlentscheidung beigetragen.

Dieser Beitrag greift zwei Erweiterungen bzw. Revisionen des ursprünglichen Modells heraus und diskutiert eingehend das „Diskontierungsmodell" und das „Richtungsmodell": Das Diskontierungsmodell von Bernard Grofman erweitert das Modell von Downs, hält aber an seiner grundlegenden Logik fest. Es stellt besonders auf die Komplexität moderner politischer Systeme ab und betont die Vielzahl an Koalitionen und Kompromissen, an institutionellen und parteipolitischen Vetospielern. Deshalb gelingt es politischen Parteien regelmäßig nicht, von ihnen vertretene politische Positionen und im Wahlkampf beworbene Programme vollständig und stringent umsetzen. Informierte Wähler sollten vielmehr, so die Grundidee des Diskontierungsmodells, diese Aufweichung und Verdünnung von Parteipositionen bereits antizipieren und sich tendenziell für politische Kräfte entscheiden, die extremere Positionen bewerben und vertreten als sie selbst (das „discounting model", vgl. Grofman 1985; Merrill und Grofman 1999; Adams et al. 2005).

Das Richtungsmodell, besonders pointiert von George Rabinowitz und Stuart Elaine Macdonald vertreten, unterscheidet sich bei der Definition des politischen Raumes und bei den Maßstäben, mit denen Wähler Parteialternativen bewerten und ihre Wahlentscheidung treffen. Wähler entscheiden sich für diejenigen Parteien oder Kandidaten, die auf „ihrer" Seite eines als binär begriffenen politischen

tiemann@ihs.ac.at

Konflikts stehen und diese Position mit einer möglichst hohen Intensität vertreten (das „directional voting model", vgl. Rabinowitz und Macdonald 1989; Macdonald et al. 1991, 1998).

Bislang vorgelegte Analysen sind sich einig, dass Europawahlen nicht wirklich vom Thema „Europa" und von der Bestellung des Europäischen Parlaments handeln. Stattdessen sei die nationale Politik und die Performanz der jeweils nationalen Regierungen Hauptthema der Kampagnen und wesentliche Erklärung des Wahlverhaltens. Europawahlen seien deshalb, verglichen mit den Wahlen zu nationalen Parlamenten, bestenfalls (nationale) politische Wettbewerbe zweiten Ranges. In empirischen Analysen wird dies meist durch die Inspektion aggregierter Stimmenanteile der Parteien illustriert: Große, zentristische Regierungsparteien verlieren, und kleine, euroskeptische oder extremistische Akteure gewinnen hinzu. Diese Regelmäßigkeiten sind grob in den jeweils nationalen Wahlzyklus eingebettet und wirken etwa zur Mitte der Legislaturperiode, wenn eine geringe Zustimmung zur nationalen Regierung unterstellt wird, besonders nachhaltig (das „second-order election model", vgl. Hix und Marsh 2011; Marsh 1998; Reif 1984, 1997; Reif und Schmitt 1980; Schmitt 2005; kritisch Manow 2005).

Dieser Beitrag benutzt unterschiedliche Modelle aus der räumlichen Theorie des Wählens für die Analyse von Wahlen zum Europäischen Parlament. Bisherige Publikationen, die beim Sekundärwahlmodell anschließen, bieten nur selten mehr als eine schlichte Beschreibung empirischer Regelmäßigkeiten auf der Aggregatebene. Selbst Untersuchungen, die mit Individualdaten umgehen, etwa aus der Reihe der „European Election Studies" (EES), modellieren regelmäßig nicht die konkrete Wahlentscheidung und ihre Bestimmungsfaktoren, sondern behandeln abgeleitete Phänomene wie etwa den Wechsel der Parteipräferenz bei Wahlen zu den nationalen Parlamenten und zum Europäischen Parlament und seine Determinanten (vgl. Hobolt et al. 2009). Nur wenige einschlägige Beiträge beschäftigen sich dagegen konkreter mit der Modellierung von Wahlentscheidung und räumlichen Nutzentermen bei Wahlen zum Europäischen Parlament. Hobolt und Wittrock (2011) benutzen zum Beispiel ein zweidimensionales räumliches Modell (mit einer Links-Rechts- und einer europapolitischen Dimension), und sie demonstrieren mit einem *Survey*-Experiment, dass informierte Wähler der europapolitischen Dimension eine höhere Salienz beimessen als weniger informierte Wähler. Darüber hinaus finden Hobolt und Wittrock auch deutliche Hinweise auf die Gültigkeit des Sekundärwahlmodells und zeigen, dass sich diejenigen Wähler, die mit der jeweils nationalen Regierung unzufrieden sind, bei der Europawahl systematisch von diesen Regierungsparteien abwenden.

Die Resultate dieser Untersuchung zeigen, dass der Ausgang von Europawahlen durch eine zentrifugale Dynamik von Parteibewertung und Wahlverhalten mit-

tiemann@ihs.ac.at

bestimmt wird. Diese Hypothese wird durch eine Sekundäranalyse der jüngsten Welle der EES empirisch belegt. Durch die PIREDEU-Studie von 2009 steht umfangreiches Datenmaterial zur Verfügung, das nicht nur einen genauen Einblick in die Spezifik von Europawahlen ermöglicht. Vielmehr hilft diese breite empirische Basis, mit der Kollinearität empirischer Nutzenterme sinnvoll umzugehen und die Robustheit kontextspezifischer Befunde über unterschiedliche Länder hinweg abzuschätzen und sicherzustellen.

Dieser Beitrag argumentiert in drei wesentlichen Schritten: Der folgende Abschnitt stellt die einzelnen Modelle und ihre formale Notation schlagwortartig vor, diskutiert ihre Einbettung in die Kontexte und Anomalien von Europawahlen und formuliert das theoretische Modell. Im Anschluss werden die wesentlichen Individual- und Kontextdatensätze knapp vorgestellt, Entscheidungen zur Operationalisierung der Schlüsselvariablen dargestellt und begründet und die statistischen Modelle formuliert. Sodann werden Theorie und Empirie zusammengeführt und vereinigte (räumliche) Wahlmodelle spezifiziert und geschätzt. Der abschließende Abschnitt fasst die empirischen Resultate knapp zusammen und diskutiert ihre Konsequenzen für Analysen des Wahlverhaltens bei Europawahlen und für die vergleichende Wahlforschung.

2 Räumliche Theorien des Wählens

Theoretische und empirische Modelle des räumlichen Wahlverhaltens tragen Wähler- und Parteipositionen auf einem vereinfachen Raster ab und setzen die Akteure miteinander in Beziehung. Alle folgenden Modelle konzentrieren sich auf einen zweidimensionalen „European political space“, der 1) durch den Gegensatz von links und rechts und 2) durch den Konflikt von integrationsorientierten und euroskeptischen Positionen definiert ist (vgl. Marks und Steenbergen 2002).

2.1 Das Nähemodell von Hotelling/Downs

Das traditionelle Nähemodell geht auf Überlegungen von Harold Hotelling (1929) zurück und wurde von Anthony Downs (1957) explizit für die Modellierung von Wahlverhalten und Parteienwettbewerb benutzt. Es greift wesentlich die Übereinstimmung von Wähler- und Parteipositionen innerhalb des politischen Raumes heraus. Der jeweilige Nutzen einer Partei für einen Wähler steigt mit der ideologischen und programmatischen Übereinstimmung, also mit der räumlichen Nähe

tiemann@ihs.ac.at

ihrer Positionen, und ein kurzfristig und zweckrational motivierter Wähler entscheidet sich stets für diejenige Partei, die seinen eigenen Positionen am nächsten steht. Eine Partei, die mit den Idealpunkten des Wählers auf allen *n* Dimensionen des politischen Raums übereinstimmt, verspricht einen sehr hohen Nutzen, und dieser Nutzen sinkt, sobald sich die Partei von den Idealpunkten des Wählers entfernt. Diese Verlustfunktion wird meist durch quadrierte Distanzen im euklidschen Raum gebildet:

$$U^{p}_{i(j)} = -||V - P||^2 = -\sum_{a=1}^{n} \alpha_a \left(v_{i[a]} - p_{i,j[a]}\right)^2$$

$U^{p}_{i(j)}$ bezeichnet den Nutzen der Partei j für Wähler i nach dem einfachen Nähemodell, und $V = (v_1, \ldots, v_n)$ und $P = (p_1, \ldots, p_n)$ sind die Vektoren der Wähler und Kandidatenpositionen im n-dimensionalen politischen Raum. Die Dimensionen des politischen Raums werden durch den Laufindex *a*, individuelle Wähler durch *i* und Parteialternativen durch *j* bezeichnet. Bei der Spezifikation empirischer Modelle werden die Kontexte der Mitgliedstaaten zusätzlich durch *k* indiziert. Der Parameter a_a gibt die Salienz der jeweiligen Dimension *a* für die Bildung des Gesamtnutzens und die Wahlentscheidung an.

Unter einer Reihe teils restriktiver Annahmen postulieren die klassischen Beiträge die Konvergenz des programmatischen Wettbewerbs zur Position des Medianwählers (vgl. Hotelling 1929; Black 1948, 1958; Downs 1957; kritisch Grofman 2004). Freilich zeigt bereits ein beiläufiger Blick auf die Dynamiken und Resultate aktueller und vergangener Europawahlen, dass hier keine Konvergenz der Parteipositionen hin zum Medianwähler eintritt. Vielmehr sind „moderat extreme" Parteien bei Wahlen zum Europäischen Parlament regelmäßig erfolgreich und erhalten systematisch mehr Wählerunterstützung als bei Wahlen zu den jeweils nationalen Parlamenten.

Und auch mit Blick auf seine restriktiven Funktionsvoraussetzungen spricht wenig für die Anwendbarkeit des Medianwählertheorems auf Europawahlen. Zwar sind Wählerpräferenzen im „European political space" tendenziell zentristisch und unimodal verteilt. Weitere der Funktionsbedingungen werden jedoch bereits qua definitionem verletzt (vgl. Grofman 2004): In allen Mitgliedstaaten werden die jeweils nationalen Segmente des Europaparlaments durch Varianten der Verhältniswahl bestimmt, und überall liegt die Anzahl an Parteien und Listen deutlich oberhalb von zwei. Sofern die Wähler auch die Europadimension bei der Bewertung von und Auswahl zwischen den Parteialternativen berücksichtigen, ist zudem der Wettbewerbsraum nicht ein-, sondern mindestens zweidimensional.

tiemann@ihs.ac.at

2.2 Das Diskontierungsmodell von Grofman

Das Diskontierungsmodell hält an der grundlegenden Konstruktion und Interpretation des politischen Raumes fest, modifiziert jedoch die Entscheidungslogik der Wähler. Grofman (1985) erweitert das einfache Nähemodell um zwei wesentliche Punkte, die Bestimmung eines Status Quo und die Annahme, dass Wähler bei ihrer Entscheidung beworbene Parteipositionen „diskontieren". Dieser zweite Aspekt ist bereits von Downs (1957, S. 39) angedeutet worden:

> When a man votes, (. . .) he knows that no party will be able to do everything that it says it will do. Hence, he cannot merely compare platforms; instead he must estimate in his own mind what the parties would actually do were they in power.

Im Diskontierungsmodell werden die Präferenzen von Parteien und Kandidaten weiterhin als abgestufte Idealpunkte auf einem Kontinuum verstanden. Grofman greift jedoch die Komplexität des modernen Parteienwettbewerbs, vielfältige „Checks and Balances", die Notwendigkeit von Koalitionen und Kompromissen und die Präsenz von institutionellen und parteilichen Vetospielern explizit heraus. Deshalb wird unterstellt, dass diese Parteien und Kandidaten nicht in der Lage seien, eine Politik an ihrem beworbenen Idealpunkt zu implementieren, sondern dass ihnen die Verschiebung der implementierten Politiken vom aktuellen Status Quo hin zu ihrer jeweiligen Position nur teilweise gelingen könne. Im Diskontierungsmodell unterstützen informierte Wähler deshalb nicht diejenige Partei oder denjenigen Kandidaten, die/der am nächsten zu ihren jeweiligen Idealpunkten liegt. Sie stimmen vielmehr für „extremere" politische Kräfte, die für eine Verschiebung des politischen Status Quo über ihren jeweiligen Idealpunkt hinaus eintreten, weil sie berücksichtigen, dass die beworbenen Parteiprogramme ohnehin nicht stringent und vollständig umgesetzt werden können, sondern im politischen Prozess ohnehin verdünnt und verwässert werden:

$$U^{g}_{i(j)} = -\left|\left|V - \beta^{g} P\right|\right|^{2} = -\sum_{a=1}^{n} \alpha_a \left[v_{i[a]} - \left(SQ_a + \beta^{g}\left(p_{i,j[a]} - SQ_a\right)\right)\right]^2$$

Die von den Wählern diskontierte Parteiposition liegt somit irgendwo zwischen dem Status Quo (SQ_a) und der von der jeweiligen Partei vertretenen ideologischen oder programmatischen Position, sodass der für alle Wähler konstante Diskontierungsparameter β^g die Stärke des Diskontierungseffekts angibt: Bei $\beta^g = 1$ können Parteien die eingenommenen Positionen vollständig umsetzen und das Diskontierungsmodell konvergiert mit dem Nähemodell, bei $\beta^g = 0$ dagegen ist, zum Beispiel durch ein Hyperkonsenssystem mit vielfältigen Blockadepositionen, jede Verschiebung des politischen Status Quo unmöglich.

tiemann@ihs.ac.at

Wenn Wähler die jeweiligen Parteipositionen diskontieren, ergeben sich zwei wesentliche Revisionen: Anders als im Nähemodell erreicht die Nutzenfunktion eines Wählers ihr Maximum nicht mehr bei seiner eigenen Position. Vielmehr erreicht im Diskontierungsmodell die Nutzenfunktion ihr Maximum für Akteure, die eine Verschiebung des Status Quo über die Position des Wählers hinaus vertreten. Je höher der empirische Diskontierungsparameter β^g ist, desto weiter entfernt sich das Maximum der Nutzenfunktion von der ideologischen oder programmatischen Position des Wählers. Somit sollten zweckrational handelnde Wähler systematisch Parteien oder Kandidaten bevorzugen, die teils deutlich extremere Positionen vertreten als sie selbst (vgl. die Darstellung bei Merrill und Grofman 1999, S. 44–47). Zweitens können sich die Nutzenfunktionen der Wähler, und damit ihre Wahlentscheidungen, auch verändern, wenn die Präferenzen von Wählern und die Positionen der Parteien gleich bleiben und alleine der politische Status Quo verschoben wird (Grofman 2004, S. 39).

Diese zentrifugale Dynamik korrespondiert freilich sehr genau mit dem institutionellen Kontext und mit empirischen Regelmäßigkeiten der Wahlen zum Europäischen Parlament. Wähler sollten von Parteien eingenommene Positionen besonders dann diskontieren, wenn eine Vielzahl von Vetopunkten die Bildung von Koalitionen und Konsens erfordert und die Akteure effektiv hindert, beworbene Politiken stringent und vollständig umzusetzen. Das politische System der Europäischen Union ist sicher der Idealtyp eines Konsenssystems mit einer Vielzahl von Vetopunkten, die politische Prozesse verlangsamen und umfangreiche Verhandlungen erfordern. Die gesamte Unionspolitik steht stets im Schatten möglicher Blockadepositionen und Vetodrohungen aus Kommission, Rat und Parlament. Zudem wird der Aktionsradius der Mitglieder des Europäischen Parlaments durch das Spannungsfeld nationaler und internationaler Parteien, Parteifamilien und Fraktionen mitbestimmt. Politische Akteure im Europaparlament sind deshalb in vielfältiger Weise gehindert, ihre Positionen stringent umzusetzen.

Wenn das Diskontierungsmodell von Grofman (1985) das Verhalten bei Europawahlen sinnvoll modellieren und erklären soll, müssen einige weitere Kontextbedingungen erfüllt sein. Damit sind vor allem die sehr hohen kognitiven Voraussetzungen auf Wählerseite angesprochen, an die das Modell gebunden ist. Wähler müssen hier nicht nur in der Lage sein, sich selbst und die alternativen politischen Parteien im zweidimensionalen Wettbewerbsraum sinnvoll zu verorten, vielmehr müssen sie auch Informationen über die „Konsenslastigkeit" eines politischen Systems, hier der Europäischen Union mit ihren 27 Mitgliedstaaten, sinnvoll sammeln und bewerten können. Diejenigen Wähler, die sich dieser Restriktionen bewusst sind, können darauf reagieren und haben deshalb deutliche Anreize, Konsensanforderungen und Blockadepositionen bei ihrer Wahlentscheidung zu

tiemann@ihs.ac.at

berücksichtigen und etwas „vorzuhalten“, um ihre realen politischen Präferenzen implementiert zu sehen (vgl. zu institutioneller Blockade und Vetospielern im politischen System der EU Hix und Høyland 2011, S. 49–74).

2.3 Das Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald

Das Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald unterscheidet sich grundlegend von den bislang vorgestellten, klassischen Ansätzen. Diese alternative Perspektive unterstellt, dass Wähler bei politischen Sachfragen nur recht diffuse Präferenzen für die eine oder die andere Richtung entwickeln und sich bei der Intensität unterscheiden, mit der sie diese Positionen vertreten. Wird die Skala auf einen neutralen Punkt zentriert, gibt das Vorzeichen einer Position die richtungspolitische Präferenz eines Akteurs an, und der Betrag benennt die Intensität, mit der er diese Position vertritt (Rabinowitz und Macdonald 1989, 2007; Macdonald et al. 1991, 1998).

Die Perspektive von Rabinowitz und Macdonald wechselt von einem euklidschen hin zu einem vektorgeometrischen Raum, denn die Präferenzen politischer Akteure werden nicht mehr als abgestufte Positionen im politischen Raum verstanden, sondern Wähler und Parteien beziehen binäre Positionen für oder gegen eine bestimmte Sachfrage (die Richtungskomponente). Dieselben Wähler entscheiden sich schließlich für diejenigen Kandidaten oder Parteien, die auf „ihrer“ Seite stehen, und bevorzugen dabei Akteure, die diese binäre Richtungspräferenz besonders nachdrücklich vertreten (die Intensitätskomponente). Der Nutzen von Partei *j* für Wähler *i* ergibt sich dabei als das Produkt ihrer Positionen:

$$U^{d}_{i(j)} = VP = \sum_{a=1}^{n} \alpha_a (v_{i[a]} - NP_a)(p_{i,j[a]} - NP_a)$$

Nimmt man das Skalenmittel als neutralen Punkt ($NP_a = 0$), wird dieser Ausdruck vereinfacht zu:

$$U^{d}_{i(j)} = \sum_{a=1}^{n} \alpha_a v_{i[a]} p_{i,j[a]}$$

Nutzenfunktionen beim Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald weisen zunächst kein einfaches Maximum auf, sondern sie steigen oder sinken linear hin zu den Endpunkten der jeweiligen Dimensionen. Somit sollte jeder Wähler diejenige Partei wählen, deren politische Richtung er teilt, und er sollte sich unter diesen

tiemann@ihs.ac.at

Parteien für diejenige entscheiden, die diese Position besonders intensiv vertritt, also nahe am jeweiligen Ende der programmatischen Skala liegt. Dies bedeutet zum Beispiel, dass Akteure, die eines der binären Themen mit moderater Intensität vertreten, nicht einmal für die eigene Position stimmen, sondern einen höheren Nutzen durch die Wahl eines „extremeren" Kandidaten erreichen. Mit Blick auf das Wahlresultat erhielten dann die polaren Parteien oder Kandidaten die Stimmen aller Wähler, die mit der grundlegenden politischen Richtung übereinstimmen.

Um diese theoretischen und empirischen Inkonsistenzen anzugehen, fügen Rabinowitz und Macdonald (1989) ihrem Modell eine weitere Komponente hinzu und definieren eine Region der Akzeptierbarkeit („region of acceptability"). Damit die Nutzenfunktion nicht unbegrenzt ansteigt, wenn sich eine Partei vom neutralen Punkt der jeweiligen Politikdimension NP_a entfernt, unterstellen sie, dass die Wähler sich von denjenigen Wettbewerbern abwenden, die eine extreme Positionen außerhalb eines wie auch immer definierten und vereinbarten „demokratischen Konsenses" beziehen. Rabinowitz und Macdonald geben freilich keinerlei konkreten Hinweis, wie genau die Region der Akzeptierbarkeit denn theoriegeleitet bestimmt werden kann, und viele Autoren haben bezweifelt, ob sie für alle Wähler identisch definiert werden kann (vgl. Iversen 1994; Merrill und Grofman 1999).

Die Entscheidung für eine Partei, die zentristische oder moderate Positionen vertritt, bedeutet für moderate wie für extreme Wähler dennoch nur einen geringeren Nutzen. Deshalb unterstellt das Richtungsmodell, dass unabhängig von den konkreten Präferenzverteilungen Wähler Anreize haben, (moderat) extreme Parteien zu wählen, und Parteien Anreize haben, (moderat) extreme Positionen zu beziehen. Während jedoch die Logik des Diskontierungsmodells auf umfassend informierte und urteilsfähige Wähler notwendig angewiesen ist, unterstellt das Richtungsmodell diffuse, binäre Präferenzstrukturen, einen geringen Informationsgrad und eine geringe Urteilsfähigkeit der Wähler in politischen Angelegenheiten:

> Based on the idea of symbolic politics, the directional theory assumes that most people have diffuse preferences for a certain direction of policy-making and that people vary in the intensity with which they hold those preferences. (Rabinowitz und Macdonald 1989, S. 93)

Das Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald hilft somit, einige grundlegende theoretische und empirische Eigenschaften von Europawahlen zu beleuchten. Bei vergangenen Europawahlen sind stets kleine, euroskeptische und ideologisch extreme Parteien oder Listen erfolgreicher als bei Wahlen zu den nationalen Parlamenten. Studien zur öffentlichen Meinung unterstreichen weiter, dass viele Wähler in den einzelnen Mitgliedstaaten der Europäischen Union nur bruchstückhaft über die politische Prozesse, Strukturen und Resultate auf Unionsebene informiert sind (Anderson 1998; Franklin et al. 1994; Gabel 1998).

tiemann@ihs.ac.at

Freilich messen Wähler und Parteien dem Integrationsthema dennoch oft eine enorme symbolische Bedeutung zu, wenn die Unionspolitik immer tiefer in die Wirtschafts- und Sozialordnungen der Mitgliedstaaten eingreift und ein stetiger Kompetenztransfer von nationalen hin zu europäischen Institutionen stattfindet. Aspekte der europäischen Integration werden häufig nicht als spezifische Politiken auf der Unionsebene verstanden, sondern recht pauschal als binäre Alternative von Europa vs. Nationalstaat oder als Präferenzen für „mehr" oder „weniger" Europa behandelt und diskutiert. In diesem Lichte kann das Richtungsmodell einen Beitrag zur kausalen Erklärung der zentrifugalen Wettbewerbsdynamiken leisten und die systematischen Stimmengewinne von kleinen, extremistischen oder euroskeptischen Parteien und Listen bei Europawahlen begründen.

2.4 Vereinigte (räumliche) Modelle

Oft sind die theoretische Formulierung und empirische Schätzung vereinigter Modelle etwas widersprüchlich. Obgleich die verschiedenen Teilelemente unterschiedliche Nutzenfunktionen unterstellen und sogar auf unterschiedlichen Perzeptionen des politischen Wettbewerbsraums gründen, beziehen sich dennoch die Nutzenfunktionen derselben Wähler *i* auf dieselben Parteien *j*. Die Nutzenfunktionen sind deshalb regelmäßig kollinear, auch wenn sie auf ganz unterschiedlichen Annahmen über die Geometrie des politischen Raums und die Maßstäbe für Parteibewertung und Wahlentscheidung gründen.[1]

2.4.1 Das vereinigte Nähe- und Richtungsmodell

Vereinigte Modelle sind etwa von Merrill und Grofman (1999) oder Lewis und King (1999) vorgeschlagen bzw. kritisch besprochen worden. Die Vereinigung von Nähe- und Richtungsmodellen wird oft mit einigen theoretischen und/oder konzeptionellen Inkonsistenzen erkauft, wenn unterschiedliche Ausdrücke innerhalb derselben Modellspezifikation einmal auf der Logik eines euklidischen (das Nähemodell) und ein weiteres Mal auf der Annahme eines vektorgeometrischen Wettbewerbsraums gründen (das Richtungsmodell). Dennoch argumentieren etwa Merrill und Grofman (1999), dass diese unterschiedlichen Perspektiven sinnvoll auf einer eindimensionalen Skala abgetragen werden können, deren jeweilige Endpunkte das „reine" Nähe- und das „reine" Richtungsmodell seien. Sie machen auch darauf aufmerksam, dass ein Wähler *i* alternativ die eine oder die andere Logik

[1] Die mindestens teilweise formale und mathematische Äquivalenz der einzelnen Modelle wird von Merrill et al. (1999) und Adams et al. (2005) dargelegt.

tiemann@ihs.ac.at

anlegen könne und dass eine Partei j – etwa abhängig davon, ob sie eine etablierte Regierungspartei oder eine neue Oppositionspartei ohne klaren „track record" sei – entweder dem Nähe- oder dem Richtungsmodell gemäß bewertet werden könnten.

Formal gibt der Mischparameter die jeweilige Balance der Nutzenterme von Nähe- und Richtungsmodell an. Bei $\beta = 1$ entscheiden sich die Wähler allein nach dem Nähemodell, und bei $\beta = 0$ gilt ein reines Richtungsmodell. Im n-dimensionalen Wettbewerbsraum werden noch die Salienzgewichte α_a eingefügt, die den Beitrag jeder Dimension a für die Bildung des Gesamtnutzens angeben. Legt man zusätzlich den neutralen Punkt auf den Ursprung des Koordinatensystems ($NP_a = 0$ für alle a), kann das Modell weiter vereinfacht werden:

$$U_{i(j)}^{mix} = 2\,(1-\beta)\;\; U^d - \beta\; U^p$$
$$= \sum_{a=1}^{n} \alpha_a \left[2\left(1-\beta^{mix}\right) v_{i[a]}\, p_{i,j[a]} - \beta^{mix}\left(v_{i[a]} - p_{i,j[a]}\right)^2 \right]$$

2.4.2 Vereinigte Modelle mit nicht-räumlichen Kovariaten

Mit dem Etikett „vereinigte Modelle" sind in der Literatur nicht nur Ansätze gemeint, die unterschiedlich definierte räumliche Nutzenterme zusammenführen. Vielmehr sind darüber hinaus vereinigte Modelle vorgeschlagen worden, die Bausteine aus der räumlichen Theorie des Wählens mit komplementären Theorieansätzen verbinden. Dabei werden die jeweiligen Nutzenfunktionen zum Beispiel um soziodemografische Basisdaten der Wähler (die Perspektive der „Columbia School") oder um von den Wählern angegebene Nähe oder Distanz zu politischen Parteien (die Perspektive der „Michigan School") erweitert.

Besonders der mögliche kausale Effekt der „Parteiidentifikation" auf das Wahlverhalten ist kontrovers diskutiert worden. Ursprünglich benannte dieser Begriff eine langfristig stabile, affektive, soziopsychologische Bindung an eine bestimmte politische Partei (Campbell et al. 1960). Besonders im Lichte der zunehmenden Volatilität des Wahlverhaltens hat Morris Fiorina (1981) den Begriff neu definiert und als ein „running tally" gefasst, der auf Erfahrungen eines Wählers durch sein soziales Umfeld und auf einer Bewertung der vergangenen Performanz einer Partei gründet. Diese etwas flexiblere Formulierung vermeidet die Statik des ursprünglichen Begriffs, trägt jedoch ihrerseits Endogenitätsprobleme in vereinigte Modelle hinein (vgl. Markus und Converse 1979; Page und Jones 1979).

In empirischen Beiträgen haben etwa Adams et al. (2005) gezeigt, dass Parteibindungen Wählerverhalten und Parteistrategien sinnvoll erklären und mögliche Gründe für die Abwendung vom Medianwähler sind. Besonders wenn Wahlen weniger als Wettbewerb zwischen Kandidaten, sondern aus Auswahl von Parteilisten

tiemann@ihs.ac.at

begriffen werden, wird jedoch sehr unklar, was eigentlich die wahrgenommene Nähe zu einer bestimmten Partei von der konkreten Wahlentscheidung analytisch trennt und wie der eine den anderen Faktor stringent kausal beeinflussen kann. Dies gilt besonders für Wahlen in europäischen Demokratien und für Wahlen zum Europäischen Parlament; hier treten oft, neben etablierten parteipolitischen Akteuren, ad hoc gegründete Listen an, die auf besondere Anliegen für oder gegen die Politik der Europäischen Union abstellen und mit denen sich Wähler unmöglich langfristig identifizieren können. Somit erbringt das Konzept Parteiidentifikation damit keinen klaren kausalen Beitrag für die Analyse der Europawahlen und verzerrt eher durch die Einführung einer tautologischen und hoch mit dem Explanandum korrelierten abhängigen Variable die übrigen Prädiktoren des Modells.

Einen klaren Bezug zur Fragestellung dieses Beitrags haben freilich Fragen nach der Zufriedenheit der Bürger mit der Demokratie auf nationaler und auf europäischer Ebene. Die Demokratiezufriedenheit ist, anders als die Identifikation eines Wählers mit einer politischen Partei, jedoch eine individualspezifische Größe und über alle Parteialternativen, die zur Wahl stehen, hinweg konstant. Maßstäbe zur Bewertung demokratischer und politischer Performanz auf der nationalen und der europäischen Ebene betreffen unmittelbar und theoretisch wohlbegründet Kernaussagen des Sekundärwahlmodells. Sind die nationalen Komponenten der Europawahlen tatsächlich beinah vollständig durch Bewertungen der nationalen Politik beeinflusst, sollte besonders die Zufriedenheit mit der Demokratie im jeweiligen Vergleichsstaat einen maßgeblichen Effekt auf das Wahlverhalten haben.

2.5 Der spezifische Kontext der Europawahlen

Die Nutzenterme der besprochenen Modelle, der Nähe-, Diskontierungs- und Richtungsmodelle, beruhen zwar auf unterschiedlichen Logiken der Wahlentscheidung, sind aber regelmäßig kollinear und deshalb in empirischen Analysen schwer voneinander unterscheidbar. Das gilt besonders für diejenigen Nutzenfunktionen, die eine zentrifugale Dynamik von Wahlentscheidung und Parteienwettbewerb begründen, nämlich das Diskontierungs- und das Richtungsmodell. Die zweidimensionale Struktur des politischen Raumes ermöglicht, Richtungs- und Diskontierungsmodelle durch die systematische Berücksichtigung der Kontexte verschieden definierter Wettbewerbsdimensionen und unterschiedlicher Wählertypen empirisch zu differenzieren. Unterschiedlich definierte, diskutierte und den Wählern präsentierte Politikdimensionen beeinflussen Parteibewertung und Wahlverhalten, sie erfordern deshalb die Angabe unterschiedlicher Nutzenfunktionen.

tiemann@ihs.ac.at

2.5.1 Symbolische Politik und das Richtungsmodell

Das Richtungsmodell unterstellt, dass Wähler Europa und die Europäische Union im Bereich der symbolischen Politik verorten, keine konkreten räumlichen Positionen entlang einer Dimension einnehmen, sondern strikt binäre Haltungen für oder gegen die europäische Integration und/oder die Europäische Union entwickeln. Der Anstieg der Nutzenfunktion wird allein durch die Region der Akzeptierbarkeit („region of acceptability") begrenzt.

Hypothese 1 Die Integrationsdimension ist deutlicher von symbolischer Politik bestimmt als die Links-Rechts-Dimension. Gilt das Richtungsmodell, ist die zentrifugale Komponente auf der Integrationsdimension deshalb gewichtiger als auf der Links-Rechts-Dimension.

2.5.2 Institutionelle Blockade und das Diskontierungsmodell

Beim Diskontierungsmodell können Wähler die Vielzahl an Vetopunkten im politischen System der Europäischen Union wahrnehmen. Sie können antizipieren, dass die von ihnen bevorzugte Partei keine Chancen hat, ihr Programm (vollständig) umzusetzen, diese Begrenzungen bei ihrer Wahlentscheidung berücksichtigen und sich für eine alternative Partei entscheiden, die extremere Positionen bewirbt. Genau wie beim direktionalen Wahlmodell liegt der Gipfelpunkt der Nutzenfunktion nicht beim Idealpunkt des jeweiligen Wählers, sondern ist weiter vom neutralen Punkt des Koordinatensystems hin zu „extremeren" Positionen verschoben.

Hypothese 2 Sofern ein Wähler annimmt, dass die Notwendigkeit zu Koalition und Konsens und die Vielzahl an Vetopunkten Parteien an der Umsetzung ihres politischen Programms hindern, gilt das für alle Dimensionen des politischen Wettbewerbsraums in gleichem Maße. Gilt das Diskontierungsmodell, ist die zentrifugale Komponente auf beiden Dimensionen gewichtig.

2.5.3 Demokratiezufriedenheit und das Sekundärwahlmodell

Neben den Nutzentermen der Nähe- und Richtungsmodelle berücksichtigt diese Analyse auch nicht-räumliche Kovariaten. Sie greift besonders grundlegende Argumente des „second-order election model" heraus. Von dieser Perspektive sind Wahlen zum Europäischen Parlament für die meisten Bürger von begrenztem Interesse und von begrenzter Bedeutung. Diese Sekundärwahlen, bei denen es im Grunde nur um sehr wenig geht, werden durch retrospektive Bewertungen der Regierungspolitik dominiert. Wähler nutzen diese Gelegenheit, ihre Unzufriedenheit mit der Politik auf europäischer und, besonders, auf nationaler Ebene zu artikulieren, und die jeweilige Regierung abzustrafen.

tiemann@ihs.ac.at

Hypothese 3 Wähler und Parteien behandeln Wahlen zum Europäischen Parlament als nationale Wahlen zweiten Ranges. Besonders diejenigen Wähler, die mit der Performanz der europäischen und, mehr noch, der nationalen Politik nicht einverstanden sind, wenden sich systematisch von den jeweiligen Regierungsparteien ab.

3 Daten und Methoden

Das statistische Modell korrespondiert mit dem theoretischen Modell. Die folgenden Abschnitte stellen kurz das empirische Material vor, das in diesem Beitrag verwendet wird, und begründen die Operationalisierung der abhängigen und der unabhängigen Variablen. Im Anschluss werden schlaglichtartig einige Kontroversen über die sinnvolle Messung von Schlüsselkonzepten, die Spezifikation tragfähiger statistischer Modelle und die Bewertung der empirischen Befunde dargestellt.

3.1 Die European Election Studies

Wahlen zum Europäischen Parlament bieten nahezu ideale Optionen, um die Kontextabhängigkeit von Wählerverhalten und Parteistrategien über die heterogenen sozialen und institutionellen Bedingungen von bis zu 27 Mitgliedstaaten der Europäischen Union herauszuarbeiten. Mit der Einführung des direkten Wahlmodus 1979 wurden die Europawahlen auch sozialwissenschaftlich begleitet und durch immer umfassendere Wahlforschungsprojekte aufgearbeitet. Während die ersten dieser Wahlstudien noch als ein knappes Supplement des Eurobarometers organisiert wurden, hat sich nicht nur die Anzahl der Mitgliedstaaten, sondern auch der Umfang und die Qualität der erhobenen Umfragedaten kontinuierlich erhöht. Die letzte Welle der europäischen Wahlstudien, organisiert als das PIREDEU-Projekt, umfasst nicht nur repräsentative Wählerstudien in den 27 Mitgliedstaaten, sondern schließt auch eine Kandidatenstudie, eine Medien- und eine Manifestoanalyse ein, sodass eine Serie von nunmehr sieben vergleichenden Datensätzen der EES vorliegt, die Analysen im Quer- und Längsschnittdesign ermöglichen.[2]

[2] Befragungen nach den Europawahlen von 1979 und 1984 sind Teil der Eurobarometer-Reihe (http://ec.europa.eu/public_opinion/index_en.htm). Informationen, Daten und Kodierpläne der EES („European Election Studies“) von 1989 bis 2004 sind auf der Website

tiemann@ihs.ac.at

Die EES enthalten einen Katalog von Fragen, der hinreicht, um die im theoretischen Teil dieses Beitrags angesprochenen Kernkonzepte zu messen. Diese Analyse benutzt ausschließlich die neuste Welle der EES, die PIREDEU-Studie von 2009. Mit Blick auf die abhängige Variable wird zunächst im Nachgang der Wahl die jeweils individuelle Wahlentscheidung abgefragt: „Welche Partei haben Sie bei dieser Europa-Wahl gewählt?“ [Q25]. Die Berechnung der Nutzenterme erfordert zudem empirische Angaben zur Verortung der individuellen Wähler und der Parteialternativen. Beide Dimensionen des „European political space“ werden auf Likert-Skalen vermessen, die von 0 bis 10 reichen.[3]

Die so erhobenen Daten ermöglichen eine Berechnung der Nutzenterme, auf denen räumliche Modelle des Wahlverhaltens gründen. Dennoch gelten auch einige Beschränkungen: Die Nutzenterme der Diskontierungs- und Richtungsmodelle werden wesentlich durch einen neutralen Punkt (NP_a) bzw. den politischen Status Quo (SQ_a) verankert. Die vorgestellten Standarditems der EES, auch der PIREDEU-Studie, definieren die Skalen jedoch nur von ihren Endpunkten her. Die einzelnen Items gründen etwa auf dem Kontrast von links und rechts oder stellen polare Präferenzen zum Fortgang der europäischen Integration einander gegenüber.

http://www.europeanelectionstudies.net verfügbar. Schließlich sind die unterschiedlichen Module des PIREDEU-Projekts „Providing an Infrastructure for the Study of Democracy in Europe“ auf der Website http://www.piredeu.eu verfügbar gemacht und umfassend dokumentiert.

[3] Der Fragebogen erhebt zunächst Selbsteinschätzungen der Befragten auf der Links-Rechts-Skala: „In der Politik spricht man von links und rechts. Wie ist das bei Ihnen? Bitte geben Sie Ihren persönlichen Standpunkt auf einer Skala von 0 bis 10 an. 0 bedeutet ‚links‘ und 10 bedeutet ‚rechts‘. Mit den Zahlen dazwischen können Sie ihre Meinung abstufen. Welche Zahl gibt am besten ihren Standpunkt wieder?“ [Q46]. Danach platzieren die Wähler politische Parteien auf derselben Skala: „Und wo auf dieser gleichen Skala würden Sie die folgenden Parteien einordnen? Welche Zahl von 0 bis 10 gibt am besten den Standpunkt von [Partei X] wieder? Denken Sie daran: 0 bedeutet ‚links‘ und 10 bedeutet ‚rechts‘.“ [Q47]. Im Anschluss werden Wähler- und Parteipositionen zur europäischen Integration abgefragt: „Man hört manchmal, die europäische Einigung sollte weiter vorangetrieben werden. Andere sagen, dass sie schon zu weit gegangen ist. Was ist Ihre Meinung? Bitte geben sie Ihre Ansicht auf einer Skala von 0 bis 10 an. 0 bedeutet dabei, die europäische Einigung ist schon zu weit gegangen, und 10, die europäische Einigung sollte weiter vorangetrieben werden. Mit den Zahlen dazwischen können Sie Ihre Meinung abstufen. Welche Zahl von 0 bis 10 gibt am besten Ihre Meinung an?“ [Q80]. Und für die Parteialternativen: „Und wie ungefähr würden Sie die Ansichten der folgenden Parteien zur europäischen Einigung einstufen? Nutzen Sie bitte wieder dieselbe Skala von 0 bis 10, wo 0 bedeutet, dass nach Ansicht dieser Partei die europäische Einigung schon zu weit gegangen ist, und 10, dass nach Ansicht dieser Partei die europäische Einigung weiter vorangetrieben werden sollte. Wie würden Sie [Partei X] einstufen?“ [Q81].

tiemann@ihs.ac.at

Eine aussagekräftige und tragfähige Definition der Skalenmitte oder des „neutralen Punktes", dem eine zentrale Rolle beim Richtungsmodell von Rabinowitz und Macdonald (1989) zukommt, nehmen diese Messinstrumente jedoch nicht vor.

Die Questionnaires des PIREDEU-Projekts fragen schließlich auch eine Reihe von nicht-räumlichen Determinanten der Wahlentscheidung ab. Sie erlauben es, Kernkonzepte des Sekundärwahlmodells durch die Fragen nach der Zufriedenheit mit der Demokratie zu testen. Diese Frage wird einmal mit Bezug auf den Nationalstaat gestellt („Wie beurteilen Sie alles in allem die Art und Weise, wie die Demokratie in ihrem Land funktioniert?" [Q84]) und ein weiteres Mal mit Bezug auf die Europäische Union erhoben („Und alles in allem gesehen, sind Sie sehr zufrieden, ziemlich zufrieden, nicht sehr zufrieden oder überhaupt nicht zufrieden mit der Art und Weise wie die Demokratie in der Europäischen Union funktioniert?" [Q85]). Beide Variablen sind auf einer Ordinalskala mit vier hierarchisch geordneten Kategorien abgetragen.

3.2 Zur Bestimmung von Parteipositionen

Dieser Beitrag versucht zentripetale und zentrifugale Determinanten des Wahlverhaltens bei Europawahlen herauszuarbeiten, und ein derartiges Unternehmen muss zwangsläufig die Kontroversen zwischen den Anhängern des klassischen Nähemodells von Downs und des Richtungsmodells von Rabinowitz und Macdonald aufgreifen. Dabei sind nicht nur die sinnvolle Konstruktion des *Policy*-Raumes und die theoretische Modellierung des Wahlverhaltens umstritten, sondern auch die Auswahl angemessener Daten und Variablen, die Berechnung aussagekräftiger und konsistenter Nutzenterme und die Entscheidung für ein angemessenes statistisches Modell.

Die Kontroverse beginnt bereits bei der Messung der ideologischen oder programmatischen Standorte von Parteien oder Kandidaten. Beiträge in der Tradition des klassischen Nähemodells verwenden meist individuell wahrgenommene Akteurspositionen zur Berechnung der Nutzenterme. Die programmatische Ausrichtung von Parteien oder Kandidaten wird deshalb nicht mehr als je einheitliche Punkte im politischen Raum fixiert. Vielmehr richten politische Parteien unterschiedliche programmatische Signale an verschiedene Segmente des Elektorats, und Wähler nehmen die Signale politischer Parteien jeweils unterschiedlich wahr (vgl. Westholm 1997; Kedar 2005; Krämer und Rattinger 1997).

Anhänger des Richtungsmodells lehnen die Verwendung idiosynkratischer Parteiplatzierungen strikt ab: Wähler neigen dazu, die Position von Parteien oder Kandidaten, mit denen sie sich identifizieren oder die sie aus irgendwelchen

tiemann@ihs.ac.at

anderen Gründen positiv bewerten, systematisch an ihren eigenen Idealpunkt heranzuziehen („assimilation"). Vice versa schieben dieselben Wähler Parteien oder Kandidaten, denen sie kritisch gegenüberstehen, systematisch von ihrer eigenen Position weg („contrast"). Subjektiv wahrgenommene Parteipositionen sind deshalb systematisch mit anderen Wählermotiven kontaminiert, diese Projektionseffekte tragen einen systematischen Bias in auf dieser Grundlage berechnete Nutzenterme, und sie inflationierten deshalb empirische Hinweise auf die Bedeutung des Nähemodells und verringerten die Aussagekraft des Richtungsmodells.

Die Vertreter des Richtungsmodells schlagen als Abhilfe vor, subjektive, wählerspezifisch wahrgenommene Parteipositionen durch das arithmetische Mittel über alle Befragten hinweg zu ersetzen und so ein einheitliches, „objektives" Kriterium für die programmatische Position einer Partei zu entwickeln (Macdonald et al. 1991, 1995, 1998; Rabinowitz und Macdonald 1989, 2007). Dennoch sind auch gegen diese Operationalisierung scharfe Einwände vorgetragen worden: Generell ist es wenig sinnvoll, danach zu fragen, wo eine Partei „wirklich steht". Parteien bieten, wie bereits diskutiert, oft verschiedenen Wählern unterschiedliche Positionen an, sodass es gute Gründe geben mag, wenn Wähler bei der räumlichen Vermessung einer Partei nicht übereinstimmen. Mit Bezug auf Skalierbarkeitsprobleme und Indikatorenqualität müsste zudem erst einmal gezeigt werden, wie aus einer Reihe systematisch verzerrter subjektiver Einschätzungen ein unverzerrter und „objektiver" Indikator für programmatische Parteipositionen gewonnen werden kann. Schließlich können Wähler alleine diejenigen Informationen als Maßstab ihrer Bewertung der Parteialternativen und für die Vergabe ihrer Wählerstimmen benutzen, die ihnen effektiv zugänglich sind. „Objektive" Positionsmaße, wie auch das arithmetische Mittel der Einzelbewertungen, gründen jedoch über die Einschätzung der Wähler hinaus auf den Urteilen weiterer Befragter, die anderen Wählern regelmäßig gar nicht bekannt sein werden: „it is reasonable to assume that most voters do not know where the general public would place their party" (Warwick 2004, S. 276).

Diese teils sehr kleinteiligen Debatten können in diesem kurzen Beitrag nicht umfassend aufgearbeitet werden, und sicher geben die unterschiedlichen Autoren jeweils gute Gründe für die alternative Verwendung von idiosynkratischen oder „objektiven" Parteipositionen an: vornehmlich die idiosynkratischen Parteipositionen für die Messung von Parteipositionen im „European political space", denn Wähler können nur diejenigen Informationen zur Grundlage ihrer Entscheidung nehmen, über die sie persönlich verfügen. Bei der alleinigen Benutzung idiosynkratischer Parteipositionen würde die (ohnehin für einige Länder recht geringe) Anzahl der vollständigen Beobachtungen freilich so weit reduziert, dass ihre statistische Analyse nicht mehr möglich wäre. Schließlich müsste dann jeder Befragte,

tiemann@ihs.ac.at

der nicht jede einzelne Partei im jeweiligen „Choice Set“ verortet, von der Analyse ausgeschlossen werden. Deshalb verwende ich im Folgenden idiosynkratisch wahrgenommene Parteipositionen, und einzelne fehlende Werte im jeweiligen „Choice Set“ werden durch das arithmetische Mittel aller Parteiplatzierungen interpoliert.

3.3 Das statistische Modell der Wahlentscheidung

Im Folgenden skizziere ich das statistische Modell und gebe einen Überblick über die empirische Analysestrategie. Die Kollinearität der einzelnen Nutzenterme erlaubt es freilich nicht, das Nähe-, Diskontierungs- und Richtungsmodell *parallel* zu spezifizieren.[4] Da die unterschiedlichen Nutzenterme des Diskontierungs- und Richtungsmodells mindestens teilweise algebraisch äquivalent sind, genügt es für die Zwecke dieses Beitrags, sich auf ein vereinigtes Nähe- und Richtungsmodell zu konzentrieren. Im zweidimensionalen „European political space“ wird der Nutzen einer Partei j für Wähler i durch die Nutzenterme des Nähe- und des Richtungsmodells und durch einen Vektor aus alternativenspezifischen und individualspezifischen nicht-räumlichen Nutzentermen dargestellt. Die alternativenspezifische Konstante c_j greift Valenzeffekte und weitere unmodellierte Elemente der Nutzenfunktion auf:

$$U_{i(j)}^{unif} = 2\,(1-\beta)\;U^d - \beta\,U^p$$

$$= \sum_{a=1}^{2} \alpha_a \left[2\left(1-\beta^{mix}\right)\; v_{i[a]}\, p_{i,j[a]} - \beta^{mix}\left(v_{i[a]} - p_{i,j[a]}\right)^2 \right] + \gamma_{i,j[a]} t_i + c_j$$

Die Parametervektoren α, β und γ und die alternativenspezifischen Konstanten c_j werden aus den Daten geschätzt: α_1 und α_2 sind die Salienzgewichte der beiden Dimensionen des Wettbewerbsraums, die Mischparameter β_1 und β_2 geben für jede dieser Dimensionen die Balance des Nähe- und des Richtungsmodells an; $\beta^{mix} = 0$ identifiziert ein „reines“ Richtungs- und $\beta^{mix} = 1$ ein reines Nähemodell. Im Unterschied zu den Modellen bei Merrill et al. (1999) und Adams et al. (2005) schätze ich für jede Dimension des Parteienwettbewerbs einen separaten Mischparameter. Schließlich bestimmt der Parametervektor γ den Effekt von der nicht-räumlichen

[4] Das gilt mindestens für die Analyse von Umfragedaten mit „üblichem“ Stichprobenumfang etc. Tomz & Houweling (2008) zeigen jedoch, wie eine solche Analyse mit einem Survey-Experiment durchgeführt werden kann.

tiemann@ihs.ac.at

Variablen, nämlich der Zufriedenheit mit der Demokratie auf europäischer und auf nationaler Ebene.

Das „Conditional Logit"-Modell gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass Wähler i sich für Partei j entscheidet. Bei einem probabilistischen Wahlmodell sind die Fehlerterme $\varepsilon_{i,j}$ einer Typ-1-Extremwertverteilung (auch Gumbel-Verteilung) entnommen:

$$\Pr(v_i = j|V,P) = \frac{\exp\,[U_i(j)]}{\sum_{j=1}^{J} \exp\,[U_i(j)]}$$

Dieses Modell, die Parameter α, β und γ sowie die alternativenspezifischen Konstanten c_j werden bei den folgenden Analysen jeweils separat, für jeden der 27 Länderkontexte per Maximum-Likelihood geschätzt. Während die Schätzung selbst ohne Parameterbeschränkungen erfolgt, werden die Mischparameter beider Dimensionen durch eine logistische Transformation parametrisiert, sodass sie auf das Einheitsintervall festgelegt sind.

4 Die Empirie der Wahlentscheidungen

Die PIREDEU-Studie, als neuste Welle der EES, umfasst brutto 27 069 Befragte aus den 27 Mitgliedstaaten der Europäischen Union. Kaum mehr als 55 % der Befragten ($N = 14\,913$) geben eine gültige Wahlentscheidung bei der Europawahl an. Schließlich müssen noch diejenigen Wähler unberücksichtigt bleiben, die sich für Kleinparteien mit weniger als insgesamt zehn Wählern entschieden haben, die keine individuelle Position auf der ideologischen Links-Rechts- und/oder der Europadimension angegeben haben und die sich nicht zur Zufriedenheit mit der Demokratie auf europäischer und/oder nationaler Ebene geäußert haben. Für die konkrete empirische Analyse stehen deshalb netto noch

11 311 individuelle Wähler bereit, die sich unter fast 70 000 Parteialternativen entschieden haben.

Die Erfolge extremistischer oder euroskeptischer Parteien bei Europawahlen können durch die Präferenzstruktur und -verteilung der Wähler begründet sein. Die Präsentation empirischer Befunde beginnt mit einem deskriptiven Überblick der Wählerpräferenzen im „European political space", also 1) auf der Skala von „links" ($v_{i[1]} = 0$) bis „rechts" ($v_{i[1]} = 10$) und 2) auf dem Kontinuum von euroskeptischen ($v_{i[2]} = 0$) bis hin zu integrationistischen Präferenzen ($v_{i[2]} = 10$). Schließlich kann der Wahlerfolg nicht-zentristischer Akteure, der

tiemann@ihs.ac.at

dem Sekundärwahlmodell zugrunde liegt, nicht an zentrifugalen Mechanismen von Wahlverhalten und Parteienkonkurrenz liegen, sondern auch durch eine bereits stark verschobene Präferenzverteilung erklärt werden. Abbildung 1 enthält 27 länderspezifische Kern-Dichte-Schätzer für die Verteilungen individueller Wählerpositionen auf der Links-Rechts- (schwarze, durchgezogene Linien) und auf der Integrationsdimension (graue, unterbrochene Linien). Bereits eine oberflächliche Inspektion der länderspezifischen Verteilungen zeigt, dass Positionen und Präferenzen der Wähler auf der Integrationsdimension generell nicht extremer als auf der Links-Rechts-Dimension sind. Wählerpräferenzen sind vielmehr auf beiden Dimensionen des „European political space" tendenziell zentristisch, unimodal und symmetrisch verteilt. In den meisten der 27 Vergleichsstaaten sind diese Verteilungen tatsächlich beinahe kongruent.

Wenn somit nicht die Verteilung der Wählerpräferenzen die im Sekundärwahlmodell kodifizierten robusten Regelmäßigkeiten erklärt, kann der Erfolg kleiner, euroskeptischer und/oder extremistischer Akteure durch die Logik von Parteibewertung und Wahlentscheidung begründet sein. Das Wählerverhalten bei der Wahl zum Europäischen Parlament von 2009 wird in diesem Beitrag durch „Conditional Logit"-Modelle erklärt, die für jeden der 27 Mitgliedstaaten der Europäischen Union separat geschätzt werden. Tabelle 1 dokumentiert die Log-Likelihoods von „leeren" Modellen, reinen Nähe-, reinen Richtungs- und vereinigten Modellen: Alle räumlichen Modelle haben eine signifikant höhere Log-Likelihood als das „leere" Modell. Vereinigte Modelle schließen, wie eingehend erläutert, die reinen Nähe- und Richtungsmodelle als Sonderfälle ein. In den meisten der 27 Ländersegmente ist die Log-Likelihood eines vereinigten räumlichen Modells signifikant größer als die seiner beiden Einzelkomponenten, und einzig in Frankreich, Irland, Litauen, den Niederlanden, Polen und der Slowakei ist die Log-Likelihood des vereinigten Modells nicht signifikant besser als die des reinen Richtungsmodells. Schließlich bedeutet die Hinzunahme von nicht-räumlichen Kovariaten, der Zufriedenheit mit der Demokratie auf nationaler und auf europäischer Ebene, in allen Mitgliedstaaten mit der Ausnahme von Ungarn eine sehr signifikante Verbesserung der Erklärungsleistung.

Die Darstellung der empirischen Befunde konzentriert sich deshalb auf ein vereinigtes Nähe- und Richtungsmodell mit nicht-räumlichen Kovariaten. Sie beginnt mit einer kurzen Vorstellung und Diskussion der Salienzgewichte α. Frühere Studien haben in einfachen eindimensionalen Nähemodellen die Salienzparameter beider Dimensionen bei nationalen und europäischen verglichen und immer dann die Wirksamkeit der europapolitischer Themen behauptet, wenn der Salienzparameter der Integrationsdimension statistisch signifikant und substanziell einigermaßen bedeutsam war (deVries 2007; deVries et al. 2011). Diese Überle-

tiemann@ihs.ac.at

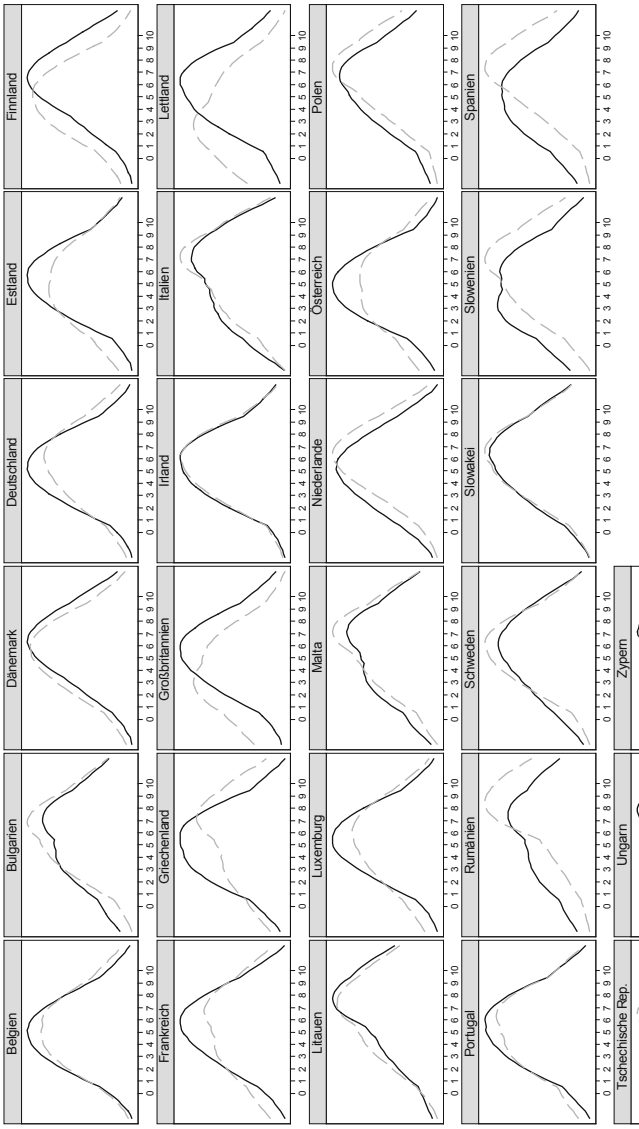


Abb. 1 Die Verteilung von Wählerpräferenzen im „European political space" (Anmerkungen: Die einzelnen Teilbilder berichten die Verteilungen individualspezifischer Wählerpositionen auf 1) der Links-Rechts- und 2) der Integrationsdimension. Beide Verteilungskurven sind durch Kern-Dichte-Schätzer (Epanechnikow-Kern, Bandweite = 2) charakterisiert. Die durchgezogene schwarze Linie bezeichnet die Verteilung auf der Links-Rechts-, die unterbrochene graue Linie bezeichnet die Verteilung auf der Integrationsdimension)

tiemann@ihs.ac.at

Tab. 1 Log-Likelihoods vereinigter Nähe- und Richtungsmodelle

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
AUT	− 884,01	− 778,80	− 773,42	− 766,38	− 748,82
BEL	− 558,62	− 535,42	− 515,01	− 510,04	− 496,73
BGR	− 412,71	− 323,47	− 310,78	− 306,64	− 298,98
CYP	− 882,28	− 632,55	− 619,52	− 614,03	− 604,27
CZE	− 453,67	− 329,53	− 322,10	− 319,12	− 314,71
DEU	− 727,96	− 625,65	− 611,82	− 607,84	− 600,33
DNK	− 843,90	− 696,29	− 695,38	− 679,66	− 662,60
ESP	− 382,69	− 258,25	− 260,54	− 250,14	− 239,76
EST	− 380,65	− 327,97	− 306,40	− 304,13	− 289,17
FIN	− 1051,55	− 832,53	− 812,43	− 795,00	− 776,82
FRA	− 454,73	− 369,02	− 359,84	− 358,57	− 340,55
GBR	− 693,50	− 642,78	− 635,09	− 631,32	− 608,34
GRC	− 862,57	− 687,88	− 697,58	− 681,19	− 666,45
HUN	− 343,26	− 201,89	− 207,73	− 194,96	− 193,31
IRL	− 797,97	− 761,75	− 749,17	− 748,52	− 727,76
ITA	− 642,20	− 461,62	− 451,84	− 447,01	− 429,59
LTU	− 168,20	− 133,61	− 131,61	− 131,42	− 126,12
LUX	− 859,41	− 804,80	− 775,55	− 766,70	− 752,55
LVA	− 782,61	− 707,31	− 699,84	− 695,49	− 685,17
MLT	− 173,21	− 99,14	− 93,57	− 90,30	− 77,49
NLD	− 1187,81	− 1044,09	− 990,76	− 989,22	− 968,82
POL	− 394,97	− 309,34	− 266,79	− 265,05	− 261,74
PRT	− 535,82	− 404,00	− 407,56	− 392,21	− 381,19
ROU	− 342,58	− 299,64	− 264,27	− 236,04	− 233,42
SVK	− 445,07	− 359,81	− 340,44	− 340,27	− 334,80
SVN	− 817,83	− 711,94	− 682,55	− 678,39	− 669,50
SWE	− 1096,15	− 852,23	− 829,14	− 823,04	− 815,94

Anmerkungen:

1. Ein „leeres“ Modell, das nur alternativenspezifische Konstanten enthält:
   $U_i(j) = c_j$
2. ein zweidimensionales Nähemodell:
   $$U^p_{i(j)} = -||V - P||^2 = -\sum_{a=1}^{2} \alpha_a (v_{i[a]} - p_{i,j[a]})^2 + c_j$$
3. ein zweidimensionales Richtungsmodell:
   $$U^d_{i(j)} = \sum_{a=1}^{2} \alpha_a v_{i[a]} p_{i,j[a]} + c_j$$
4. ein vereinigtes räumliches Modell:
   $$U^{\text{mix}}_{i(j)} = \sum_{a=1}^{2} \alpha_a \left[2\,(1-\beta)\, v_{i[a]}\, p_{i,j[a]} - \beta \left(v_{i[a]} - p_{i,j[a]} \right)^2 \right] + c_j$$
5. ein vereinigtes Modell mit räumlichen und nicht-räumlichen Nutzentermen:
   $$U^{\text{mix}}_{i(j)} = \sum_{a=1}^{2} \alpha_a \left[2\,(1-\beta\,)\, v_{i[a]}\, p_{i,j[a]} - \beta \left(v_{i[a]} - p_{i,j[a]} \right)^2 \right] + \gamma_{i,j[a]} t_i + c_j$$

tiemann@ihs.ac.at

gungen greifen jedoch etwas kurz, weil mit der Gründung der Europäischen Union und der Vertiefung des Integrationsprojekts nationale und europapolitische politische Konflikte immer häufiger deckungsgleich sind. Der Gegensatz von „links" und „rechts" beschreibt *Politics*, *Polity* und *Policy* auf europäischer Ebene nicht weniger als auf den jeweils nationalen Ebenen; das haben exemplarisch Hix et al. (2007) in ihrer Studie zum Abstimmungsverhalten im Europäischen Parlament gezeigt. Die Frage nach der Zukunft und nach der Finalität des Integrationsprojekts interessiert sowohl in nationalen als auch in europäischen Debatten.

Abbildung 2 dokumentiert die empirisch geschätzten Salienzgewichte beider Dimensionen des „European political space". Im linken Teilbild ist die Salienz der Links-Rechts-Dimension (α_1), im rechten Teilbild ist die Salienz der Integrationsdimension (α_1) abgetragen. Räumliche Nähe und/oder richtungspolitische Übereinstimmung auf der Links-Rechts-Dimension sind in allen geschätzten Modellen und in allen 27 Ländersegmenten signifikante und in den meisten substanziell bedeutsame Prädiktoren der Wahlentscheidung. Das gilt zum Beispiel besonders für Finnland, Portugal, Schweden oder Ungarn. Dagegen wirkt diese ideologische Wettbewerbsdimension in Belgien, Irland, Litauen, Rumänien und Slowenien zwar statistisch signifikant auf das Wahlverhalten, sie ist jedoch substanziell nur wenig bedeutsam (vgl. α_1; Abb. 2; Tab. 2).

Für die zweite Dimension des „European political space" ergibt sich ein etwas weniger eindeutiges Bild: Räumliche Nutzenterme auf der Integrationsdimension beeinflussen die Wahlentscheidung bei Europawahlen nur in einigen Mitgliedstaaten nachhaltig. Das gilt besonders für einige traditionell euroskeptische Staaten wie Dänemark, Finnland oder Schweden. In einigen weiteren Mitgliedstaaten der Europäischen Union dagegen scheint der Einfluss Europas auf die Europawahlen jedoch nur sehr unscharf bestimmbar und/oder sogar substanziell bedeutungslos.

Die Tabelle dokumentiert die Log-Likelihoods unterschiedlich komplexer räumlicher Modelle der Wahlentscheidung bei Europawahlen: Die erste Spalte nennt als Referenzwerte die Resultate 1) „leerer" Modelle, die allein alternativenspezifische Konstanten für $N - 1$ Parteien enthalten. Die zweite und dritte Spalte berichten Log-Likelihoods, wenn zusätzlich die Nutzenterme des 2) Nähe- oder des 3) Richtungsmodells von Rabinowitz und Macdonald hinzugenommen werden. Beide Modelle sind Spezialfälle des vereinigten räumlichen Modells (mit jeweils $\beta_a = 0$ bzw. $\beta_a = 1$). Die Hinzunahme von individualspezifischen Bewertungen der Demokratie auf je nationaler und auf europäischer Ebene ergibt schließlich 4) das vereinigte Modell mit nicht-räumlichen Kovariaten. Wenn die Grundmodelle das „leere" Modell und die vereinigten Modelle die Grundmodelle als Spezialfälle einschließen, können Likelihood-Ratio-Tests bestimmen, ob etwa vereinigte Modelle eine signifikant bessere Erklärungsleistung bieten als ihre einzelnen Komponenten. Die Differenz zweier Log-Likelihoods folgt einer χ^2-Verteilung mit nur einem Freiheitsgrad. Sie ist statistisch signifikant, wenn sie mindestens 1,92 (0,05 %-Niveau) oder 3,32 (0,01 %-Niveau) beträgt (Merrill et al. 1999, S. 88).

tiemann@ihs.ac.at

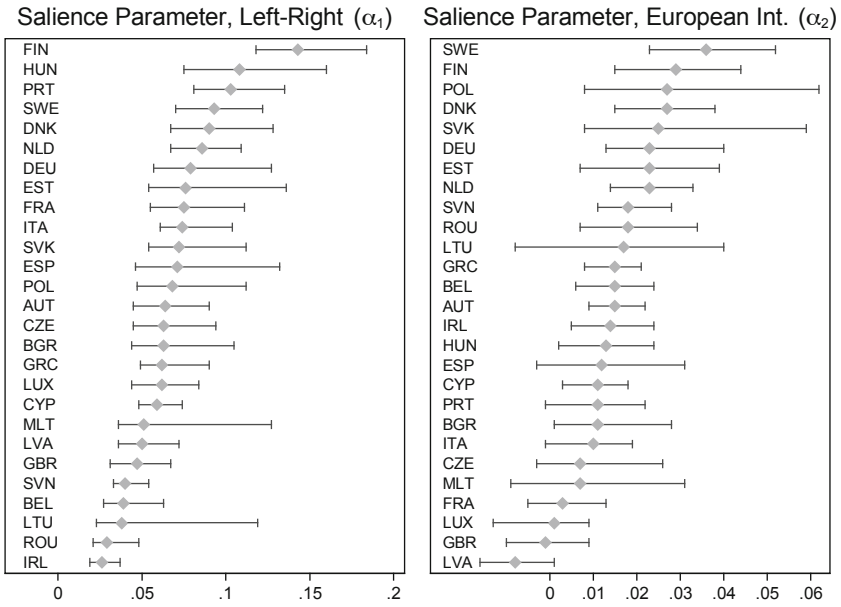


Abb. 2 Salienzgewichte im politischen Wettbewerbsraum (Anmerkungen: Salienzparameter der Links-Rechts- (*linkes Teilbild*) und der Integrationsdimension (*rechtes Teilbild*) im vereinigten Modell mit nicht-räumlichen Kovariaten (α_1 und α_2). Das Modell wurde für jeden Mitgliedstaat der EU-27 separat geschätzt. Die dreistelligen ISO-Ländercodes identifizieren die Punktschätzer; die horizontalen Linien geben das 95 %-Konfidenzintervall an; die Unsicherheit der Schätzung wurde durch ein nicht-parametrisches Bootstrap-Verfahren bestimmt. Tabelle 2 fasst die Resultate tabellarisch zusammen)

Die Salienzparameter der Integrationsdimension sind in Frankreich, Großbritannien, Lettland, Litauen, Luxemburg, Malta, Portugal, Spanien und der Tschechischen Republik statistisch insignifikant und zeigen keine substanziellen Wirkungen der europäischen Wettbewerbsdimension auf die Wahlentscheidung an. Diese Resultate entsprechen beinahe deckungsgleich den Befunden, die deVries et al. (2011) in ihrer vergleichenden Analyse des „EU issue voting“ vorlegt haben.

Die beiden Dimensionen des „European political space“ sind empirisch lose miteinander verbunden: Wenn das räumliche Modell der Links-Rechts-Achse das Wahlverhalten sinnvoll erklärt (α_1), erbringt meist auch die räumliche Nähe oder Distanz in der Integrationsdimension eine statistisch und substanziell relevante Erklärungsleistung (α_2). Beide Dimensionen gemeinsam zeigen deshalb auch an, ob die räumliche Theorie des Wählens – ganz unabhängig von der jeweiligen

tiemann@ihs.ac.at

Tab. 2 Parameter vereinigter Nähe- und Richtungsmodelle

	α_1[lr]			α_2[ei]			β_1[lr]			β_2[ei]		
	$\hat{\alpha_1}$	Min.	Max.	$\hat{\alpha_2}$	Min.	Max.	$\hat{\beta}_1$	Min.	Max.	$\hat{\beta}_2$	Min.	Max.
AUT	0,064	0,045	0,090	0,015	0,009	0,022	0,612	0,511	0,682	0,456	0,239	0,723
BEL	0,039	0,027	0,063	0,015	0,006	0,024	0,369	0,217	0,545	0,191	0,027	0,541
BGR	0,063	0,044	0,105	0,011	0,001	0,028	0,574	0,456	0,654	0,036	0,000	0,328
CYP	0,059	0,048	0,074	0,011	0,003	0,018	0,601	0,534	0,654	0,217	0,010	0,699
CZE	0,063	0,045	0,094	0,007	− 0,003	0,026	0,597	0,522	0,683	(-,-)	(-,-)	(-,-)
DEU	0,079	0,057	0,127	0,023	0,013	0,040	0,587	0,524	0,648	0,433	0,227	0,680
DNK	0,090	0,067	0,128	0,027	0,015	0,038	0,651	0,590	0,694	0,431	0,247	0,605
ESP	0,071	0,046	0,132	0,012	− 0,003	0,031	0,663	0,573	0,758	(-,-)	(-,-)	(-,-)
EST	0,076	0,054	0,136	0,023	0,007	0,039	0,547	0,453	0,639	0,202	0,018	0,497
FIN	0,143	0,118	0,184	0,029	0,015	0,044	0,601	0,559	0,635	0,625	0,409	0,807
FRA	0,075	0,055	0,111	0,003	− 0,005	0,013	0,549	0,466	0,661	(-,-)	(-,-)	(-,-)
GBR	0,047	0,031	0,067	− 0,001	− 0,010	0,009	0,514	0,357	0,607	(-,-)	(-,-)	(-,-)
GRC	0,062	0,049	0,090	0,015	0,008	0,021	0,667	0,617	0,729	0,505	0,236	0,784
HUN	0,108	0,075	0,160	0,013	0,002	0,024	0,672	0,614	0,725	0,253	0,000	0,866
IRL	0,026	0,019	0,037	0,014	0,005	0,024	0,399	0,221	0,576	0,534	0,162	0,862
ITA	0,074	0,061	0,104	0,010	− 0,001	0,019	0,572	0,494	0,632	(-,-)	(-,-)	(-,-)
LTU	0,038	0,023	0,119	0,017	− 0,008	0,040	0,589	0,267	0,731	(-,-)	(-,-)	(-,-)
LUX	0,062	0,044	0,084	0,001	− 0,013	0,009	0,516	0,399	0,585	(-,-)	(-,-)	(-,-)
LVA	0,050	0,036	0,072	− 0,008	− 0,016	0,001	0,569	0,494	0,663	(-,-)	(-,-)	(-,-)
MLT	0,051	0,036	0,127	0,007	− 0,009	0,031	0,221	0,043	0,547	(-,-)	(-,-)	(-,-)
NLD	0,086	0,067	0,109	0,023	0,014	0,033	0,519	0,419	0,588	0,330	0,114	0,484

tiemann@ihs.ac.at

Tab. 2 (Forsetzung)

	α_1[lr]			α_2[ei]			β_1[lr]			β_2[ei]		
	$\hat{\alpha_1}$	Min.	Max.	$\hat{\alpha_2}$	Min.	Max.	$\hat{\beta}_1$	Min.	Max.	$\hat{\beta}_2$	Min.	Max.
POL	0,068	0,047	0,112	0,027	0,008	0,062	0,447	0,337	0,523	0,331	0,022	0,608
PRT	0,103	0,081	0,135	0,011	− 0,001	0,022	0,645	0,598	0,692	(-,-)	(-,-)	(-,-)
ROU	0,029	0,021	0,048	0,018	0,007	0,034	0,086	0,018	0,208	0,051	0,000	0,426
SVK	0,072	0,054	0,112	0,025	0,008	0,059	0,524	0,422	0,607	0,463	0,043	0,815
SVN	0,040	0,033	0,054	0,018	0,011	0,028	0,434	0,315	0,525	0,170	0,015	0,580
SWE	0,093	0,070	0,122	0,036	0,023	0,052	0,593	0,496	0,656	0,514	0,372	0,649

Anmerkungen: Maximum-Likelihood-Schätzer für vereinigte Modelle mit nicht-räumlichen Kovariaten und alternativenspezifischen Konstanten:

$$U_{i(j)}^{unif} = \sum_{a=1}^{n} \alpha_a \left[2(1-\beta)\, v_{i[a]}\, p_{i,j[a]} - \beta\left(v_{i[a]} - p_{i,j[a]}\right)^2 \right] + \gamma_{i,j[a]} t_i + c_j$$

Die Konfidenzintervalle von α und β wurden durch ein nicht-parametrisches Bootstrap-Verfahren bestimmt ($N = 100$). Aus Raumgründen werden in dieser Tabelle die Koeffizienten der nicht-räumlichen Kovariaten (γ) und die alternativenspezifischen Konstanten (c_j) nicht einzeln aufgeführt

tiemann@ihs.ac.at

Konfliktdimension – hinreichende Aufschlüsse über das Wahlverhalten in den einzelnen Mitgliedstaaten bietet. Vergleicht man nun konkreter die Nutzenterme auf beiden Dimensionen des politischen Wettbewerbsraums, kann festgehalten werden, dass der übergreifende Gegensatz von links und rechts das Wahlverhalten überall deutlich besser erklärt als spezifische Fragen der europäischen Integration. Die empirisch bestimmten Salienzparameter der Links-Rechts-Dimension sind in allen Mitgliedstaaten deutlich höher als diejenigen der Integrationsdimension ($a_1 >> \alpha_2$).

Diese Befunde sollten, wie bereits angedeutet, nicht direkt auf das Sekundärwahlmodell bezogen werden. Die in den europäischen Wahlstudien regelmäßig verwendete und wiederholte Frage nach Präferenzen zu Abbruch oder Vertiefung des Integrationsprojekts greift schließlich nur einen Teilaspekt der europapolitischen Konfliktdimension heraus. Selbst wenn räumliche Nähe oder richtungspolitische Übereinstimmung auf dieser Dimension keinen (stabilen) Effekt auf das Wahlverhalten haben, kann die Europäische Konfliktdimension im ideologischen Gegensatz von links und rechts inkorporiert sein. Die Salienzparameter bilden dann weniger den spezifischen Effekt europapolitischer Präferenzen auf das Wahlverhalten ab, sondern sie bestimmen, ob beide Dimensionen des „European political space" zueinander orthogonal (vgl. Hix und Lord 1997) oder deckungsgleich sind (vgl. Tsebelis und Garrett 2000).

Während die Salienzgewichte α die Bedeutung der jeweiligen Wettbewerbsdimension für die Wahlentscheidung angeben, bestimmen die Mischparameter die relative Bedeutung von Nutzentermen der Nähe- und Richtungsmodelle. Anders als bei bisherigen Beiträgen (vgl. etwa Merrill et. al 1999; Adams et al. 2005) wird β^{mix} für jede Dimensionen jeweils separat bestimmt. Abbildung 3 gibt einen knappen Überblick der empirisch geschätzten Mischparameter: Im linken Teilbild sind Mischparameter der Links-Rechts-Dimension (β_1^{mix}) abgetragen, im rechten Teilbild sind die Mischparameter der Integrationsdimension abgetragen (β_2), und die Linien geben die jeweiligen 95 %-Konfidenzintervalle an. Bei der Spezifikation der 27 separaten „Conditional Logit" -Modelle wurden alle β^{mix} logistisch parametrisiert, sodass sie per definitionem im Einheitsintervall liegen ($\beta^{mix} \in [0,1]$). Geringe Werte der Mischparameter ($\beta^{mix} \sim 0$) zeigen die Dominanz des Richtungsmodells, hohe Werte ($\beta^{mix} \sim 1$) zeigen die Dominanz des Nähemodells an.

Die empirischen Befunde in Abb. 3 und Tab. 2 belegen die höhere Aussagekraft vereinigter Modelle. In den meisten Vergleichsstaaten wirken gleichermaßen die Logiken der Nähe- und der Richtungsmodelle auf das Wahlerhalten. Auf der Links-Rechts-Dimension sind alle Mischparameter identifiziert, und die empiri-

tiemann@ihs.ac.at

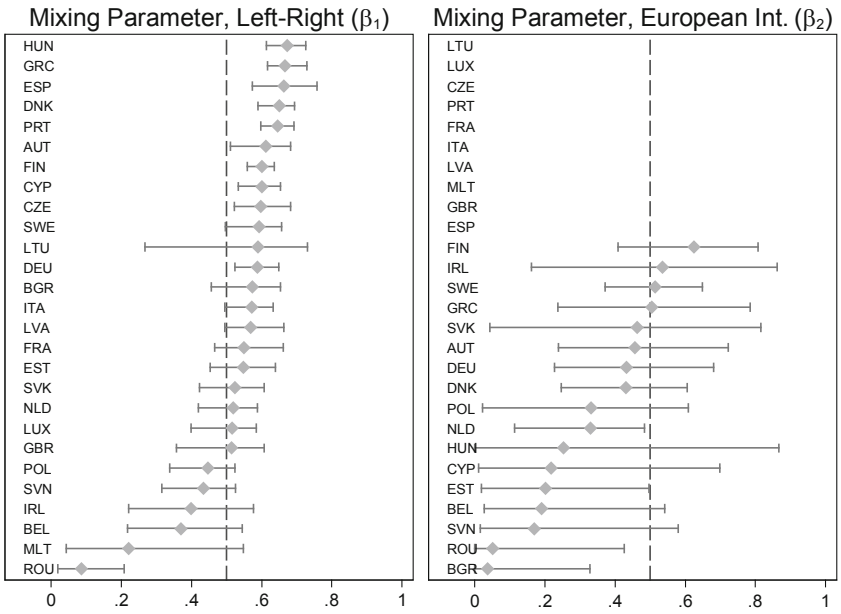


Abb. 3 Mischparameter im politischen Wettbewerbsraum (Anmerkungen Mischparameter von Richtungs- und Nähemodellen auf der Links-Rechts- (*linkes Teilbild*) und der Integrationsdimension (*rechtes Teilbild*) im vereinigten Modell mit nicht-räumlichen Kovariaten (β_1, β_2). Das Modell wurde für jeden Mitgliedstaat der EU-27 separat geschätzt. Die dreistelligen ISO-Ländercodes identifizieren die Punktschätzer; die horizontalen Linien geben das 95 %-Konfidenzintervall an; die Unsicherheit der Schätzung wurde durch ein nicht-parametrisches Bootstrap-Verfahren bestimmt. Tabelle 2 fasst die Resultate tabellarisch zusammen

schen Schätzer tendieren meist etwas mehr zum Nähe- als zum Richtungsmodell ($\beta^{mix} > 0{,}5$). Nur die Wähler in Rumänien, Malta, Belgien, Irland, Slowenien und Polen bewerten Parteien auf der Links-Rechts-Dimension vorwiegend nach dem Richtungsmodell.

Auf der Integrationsdimension sind die Befunde etwas weniger eindeutig, denn die Mischparameter sind nicht identifiziert bzw. nicht sinnvoll zu interpretieren, wenn die Integrationsdimension keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung des Wahlverhaltens leistet.[5] In den übrigen Vergleichsstaaten tendiert die Balan-

[5] In Frankreich, Großbritannien, Italien, Lettland, Litauen, Luxemburg, Malta, Portugal, Spanien und der Tschechischen Republik sind räumliche Nutzenterme zum Beispiel keine signifikanten Prädiktoren des Wahlverhaltens, sodass die Mischparameter statistisch nicht identifiziert sind bzw. ihre Interpretation sinnlos ist.

tiemann@ihs.ac.at

ce beider Komponenten der vereinigten Modelle mehr zum Richtungs- als zum Nähemodell ($\beta^{mix} < 0{,}5$). Nur die Wähler in Griechenland, Schweden, Irland und Finnland bewerten Parteien auf der Integrationsdimension vorwiegend nach dem Nähemodell.

Die europäischen Wähler legen deshalb nicht alleine den Maßstab räumlicher Nähe oder Distanz an, wenn sie Parteialternativen bewerten. Vielmehr reagieren sie auch auf zentrifugale Anreize, wie sie etwa in den Diskontierungs- und Richtungsmodellen enthalten sind. Ein Vergleich der beiden Dimensionen des „European political space" zeigt weiter, dass die Wähler auf der Links-Rechts-Dimension tendenziell eher das Nähemodell und auf der Integrationsdimension eher das Richtungsmodell zum Maßstab ihrer Wahlentscheidung machen. Wenn die Wähler beide Dimensionen des politischen Raums aus unterschiedlichen Perspektiven bewerten, sprechen die empirischen Befunde eher für das Richtungsmodell (Hypothese 1; die Effekte geringer Informiertheit und symbolischer Politik) als für das Diskontierungsmodell (Hypothese 2; der Versuch politische Blockaden zu antizipieren).

Die Questionnaires der EES enthalten zudem Fragen nach der jeweils individuellen Zufriedenheit mit der Demokratie auf nationaler und auf europäischer Ebene, die auf Vier-Punkt-Skalen von „1: gar nicht zufrieden" bis „4: sehr zufrieden" erhoben wird. Diese nicht-räumlichen Variablen bilden Kernaussagen des Sekundärwahlmodells ab und prüfen insbesondere, ob die Bewertung der demokratischen Prozesse auf jeweils nationaler und auf europäischer Ebene die Bildung der Nutzenfunktionen und das Wahlverhalten beeinflussen. Im PIREDEU-Datensatz sind insgesamt 155 Parteialternativen identifiziert; davon waren zum Zeitpunkt der Europawahlen 2009 insgesamt 48 an den jeweils nationalen Regierungen beteiligt, die übrigen 107 Parteien waren in der Opposition.

Bei der empirischen Analyse werden für jede dieser Parteialternativen drei weitere alternativenspezifische Koeffizienten geschätzt: Die Effekte der Demokratiezufriedenheit auf jeweils nationaler und auf europäischer Ebene auf die Nutzenfunktionen und das Wahlverhalten geben retrospektives Wählen an, und alternativenspezifische Konstanten greifen unmodellierte Valenzeffekte auf: Belege für das Sekundärwahlmodell sind gefunden, wenn sich diejenigen Wähler, die mit der jeweiligen nationalen Politik unzufrieden sind, bei der Europawahl systematisch von den nationalen Regierungsparteien abwenden. Indizien für die Bedeutung der europäischen Dimension, und die Mitwirkung der Regierung an europapolitischen Entscheidungen, sind dagegen gefunden, wenn sich diejenigen Wähler, die mit der europäischen Demokratie unzufrieden sind, von den nationalen Regierungsparteien abwenden. Unterscheiden sich schließlich die für Regierungs- und Oppositionsparteien geschätzten Konstanten systematisch voneinander, so ist

tiemann@ihs.ac.at

dies ein Indiz für (bislang) unmodellierte Valenzvorteile von Regierungs- oder Oppositionsparteien.

Die Vielzahl an alternativenspezifischen Koeffizienten kann hier aus Raumgründen nicht ausführlich dargestellt werden. In nicht-linearen Modellen geben die empirisch geschätzten Parameter zudem keine unmittelbaren Zusammenhänge an, und Koeffizienten in konditionalen Logitmodellen sind nur bezogen auf eine (willkürlich gewählte) Referenzkategorie interpretierbar. Die Resultate bestätigen wesentliche Aussagen des Sekundärwahlmodells: Unter den eben diskutierten Prädiktoren korreliert nur die Zufriedenheit der Bürger mit der nationalen Demokratie mit dem Wahlverhalten bei der Europawahl. Diejenigen Bürger, die mit der nationalen Demokratie zufrieden sind, wählen Regierungsparteien, die Unzufriedenen bevorzugen dagegen Oppositionsparteien. Die Zufriedenheit mit der Demokratie auf europäischer Ebene und mögliche Valenzeffekte, die durch die alternativenspezifischen Konstanten abgebildet werden, hängen dagegen nicht systematisch mit dem Regierungs- oder Oppositionsstatus der Parteialternativen zusammen.

Diese empirischen Befunde stützen zunächst zweifellos das Sekundärwahlmodell. Eine spezifischere empirische Prüfung müsste sicher auch die Richtung der in diesem „Modell" angenommenen Kausalität genauer prüfen und das Endogenitätsproblem lösen. Dennoch sollte festgehalten werden, dass die Befunde der räumlichen Modelle auch dann robust erhalten bleiben, wenn Kernaussagen des Sekundärwahlmodells als nicht-räumliche Kontrollvariablen aufgenommen werden.

5 Zusammenfassung und Ausblick

Die räumliche Theorie des Wählens bewährt sich bei der Erklärung des Wahlverhaltens bei Europawahlen. Innerhalb des zweidimensionalen „European political space" entscheiden sich Wähler systematisch für diejenigen Parteien oder Listen, von denen sie sich einen höheren Nutzen versprechen. Das gilt unabhängig davon, ob die Links-Rechts- oder die Integrations-Dimension analysiert wird, und dieser Befund gilt für alle hier eingeführten und getesteten Nutzenterme.

Beide Dimensionen des politischen Raums sind jedoch unterschiedlich salient. Unabhängig von der Operationalisierung der empirischen Nutzenterme wird die Wahlentscheidung auch bei Europawahlen vorwiegend durch die Links-Rechts-Dimension und weniger vom Gegensatz nationaler und supranationaler Orientierungen bestimmt. Freilich sollte dieser Befund nicht als eine direkte

tiemann@ihs.ac.at

Bestätigung des Sekundärwahlmodells verstanden werden, denn die Links-Rechts-Dimension kann nicht ausschließlich der nationalen Politik zugeordnet werden, und die Integrationsdimension benennt meist mehr als nur rein europapolitische Präferenzen.

Das Anwendungsbeispiel in diesem Beitrag hat die Erwartung bestätigt, dass Wähler unterschiedliche Dimensionen des politischen Wettbewerbs nicht nur verschieden gewichten, sondern auch an unterschiedlichen Maßstäben bewerten. Bei Wahlen zum Europäischen Parlament sind kleine, extremistische oder euroskeptische Parteien oder Listen regelmäßig besonders erfolgreich. Auf beiden Dimensionen des politischen Wettbewerbsraums reagieren die Wähler, im Sinne des Diskontierungsmodells, auf die enorme Komplexität politischer Prozesse im Europäischen Parlament und in der Europäischen Union. Besonders beim Gegensatz von nationalen und supranationalen Positionen wirkt darüber hinaus die Logik des Richtungsmodells: Symbolische Politik, als binär dargestellte politische Sachfragen und ein geringer Informationsgrad der Wähler helfen, eine zentrifugale politische Wettbewerbsdynamik zu begründen.

Freilich können die vielfältigen Möglichkeiten, die komplexe, international vergleichende Wahlforschungsprojekte wie die „European Election Studies“ (EES) oder „The Comparative Study of Electoral Systems“ (CSES) bieten, an dieser Stelle nur angedeutet werden. Anschließende Arbeiten müssten insbesondere ein Makromodell formulieren, das die aufgezeigten und schlaglichtartig beschriebenen Differenzen zwischen unterschiedlichen Länderkontexten kausal erklärt.

Schließlich sollte der Einwand von Lewis und King (1999) weiterhin ernst genommen werden: Die vorhandenen Daten reichen eigentlich kaum aus, um eine abschließende Gewichtung der unterschiedlichen Modelle und Logiken vorzunehmen. Insbesondere die klare empirische Trennung von Diskontierungs- und Richtungsmodell kann wohl nur (oder allenfalls) durch experimentelle Daten vorgenommen werden. In dieser Richtung sind bereits wesentliche Grundlagen durch die Beiträge von Tomz und von Houweling (2008) oder Lacy und Paolino (2010) gelegt worden.

Danksagung

Dieser Beitrag hat sehr von der Unterstützung anderer profitiert. Ich danke Peter Grand und Susumu Shikano für Unterstützung und Beratung bei der Schätzung der Modelle. Die kritischen Kommentare von zwei anonymen Gutachtern haben bei der Überarbeitung des Manuskripts enorm geholfen; auch ihnen danke ich sehr herzlich. Schließlich danke ich dem österreichischen Forschungsfonds FWF für finanzielle Unterstützung (P 21797-G17).

tiemann@ihs.ac.at

Anhang

A1 Die „Choice Sets" der 27 Mitgliedstaaten

Die PIREDEU-Studie zur Europawahl 2009 umfasst als Kernstück eine Nachwahlbefragung in den 27 Mitgliedstaaten der Europäischen Union (vgl. http://www.piredeu.org). In jedem Ländersegment wurden etwa 1000 Personen interviewt; von diesen insgesamt 27 069 Befragten geben nur 14 913, wenig mehr als 55 %, eine gültige Parteiwahl an. Schließlich bleiben noch diejenigen Wähler bei der Analyse unberücksichtigt, die auf einer der beiden Dimensionen keine individuelle Position angegeben, oder für Kleinstparteien mit weniger als zehn Wählern gestimmt haben. Der für die Analyse benutzte Datensatz umfasst noch insgesamt 12 237 Wähler; die Größe der einzelnen Ländersegmente schwankt von nur $N = 157$ Wählern in Litauen bis hin zu immerhin 608 Wählern in Schweden. Die drei- und vierstelligen Zahlenkombinationen geben die ParlGov-Codes der jeweiligen Parteialternativen an (vgl. http://www.ParlGov.org):

Belgien ($N = 335$) 1310: CD&V (Christian Democrats & Flemish), 1110: PVV (Party of Likert and Progress), 1029: SP (Socialist Party), 993: VB (Flemish Block), 1594: AGLGr (Agalev – Groen), 501: NVA (New Flemish Alliance);

Bulgarien ($N = 258$) 1160: KzB (Coalition for Bulgaria), 544: NDSV (National Movement Simeon II), 1286: DPS (Movement for Rights and Freedoms), 535: ATA (National Union Attack), 1541: GERB (Citizens for European Development of Bulgaria), 1254: BC (Blue Coalition);

Dänemark ($N = 559$) 1629: Sd (Social Democrats), 211: RV (Danish Social-Liberal Party), 590: KF (Conservatives), 1644: SF (Socialist Peoples Party), 1418: DF (Danish Peoples Party);

Deutschland ($N = 514$) 808: CDU (Christian Democratic Union), 558: SPD (Social Democratic Party of Germany), 772: Grue (Alliance 90/ Greens), 1227: Linke (The Left), 543: FDP (Free Democratic Party);

Estland ($N = 278$) 113: ERE (Estonian Reform Party), 1137: EK (Centre Party of Estonia), 1597: IRL (Union of Pro Patria and Res Publica), 1448: SDEM (Social Democratic Party – Moderates), 219: EER (Estonian Greens);

Finnland ($N = 551$) 395: SSDP (Social Democratic Party of Finland), 94: KESK (Centre Party), 1118: KOK (National Coalition Party), 1427: VAS (Left Alliance), 1062: VIHR (Greens), 585: RKPSFP (Swedish Peoples Party), 1463: KD (Christian Union), 200: SPP (Finnish Party/ True Finns);

tiemann@ihs.ac.at

Frankreich ($N = 331$) 1176: LO (Workers' Struggle), 686: PCF (French Communist Party), 1539: PS (Socialist Party), 873: V (Greens), 937: MoDem (Democratic Movement);

Großbritannien ($N = 399$) 1556: Lab (Labour), 773: Con (Conservatives), 1302: LD (Liberal Democrats), 1284: SNP (Scottish National Party), 311: Plaid (Plaid Cymru), 1272: UKIP (United Kingdom Independence Party), 1250: BNP (British National Party);

Griechenland ($N = 554$) 47: ND (New Democracy), 1338: PASOK (Panhellenic Socialist Movement), 614: KKE (Communist Party of Greece), 1592: SRA (Coalition of the Radical Left), 1179: LAOS (Popular Orthodox Rally), 1280: OP (Ecologist Greens),

Irland ($N = 561$) 280: FF (Fianna Fail, Soldiers of Destiny), 1393: FG (Fine Gael – Familiy of the Irish), 1573: Greens (Green Party), 318: Lab (Labour Party), 433: SF (Sinn Fein), 1199: Lib (Libertas Ireland);

Italien ($N = 447$) 596: FI (Go Italy), 1436: LN (North League), 382: PD (Democratic Party), 693: IdV (Italy of Values), 226: UDC (Union of Christian and Centre Democrats), 1321: PRC (Communist Refoundation Party);

Litauen ($N = 157$) 1045: TSLK (Homeland Union), 1277: LSDP (Lithuanian Social Democratic Party), 1502: TPP (National Resurrection Party), 1421: TTLDP (Order and Justice – Liberal Democratic Party);

Luxemburg ($N = 578$) 310: Greng (The Greens), 701: LSAP (Luxembourg Socialist Workers' Party), 967: DP (Democratic Party), 1234: CSV (Christian Social People's Party), 1582: ADR (Alternative Democratic Reform Party), 457: DL (The Left);

Lettland ($N = 401$) 811: TP (People's Party), 466: ZZS (Green and Farmers' Union), 1518: JL (New Era), 1100: SC (Harmony Centre), 662: LPP/LC (Latvian First Party/ Latvian Way Party), 521: TB/LNNK (For Fatherland and Freedom/ LNNK), 1520: PCTVL (For Human Rights in a United Latvia), 445: PS (Civic Union), 962: SCP (Society for Other Politics);

Malta ($N = 254$) 984: PN (Nationalist Party), 1003: MLP (Malta Labour Party);

Niederlande ($N = 575$) 742: PvdA (Labour), 235: CDA (Christian Democrats), 1409: VVD (People's Party for Freedom and Democracy), 345: D66 (Libertarians), 756: GL (Greens), 990: PvdD (Party for the Animals), 1206: CU (ChristianUnion – Reformed Political Party), 1251: SGP (Political Reformed Party), 357: SP (Socialist Party), 1501: PVV (Party for Freedom), 664: PSL (Polish People's Party);

Österreich ($N = 568$) 973: SPO (Social Democratic Party of Austria), 1013: OVP (Austrian People's Party), 50: FPO (Freedom Party of Austria), 1536: BZO (Alliance for the Future of Austria), 1429: GRUENE (The Greens – The Green Alternative), 669: HPML (Hans-Peter Martin's List);

tiemann@ihs.ac.at

Polen ($N = 336$) 629: SLD (Democratic Left Alliance), 664: PSL (Polish Peasants' Party), 512: PO (Civic Platform), 528: PiS (Law and Justice);

Portugal ($N = 361$) 557: BdE (Bloc of the Left), 251: CDSPP (People's Party), 1295: CDU (Unified Democratic Coalition), 725: PS (Socialist Party), 1273: PSD (Social Democratic Party);

Rumänien ($N = 267$) 958: PDL (Democratic Liberal Party), 1120: PSD (Social Democratic Party), 1015: PNL (National Liberal Party), 948: UDMR (Democratic Union of Hungarians in Romania), 5: PS (Conservative Party);

Schweden ($N = 608$) 882: V (Left Party (Communists)), 904: SAP (Social Democrats), 1461: C (Centre Party), 892: FP (Liberals), 657: M (Moderate Party), 282: KD (Christian Democrats), 1154: MP (Greens), 1546: SD (Sweden Democrats),

Slowakei ($N = 299$) 1142: HZDS (Movement for a Democratic Slovakia), 220: Smer (Direction – Social Democracy), 1364: SDKU (Slovak Democratic and Christian Union), 1612: MOS (Hungarian Civic Party), 1270: E (Coexistence), 1072: SNS (Slovak National Party);

Slowenien ($N = 461$) 1587: DeSUS (Democratic Party of Retired People of Slovenia), 1252: LDS (Liberal Democracy of Slovenia), 16: SLS (Slovenian People's Party), 981: SNS (Slovenian National Party), 179: SDS (Slovenian Democratic Party), 706: ZLSD (United List – Social Democrats), 326: Zares (Zares), 1047: NSKLS (New Slovenia – Christian People's Party), 1512: SMS (Youth Party of Slovenia),

Spanien ($N = 421$) 645: PP (Popular Party), 902: PSOE (Spanish Socialist Workers Party), 118: IU/PCE (United Left/ Communist Party);

Tschechische Republik ($N = 331$) 789: CSSD (Czech Social Democratic Party), 1245: KDU/CSL (Christian Democratic Union/ People's Party), 1173: KSCM (Communist Party of Bohemia and Moravia), 829: ODS (Civic Democratic Party), 196: Sz (Green Party);

Anmerkung: Nach dem Sturz der Regierung Topolánek II regierte von Mai 2009 bis Juli 2010 eine Übergangsregierung; Ministerpräsident war der parteilose Jan Fischer;

Ungarn ($N = 330$) 921: Fidesz/MPSz (Fidesz-Hungarian Civic Union), 600: Jobbik (Movement for a Better Hungary), 1591: MSZP (Workers' Party);

Zypern ($N = 608$) 572: AKEL (Progressive Party of Working People), 1575: DISY (Democratic Rally), 851: DIKO (Democratic Party), 563: dEDEK (Socialist Party of Cyprus EDEK), 491: EK (European Party) 1621: KOP (Ecological and Environmental Movement).

tiemann@ihs.ac.at

Literatur

Adams, James F., Samuel Merill & Bernard Grofman (2005): A Unified Theory of Party Competition. A Cross-National Analysis Integrating Spatial and Behavioral Factors. Cambridge: Cambridge University Press.

Anderson, Christopher J. (1998): When in doubt, use proxies. Attitudes toward domestic politics and support for European integration, Comparative Political Studies 31: 569–601.

Black, Duncan (1948): On the rationale of group decision-making, Journal of Political Economy 56: 23–34.

Black, Duncan (1958): The Theory of Committees and Elections. Cambridge: Cambridge University Press.

Campbell, Angus & Philip E. Converse & Warren E. Miller & Donald E. Stokes (1960): The American Voter. Chicago und London: University of Chicago Press.

de Vries, Catherine E. (2007): Sleeping giant: Fact or fairytale? European Union Politics 8: 363–385.

de Vries, Catherine E., Wouter van der Brug, Marcel H. van Egmond & Cees van der Eijk (2011): Individual and contextual variation in EU issue voting: The role of political information, Electoral Studies 30: 16–28.

Downs, Anthony (1957): An Economic Theory of Democracy. New York: Harper and Row.

Fiorina, Morris P. (1981): Retrospective Voting in American National Elections. New Haven und London: Yale University Press.

Franklin, Mark N., Michael Marsh & Lauren McLaren (1994): Uncorking the bottle: Popular opposition to European unification in the wake of Maastricht, Journal of Common Market Studies 32: 101–117.

Gabel, Matthew J. (1998): Interests and Integration. Market Liberalization, Public Opinion, and European Union. Ann Arbor: University of Michigan Press.

Green, Donald P. & Ian Shapiro (1996): Pathologies of Rational Choice Theory. A Critique of Applications in Political Science. Yale University Press.

Grofman, Bernard (1985): The neglected role of the status quo in models of issue voting, Journal of Politics 47: 230–237.

Grofman, Bernard (2004): Downs and two-party convergence, Annual Review of Political Science 7: 25–46.

Hix, Simon & Christopher Lord (1997): Political Parties in the European Union. New York: St. Martin's Press.

Hix, Simon & Michael Marsh (2007): Punishment or protest? Understanding European Parliament elections, Journal of Politics 69: 495–510.

Hix, Simon & Bjørn Høyland (2011): The Political System of the European Union. Houndmills: Palgrave.

Hix, Simon, Abdul G. Noury & Gerard Roland (2007): Democratic Politics in the European Parliament. Cambridge: Cambridge University Press.

Hobolt, Sara B. & Jill Wittrock (2011): The second-order election model revisited: An experimental test of vote choices in European Parliament elections, Electoral Studies 30: 29–40.

Hobolt, Sara B., Jae J. Spoon & James Tilley (2009): A vote against Europe? Explaining defection at the 1999 and 2004 European Parliament elections, British Journal of Political Science 39: 93–115.

tiemann@ihs.ac.at

Hotelling, Harold (1929): Stability in competition, Economic Journal 39: 41–57.
Iversen, Torben (1994): Political leadership and representation in West European democracies. A test of three models of voting, American Journal of Political Science 38: 45–74.
Kedar, Orit (2005): When moderate voters prefer extreme parties: Policy balancing in parliamentary elections, American Political Science Review 99: 185–199.
Krämer, JuÌrgen & Hans Rattinger (1997): The proximity and the directional theories of issue voting: Comparative results for the USA and Germany, European Journal of Political Research 32: 1–29.
Lacy, Dean & Philip Paolino (2010): Testing proximity versus directional voting using experiments, Electoral Studies 29: 460–471.
Lewis, Jeffrey B. & Gary King (1999): No evidence on directional vs. proximity voting, Political Analysis 8: 21–33.
Macdonald, Stuart E., Ola Listhaug & George Rabinowitz (1991): Issues and party support in multiparty systems, American Political Science Review 85: 1107–1131.
Macdonald, Stuart E., George Rabinowitz & Ola Listhaug (1995): Political sophistication and models of issue voting, British Journal of Political Science 25: 453–483.
Macdonald, Stuart E., George Rabinowitz & Ola Listhaug (1998): On attempting to rehabilitate the proximity model: Sometimes the patient just can't be helped, Journal of Politics 60: 653–690.
Manow, Philip (2005): National Vote Intention and European Voting Behavior, 1979–2004. Second Order Effects, Election Timing, Government Approval and the Europeanization of European Elections. MPIfG Discussion Paper 05/11.
Marks, Gary & Marco R. Steenbergen (2002): Understanding political contestation in the European Union, Comparative Political Studies 35: 879–892.
Markus, Gregory A. & Philip E. Converse (1979): A dynamic simultaneous equation model of electoral choice, American Political Science Review 73: 1055–1070.
Marsh, Michael (1998): Testing the second-order election model after four European elections, British Journal of Political Science 28: 591–607.
Merrill, Samuel III. & Bernard Grofman (1999): A Unified Theory of Voting. Directional and Proximity Spatial Models. Cambridge: Cambridge University Press.
Page, Benjamin I. & Calvin C. Jones (1979): Reciprocal effects of policy preferences, party loyalities and the vote, American Political Science Review 73: 1071–1089.
Rabinowitz, George & Stuart E. Macdonald (1989): A directional theory of issue voting, American Political Science Review 83: 93–121.
Rabinowitz, George & Stuart E. Macdonald (2007): Simulating models of issue voting, Political Analysis 15: 406–427.
Reif, Karlheinz (1984): National electoral cycles and European elections 1979 and 1984, Electoral Studies 3: 244–255.
Reif, Karlheinz (1997): European elections as member state second-order elections revisited, European Journal of Political Research 31: 115–124.
Reif, Karlheinz & Hermann Schmitt (1980): Nine second order national elections: A conceptual framework for the analysis of European election results, European Journal of Political Research 8: 3–44.
Schmitt, Hermann (2005): The European Parliament elections of June 2004: Still second-order?, West European Politics 28: 650–679.

tiemann@ihs.ac.at

Shapiro, Ian (2005): The Flight from Reality in the Human Sciences. New Haven: Yale University Press.
Stokes, Donald E. (1963): Spatial models of party competition, American Political Science Review 57: 368–377.
Tomz, Michael & Robert P. van Houweling (2008): Candidate positioning and voter choice, American Political Science Review 102: 303–318.
Tsebelis, George & Geoffrey Garrett (2000): Legislative politics in the European Union, European Union Politics 1: 9–36.
Warwick, Paul (2004): Proximity, directionality, and the riddle of relative party extremeness, Journal of Theoretical Politics 16: 263–287.
Westholm, Anders (1997): Distance versus direction: The illusory defeat of the proximity theory of electoral choice, American Political Science Review 91: 865–883.

tiemann@ihs.ac.at

West European Politics, 2015
Vol. 38, No. 1, 123–144, http://dx.doi.org/10.1080/01402382.2014.916037

Routledge
Taylor & Francis Group

Local Districts, National Contexts, and the Number of Parties

GUIDO TIEMANN

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

To date, electoral systems are conceptualised as setting an 'upper bound' to, or defining a 'carrying capacity' for, the number of parties or lists, and their effect is assessed at the district level. This article adds to the empirical study of electoral systems by analysing a vast database of district-level electoral returns. The argument focuses on the demand and supply of viable electoral candidates, which are conditioned by the interplay of strategic entry (by the party rank and file) and strategic voting (by the electorate). Drawing on a database of almost 18,000 electoral districts taken from 15 West European countries, the empirical analysis yields a number of insights: most specifically, (1) district magnitude only becomes binding and effective when a higher social demand meets a lower carrying capacity of the electoral district; (2) the provision of upper tiers undermines the emergence of Duvergerian equilibria within the primary electoral districts.

This article provides a comparative analysis of the political consequences of electoral systems at the district level. It concentrates on the effects of (local) district magnitudes on the fragmentation of (local) electorates and explicitly models the context-dependency of electoral system effects. Relating electoral system features, predominantly the 'all-important factor' of district magnitude, to the number of candidates or lists has been labelled the 'core of the core' of electoral system research, and many have argued that it is time to close the book on these largely settled research questions (Shugart 2005: 31). Various studies have effectively compiled a vast body of empirical evidence and detected robust associations of district magnitude with fragmentation indicators at the national level (see Amorim Neto and Cox 1997; Brambor *et al.* 2006; Clark and Golder 2006; Filippov *et al.* 1999; Golder 2006; Lijphart 1994; Ordeshook and Shvetsova 1994; Taagepera and Shugart 1989, 1993).

This contribution aims at moving the perspective to the district level and testing the robust evidence gathered by national-level analyses with a rich and context-sensitive dataset that includes almost 18,000 electoral districts from 17

Correspondence Address: tiemann@ihs.ac.at

© 2014 Taylor & Francis

West European countries. Although the principal findings of this article actually reinforce many results previously demonstrated with national-level electoral data, it is far too early to close the book on these important matters. The focus on the district level addresses the arena where the causal forces behind Duverger's law actually operate and exploits rich datasets that have only recently been made available for empirical analysis. The key analytical benefit is to explore contextual variation in the empirical links of district magnitude with the number of viable electoral contenders. This cogently relates interactions of the demand for (as given by the number of societal groups seeking representation) and the supply of political parties (as determined by the permissiveness of the electoral system). While there are currently only a few studies which introduce district-level electoral returns to a full-fledged comparative analysis (see Chhibber and Kollman 1998, 2004; Singer 2013; Singer and Stephenson, 2009), I am not aware of any previous attempt to systematically model contextual heterogeneity and thereby explore the consequences of district magnitude across various elections and countries.

Theoretically, this article builds upon two different theoretical strands which their respective authors have labelled 'generalisations' of Duverger's law: The 'generalized Duverger's law' by Taagepera and Shugart (1989, 1993) links district magnitude and the number of viable competitors by unconditional comparative statics, specific magnitudes produce a specific number of candidates or lists plus an error interval. The more recent 'direct generalization of Duverger's law' by Cox (1994, 1997) instead proposes conditional comparative statics: district magnitude merely provides a specific carrying capacity for candidates or lists and whether local district magnitudes may become binding and effective or not actually depends on the societal demands by groups seeking representation. The empirical results underscore both the significance of electoral systems for the structure of (local) electorates and their profound context-dependency: (1) district magnitude only becomes binding when a higher social demand meets a lower carrying capacity of the electoral district; (2) the magnitude of primary electoral districts only tends to be binding when the electoral structure provides no upper tiers or allocates only a very limited share of seats in the upper tiers.

The Two 'Laws' of Electoral Systems

This paper explores the empirical links of district magnitude and the number of electoral contenders both within and across heterogeneous electoral and national contexts. So as to clarify these pivotal issues of electoral systems research, this section builds upon and discusses two different generalisations of Duverger's law: the 'generalized Duverger's law' derived by Rein Taagepera and Shugart (1993); and the 'direct generalization of Duverger's law', the $M + 1$ rule proposed by Gary W. Cox (1994, 1997). The first one refers to an inductive generalisation at the macro level, and the second one spells out a theoretically valid model at the district level.

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

Comparative Statics of District Magnitude

Taagepera and Shugart (1989, 1993) aimed at unifying 'Duverger's law' and 'Duverger's Hypothesis'. Searching for a general expression that ties together both propositions, the authors turn towards an inductive inspection of empirical electoral returns. They reason that their measure of electoral fragmentation, being the effective number of electoral parties, is linked to district magnitude by something like

$$E[N|M] = 1.25 \cdot \lg M + 2.5$$

with N_v denoting the effective number of electoral parties and M denoting the average district magnitude at the national level. The equation allows for the prediction of fragmentation levels that will, as Taagepera and Shugart (1989) argue, usually fall within an interval of +/–1 unit from the proposed comparative statics. Note that the (common) logs capture the diminishing marginal effects of increasing district magnitudes.

Linking the effective number of electoral parties with logged district magnitudes has been one of the cornerstones of the empirical literature. Although diverse cases have been included, different decisions have been taken to measure key concepts and to include controls for any seminal analyses regarding the political consequences of electoral systems started out by linearly relating some party count with some logged or otherwise transformed indicator of district magnitude (Lijphart 1994; Taagepera and Shugart 1989, 1993). Subsequent studies regularly added interactions of institutional and societal structures and allege that more proportional electoral systems are empirically associated if (and only if) there is also a high level of societal diversity. This line of thinking is clearly more in line with the original emphasis made by Duverger (see Amorim Neto and Cox 1997; Brambor *et al.* 2006; Clark and Golder 2006; Filippov *et al.* 1999; Golder 2006; Ordeshook and Shvetsova 1994).

While this tradition has contributed to a cumulative research programme, there are still a number of ambiguities and conceptual problems. First, any linkage between the national number of parties and the national average features of the respective electoral system will be a rough, inductive generalisation. Secondly, Taagepera and Shugart (1989) also stick with the problematic idea of a multiplying effect of electoral rules: The more permissive an electoral system (i.e. the higher the district magnitude), the more viable parties will be in the electorate. This notion is established as a quasi-deterministic argument which does not take into account intervening factors such as social heterogeneity or the collective action problems partisans face when setting up their platforms (as spelled out in detail by Olson 1965).

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

Establishing an Upper Bound

For Duverger, the primary dependent variable is the number of political parties at the national level, but he was ready to assert, 'the true effect of the simple-majority [plurality] system is limited to local bi-partism ... the creation of a two-party system inside the individual constituency' (Duverger 1954: 223). Gary W. Cox has picked up the earlier arguments. His work utilises and combines both classic statements of formal theory and the inductive tradition of data analysis in comparative political science. He was able to strengthen the causal argument, broaden its applicability, and attach conditions to its functionality (Cox 1994, 1997, 1999).

Formal modelling suggests that in each single-member plurality district ($M = 1$) there will be only two vote-getting candidates in a game-theoretic equilibrium. Subsequently, Cox (1997: 99) extends his arguments to multi-member districts ($M > 1$). As a 'direct generalization of Duverger's law', he suggests that there may be no more than $M + 1$ viable candidates in each district of the magnitude M. This proposition, labelled the '$M + 1$ rule', is the central building block of Cox's contribution to the analysis of electoral systems. The formal statement does not imply any unconditional comparative statics of electoral systems, but in contrast conceptualises institutional constraints as erecting an upper limit or a carrying capacity for the number of viable candidates or lists in a game-theoretic equilibrium.

Cox also provides a thorough discussion of the conditions and the limits of the $M + 1$ rule. Focusing on the analysis of real-world data, he posits that strategic voting seems 'to fade out rapidly for district magnitudes above 5' (Cox 1997: 100, 141). He continues to argue that larger magnitudes do not tend to be binding, because these districts imply much smaller and effectively almost indistinguishable vote gaps, which separate winners from losers and thus undermine strategic behaviour by voters and parties. These claims are supported by district-level returns from Columbian, Japanese, and Spanish elections. The notion that strategic entry and strategic voting happen to be ineffective in medium-sized and large proportional representation (PR) districts has indeed been contested. Empirical contributions have referred to evidence on strategic behaviour that also applies to larger districts. For instance, Gschwend (2007) and Gschwend and Stoiber (2012) urge for a closer look at the expectation formation processes and demonstrate that voters may effectively also react strategically when incentives are allegedly much weaker. Their analyses of district-level data from Portuguese and Finnish elections show that voters even continue to strategically desert trailing parties when district magnitudes are at about $M = 20$.

A Context-Sensitive Model of Electoral Systems

This contribution follows the trails of Duverger (1954) and Cox (1997) in conceptualising electoral systems as an institutional means to regulate the supply

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

of candidates and lists by setting an 'upper bound' for or a carrying capacity of viable competitors within an electoral district. The sum of these features is key to understanding how electoral systems are dependent upon and embedded within their social and political context.

Providing the Demand for Candidates or Political Parties

Electoral system theories, however, usually do not address the demand side, meaning that the actual number of societal groups or interests seeking representation is usually considered to be exogenous and left unexplained. The sociological perspective has traced back the nature and number of candidates or political parties to the type and the number of substantial cleavages in a society (Grumm 1958; Lipset and Rokkan 1967; Lipson 1964; Rokkan 1970).

The sociological approach comes in pure variants which put forward an all-out criticism of institutional analysis: 'the method of voting remains a rather small consideration among the complex and infinitely diverse factors that, combined differently in each national society ... condition political life' (Lavau 1953: 46). Authors who suggest a more actor-centred perspective have contested these notions. Most notably, Olson (1965) has sharply criticised the apparent belief that social interests will somehow automatically organise in political parties to ignore imminent collective action problems which may, among other sources, arise from the institutional context. Therefore, most scholars to date subscribe to an interactive perspective that traces the number of parties back to a societal demand of groups seeking representation and an institutional supply by the electoral system.

Party Formation from Bottom Up and from Top Down

Note that the model proposed by Cox (1997) effectively implies a bottom-up logic of electoral competition and party formation. Strategic coordination happens in two successive stages within each analytically isolated electoral district and across the various electoral districts in a country. It therefore evolves in another, second-stage coordination game when the locally viable competitors decide to link (or not to link), to coordinate (or not to coordinate) across the various districts of an electoral system so as to form a nationalised political party (or to remain a regionalised political force). Cox (1997: 181–202) specifies national policy goals, the presidency, the premiership, and the existence of upper-tier seats in the electoral system as potential factors pressing towards cross-district linkage. Chhibber and Kollman (1998, 2004) add that the regionalisation or nationalisation of the British, Canadian, Indian, and US party systems depends on the competencies assigned to hierarchically ordered levels of government.

This perspective could, however, be contested by the possibility of a reverse top-down logic when parties have been previously established at the

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

national level and subsequently field candidates or lists in local electoral districts. Once political parties are established as organised, national-level political institutions, local lists and candidates may frequently be launched top-down by political elites who, by branding a candidate, make him/her eligible. Any organised and ambitious political party will tend to field candidates in any possible electoral district, regardless of the actual chances of winning a seat, in order to showcase itself as a serious contender for national-level political office. In an early reply to Duverger, Colin Leys has tried to redirect the focus towards the macro level and argued that strategic voting 'occurs in favor not of the two parties which are in the lead locally, but *in favor of the two parties which have the largest number of seats in Parliament, regardless of their local strength*' (Leys 1959: 149; emphasis original). Leys emphasises that voters may care more about party competition at the national than at the local level, because any vote that does not contribute to strengthening a party that could realistically enter government may be considered wasted. Furthermore, voters might also know much more about national than about local party competition and thus use the national race as a proxy to reason about potential local circumstances. If this argument can be sustained, the presence of top-down logics may seriously undermine the independence of strategic coordination in each isolated electoral district and thereby limit the applicability of the $M + 1$ rule.

The balancing of pressures from above and from below is certainly crucial for the decision-making by voters and party elites and affects the emergence of strategic voting and strategic entry. If the top-down argument can be theoretically defended and empirically sustained, the effectiveness of strategic entry may be seriously undermined and the ballots presented to the voters in small and large districts may effectively look the same. In turn, this implies that the Duvergerian logic would be exclusively (or at least predominantly) driven by strategic voting. But this also implies that voters are able to sort out strategic incentives at the local and at the national level when they cast their vote. The argument by Duverger (1954) and Cox (1997) assumes that voters are aware of local district magnitudes, the thresholds set for the representation of small parties, the presence and effects of upper tiers, and the potential outcome of the local electoral race. In contrast, the argument by Leys (1959) implies that voters potentially know a lot more about and react to the political programmes and candidates, the potential outcome of the elections, and options for coalition-building at the national level. Sure enough, voting for a locally hopeless candidate does not make any 'rational' sense at either the local or the national level, but the voters' perception might of course be a different one.

These arguments leave us with two competing perspectives on the goals and the informational resources that condition strategic coordination: The bottom-up hypothesis implies that voters and party elites are informed about and respond to local electoral standings and incentives within their respective district. In contrast, the top-down perspective presumes that voters care very little and know very little about the institutional features of and likely electoral

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

results within each local district and instead use proxies taken from the national level.

Single-Tier and Multi-Tier Districting

The district structure also comes with strong implications for strategic coordination and determines whether district magnitudes may be empirically binding or not. According to Cox (1997: 48), any electoral district that cannot be partitioned into smaller districts in which seats are allocated are 'primary' electoral districts, while those which can be partitioned into a number of primary districts are called 'secondary' districts.

In single-tier systems, when only primary districts are present, district magnitude as specified by the $M + 1$ rule may be binding. In the model proposed by Duverger (1954) and Cox (1997), parliamentary seats can only be won and lost within each of the individual districts, and both voters and party elites need to react to the institutional incentives established by district magnitude (and other electoral system features). Whether these district magnitudes are actually binding depends on the district structure. When there are only primary electoral districts, voting for a locally hopeless candidate or list does not make any instrumental sense, district magnitude may be binding and induce the emergence of Duvergerian equilibria.

In contrast, if the primary districts are grouped into secondary districts, the impact of the $M + 1$ rule might easily be watered down since voters and political elites might support lists or candidates which are out of the running in the primary districts in order to potentially win a seat in one of the secondary, upper-tier districts. As a consequence, votes that were unsuccessful in the primary districts could still be converted to seats in the secondary electoral districts if both tiers are connected. The applicability of the $M + 1$ rule is seriously undermined when the individual districts cannot be modelled as a series of independent coordination games. In single-tier electoral systems local district magnitudes may be binding given that the aforementioned contextual conditions are also met. More complex two- or multi-tier electoral systems effectively render district magnitude less binding and potentially irrelevant for the number of viable competitors in local districts.

Testing the Consequences of District Magnitude

This section aims at deriving a statistical model that is suitable for a systematic test of the key hypotheses. In general terms, I conceptualise the emergence of a party system to be driven by demand and by supply: (1) the demand for political parties is driven by the multiplicity of societal factions seeking representation in the political system (e.g. ethnic or religious groups); (2) the supply of political parties is not only affected by these groups' organisational capabilities, but also limited by the institutional rules of the game, most significantly

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

by the electoral system. Given that the aforementioned contextual and informational conditions which facilitate the emergence of Duvergerian equilibria at $M + 1$ are met, I explain the interaction of societal demand and institutional supply of political parties by three exemplary scenarios:

(1) In the first scenario, the societal demand for parties, as proxied by the number of societal groups seeking representation, is comparatively low or at least consistently lower than the electoral district's carrying capacity. As a consequence, district magnitude will not be binding and there should be no association between district magnitude and the number of viable parties or lists (or at least no association that is generated by electoral system).
(2) The second scenario implies that the number of candidates or lists which emerge from societal conflicts is consistently higher than the carrying capacity of $M + 1$ candidates or lists established by the district magnitude. From this, it follows that district magnitude will be binding and there should be a co-variation of magnitude and the number of candidates or lists in Duvergerian equilibrium.
(3) The third scenario specifically applies to electoral systems, which employ a wide range of different district magnitudes. Smaller districts, which have a carrying capacity below the number of groups seeking representation, may be limiting the proliferation of candidates and lists, while larger district magnitudes that have a carrying capacity higher than the number of groups will often not be binding at all. This also implies that N_v does not linearly increase with M, but that the empirical association of these core variables levels off for larger districts.

While strategic voting and strategic entry still operate even in larger PR districts (Gschwend 2007; Gschwend and Stoiber 2012), there are a number of reasons to assume that the marginal effect of district magnitude decreases at higher levels. It is much more difficult to gather precise information about which candidates or lists are competitive and which are trailing when districts become larger, although voters may of course also act upon less precise guesses about the standing of electoral races. Beyond the key features of the electoral system, the formal requirements which regulate the inclusion on the ballot and the organisational prerequisites for gaining sufficient visibility and, in turn attracting success, clearly increase when district magnitudes and local electorates become larger. Therefore, in the subsequent analysis, I will adhere to the idea of modelling district magnitude on a logged scale.[1]

As indicated before, the $M + 1$ rule does not posit unconditional comparative statics of district magnitude. The second and third scenarios, however, propose a conditional and context-sensitive association of these key variables. M and N will be related whenever the number of electoral contenders reaches or exceeds the carrying capacity of the electoral district and the specified contextual conditions for strategic coordination on $M + 1$ viable candidates or lists

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

are fulfilled. An upper bound is therefore either established by the institutional carrying capacity of the electoral system, as defined by the $M + 1$ rule, or set by the ethnic or religious fragmentation of a society. This implies that these two equations may be treated as exchangeable:

$$\mathrm{E}[N|M;F] = \min(M+1, F) = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{lg}M + \beta_2 F + \beta_3 \mathrm{lg}M \cdot F$$

This implies that the number of viable contenders in a local district (N) is less than or equal to the minimum of the carrying capacity of the district (as defined by $M + 1$) and the degree of societal fragmentation (F). The interactive relationship of electoral systems and societal heterogeneity implies that $\beta_1 = \beta_2 = 0$ and $\beta_3 > 0$.

Concerning the institutional context, the provision of upper tiers conditions the mechanisms of strategic voting and strategic entry. When upper and lower tiers are linked by some sort of remainder, seat, or vote transfer, upper tiers might actually weaken the incentives set forth by the electoral system, inflate its carrying capacity, and render district magnitude less binding. In connected multi-tier systems, any votes that did not elect a candidate or list in the primary electoral districts could still be successful in the secondary ones, so that it may often be instrumentally rational in the short term to cast a vote for a locally hopeless candidate. Upper tiers may thus undermine the incentives produced by the wasted resources and wasted vote arguments and thus weaken strategic entry and strategic voting:

$$\mathrm{E}[N|M;F] = \beta_0 + \beta(\mathrm{lg}M + F + \mathrm{upper})$$

$$= \beta_0 + \beta_1 \mathrm{lg}M + \beta_2 F + \beta_3 \mathrm{upper} + \beta_4 \mathrm{lg}M \cdot \mathrm{F} + \beta_5 \mathrm{lg}M \cdot \mathrm{upper}$$

Since the provision of upper tiers tends to undermine the logics of strategic entry and strategic voting, I generally expect a higher number of candidates or lists in equilibrium when there is a significant share of upper-tier seats (this implies $\beta_3 > 0$). In addition, when seats are not exclusively allocated within the primary electoral districts, but also within secondary districts, I do not expect any covariance of local district magnitudes and the number of locally viable candidates or lists (i.e. $\beta_5 < 0$).

In order to fully address empirical variation in the rich dataset at hand, we estimate hierarchical linear models, which include random intercepts and random slopes at the election level (j). We assume that the random effects and the error term are independent and identically distributed (i.i.d.) and drawn from a multivariate normal distribution with $\zeta_{0j} \sim N(0, \psi_0); \zeta_{1j} \sim N(0, \psi_1)$ and $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \theta)$:

$$\mathrm{E}[N|M;F] = (\beta_0 + \zeta_{0j}) + (\beta_1 + \zeta_{1j})\mathrm{lg}M + \beta_2 F + \beta_3 \mathrm{upper} + \beta_4 \mathrm{lg}M \cdot F + \beta_5 \lg M \cdot \mathrm{upper} + \varepsilon_{ij}$$

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

Data and Measurement

This section turns from theoretical concerns towards the presentation of the empirical data at hand. In the first step, the data and data sources are briefly reviewed, and in the second step basic decisions regarding the operationalisation of the key indicators at the district level and at the national level are introduced and defended.

District-Level Data Sources

For a long period of time, there has often been an asymmetry of electoral system theories, which focused on the district level, and the availability of reliable empirical information that was regularly only accessible for the national level. In past years there have been considerable achievements in the collection and publication of district-level electoral returns. One of the most exhaustive datasets was prepared by Daniele Caramani (2000), who compiled systematic and standardised district-level general election results, where available, for 18 West European countries from as early as 1830 until the end of the twentieth century.

In this study, I draw heavily on this rich database, but I settle on the interval from 1945 to 1998 in order to obtain parallel, synchronous observations taken from as many countries as possible. In this period, detailed district-level data is available for 169 elections to the respective national parliaments. Thus, the dataset comprises 17,248 single observations (i.e. electoral districts). This number includes 14,152 single-member districts in Germany, Italy, and the United Kingdom and 3,096 multi-member districts in Austria, Belgium, Finland, Iceland, Ireland, Italy, Luxembourg, the Netherlands, Norway, Portugal, Spain, Sweden, and Switzerland. In addition, the dataset has, where available, been carefully augmented by information on the magnitude of electoral districts, several other electoral system features and national-level data regarding social heterogeneity or basic features of the political systems taken from a variety of sources. (More extensive information on data and data sources, the elections covered, and the variation of district magnitude are provided in the Online Appendixes A, B, and C.)

Key Indicators in a Hierarchical Context

Previous studies have settled on a consensus regarding the measurement of the effects, which are assessed at the district level (the key variables effective number of electoral parties and effective magnitude) and at the national level (the conditioning variables social heterogeneity and the provision of upper tiers):

The effective number of electoral parties (N). In any analysis of Duverger's law the primary dependent variable is the number of viable contenders in an election. Analyses at the national level usually apply the effective number of

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

parties suggested by Laakso and Taagepera (1979). Students of district-level electoral returns, however, did not unanimously settle on a specific measure of (local) party system fragmentation. Some contributions have concentrated on counts of the raw numbers of candidates or party lists. Other approaches have somewhat narrowed that down and have addressed a more or less defined number of 'viable' contenders within an electoral district (see Cox 1994, 1997). Others have also applied the effective number of parties as a weighted count of the number of parties at the district level.

Certainly, the choice of an appropriate measure depends on the research question. Focusing on strategic entry, counts of raw or 'viable' parties would clearly be appropriate. Focusing on strategic voting, I prefer the weighted party count, as given by the effective number of parties, also for the analysis of district-level data. The basic rationale provided by Cox refers to the desertion of trailing candidates and the strategic switching towards more competitive candidates in an electoral district, meaning the further weakening of weak and the further strengthening of strong competitors for the public vote. I believe that an unweighted count of candidates or parties addresses only one side, namely the desertion of trailing platforms. In contrast, weighted vote counts address directions, vote gains and vote losses due to strategic coordination. The effective number of electoral parties is given by $N = [\sum v_i^2]^{-1}$.

Local effective magnitude (M_{eff}). Since Douglas W. Rae (1967) referred to district magnitude as the 'all-important factor', this quantity has become the key concept for measuring the impact of alternative electoral systems. In the equilibrium of strategic coordination – that is, strategic entry by political elites and strategic voting by the electorate – larger district magnitudes tend to be permissive towards the proliferation of candidates, while lower magnitudes, above all single-member districts, tend to limit the number of viable contenders. Taagepera and Shugart (1989: 117, 126–41, 266–9, 274–7) have modified this concept so as to introduce the 'effective magnitude' combining information on district magnitudes and electoral thresholds. The authors propose the expressions $T = 50\%/M$ and $M = 50\%/T$ to roughly express formal thresholds in district magnitudes equivalents and vice versa.

Upper tiers (upper). The presence and proportion of upper-tier seats are crucial features of any electoral system and determine whether local district magnitudes can be considered strictly binding or not. If there is only one tier, parliamentary seats can only be achieved within the respective electoral districts of magnitude M, and local district magnitudes may, given the aforementioned contextual conditions, be binding. When there are additional tiers so that, for instance, unsuccessful votes within a specific district are used in a second, regional or national stage of seat allocation, local district magnitudes cannot be binding in a strict sense. Voting for a locally hopeless candidate or list may still be instrumentally rational in the short term when these votes potentially help the specific party to gain parliamentary seats at the upper levels of the

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

electoral system. The independent variable upper therefore captures the share of the seats that is awarded in the upper tiers of the electoral system, roughly ranging from 0 (single-tier electoral systems, for instance in Finland, Portugal, or Spain) up to about 0.5 for more complex systems like the German mixed-member proportional system (Shugart and Wattenberg 2001).

Social fractionalisation and heterogeneity (F_{eth}; F_{rel}). In addition to the key electoral system variables, the main arguments of this contribution require the careful consideration of the effects of social heterogeneity and the interactions of institutional and societal structures. In any sociological argument, party system fragmentation is supposed to increase with the number of political cleavages or issue dimensions (see Lipset and Rokkan 1967). According to this view, longstanding multipartyism is determined by the existence of multiple, stable, and politicised lines of division within a society, whereas two-party systems are to be explained by fewer lines of division in politics and by the relative mildness of these issues.

Although ethnic heterogeneity features prominently in the existing literature, one has of course to admit that these measures provide a very poor proxy for capturing social and political conflict/diversity as outlined by Lipset and Rokkan (1967). Given that the heterogeneity of West European societies is defined by more than just the ethnic dimension, I have opted for more detailed data on ethnic and religious diversity which has been published by Alesina *et al.* (2003). So as to measure empirical fragmentation levels, the authors utilised a fragmentation index which is computed as one minus the Herfindal index of the respective group shares: $F = 1 - [\sum g_i^2]$. Substantively, this index captures the probability that two randomly selected individuals are members of different ethnic, linguistic, or religious groups. An in-depth discussion of more adequate and advanced empirical measurement strategies for assessing the societal inputs to the political process is provided by Stoll (2013: chapter 3).

The Empirics of Supply and Demand

There are numerous methods and perspectives for measuring the political consequences of electoral systems. Some contributions have turned to the microfoundations of strategic voting and tried to determine the share of voters that responded strategically to the incentives of the electoral systems (Alvarez and Nagler 2000; Blais and Nadeau 1996; Gschwend 2007; Gschwend and Stoiber 2012). Other contributions have looked for patterns of strategic desertion of trailing candidates at the district level and, for instance, focused on the vote ratio of the second and first losers (the so-called 'SF-Ratio') in any primary electoral district (Cox 1997). Instead of focusing on the whole battery of potential indicators, this contribution adopts a straightforward perspective on the number of candidates or lists competing in a local district as the substantively most meaningful dependent variable.

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

Merging Supply with Demand

Table 1 presents three multi-level models which consider that electoral districts i are nested in the contexts of elections j and their more or less stable social and institutional contexts. Random coefficients and random slopes at the election level capture contextual heterogeneity in the association between local effective magnitudes and the number of viable candidates or lists. Evident contextual variation is, in turn, accounted for by the higher-level covariates: ethnic and religious heterogeneity and the presence of upper tiers.

I begin the presentation of the results with some simple bivariate evidence which does not straightforwardly relate to the $M + 1$ rule, but rather adopts the inductive perspective embodied in the 'generalized Duverger's law': Model 1 in Table 1 shows empirically that, as hypothesised, more permissive electoral districts (i.e. larger effective magnitudes) are closely associated with higher fragmentation levels of the local electorates, while lower district magnitudes are regularly coupled with a lower number of locally viable candidates or lists. The estimates for intercept and slope closely resemble the inductive rule of thumb provided by the 'generalized Duverger's law' (Taagepera and Shugart 1989) and also correspond with previous empirical findings with national-level data (see Amorim Neto and Cox 1997; Clark and Golder 2006; Golder 2006; Lijphart 1994; Ordeshook and Shvetsova 1994). Plugging in the unconditional empirical estimates from Model 1 yields something like $N = 1.21 \cdot \lg M_{\text{eff}} + 2.49$.

TABLE 1
EFFECTIVE MAGNITUDE AND THE NUMBER OF PARTIES

	(1)		(2)		(3)	
1: Electoral system						
lg M_{eff}	1.21***	(0.09)	0.44*	(0.19)	0.71***	(0.18)
upper					1.23***	(0.31)
2: Social diversity						
– ethnic: F_{eth}			−0.73**	(0.27)	−0.74**	(0.27)
– religious: F_{rel}			−0.65**	(0.24)	−0.81***	(0.25)
3: Interaction terms						
lg M_{eff} * F_{eth}			1.23**	(0.40)	1.62***	(0.39)
lg M_{eff} * F_{rel}			1.30**	(0.42)	0.92*	(0.41)
lg M_{eff} * upper					−4.20***	(0.94)
Constant	2.49***	(0.05)	2.93***	(0.12)	2.85***	(0.12)
4: Random effects						
$\sqrt{\varphi_0}$	0.89	(0.012)	0.75*	(0.11)	0.64**	(0.09)
$\sqrt{\varphi_1}$	0.35***	(0.05)	0.31***	(0.05)	0.29***	(0.04)
$\sqrt{\theta}$	0.22***	(0.01)	0.22***	(0.01)	0.22***	(0.01)
N	17,248		17,248		17,248	
log. Likelihood	−11787.42		−11773.50		−11757.87	

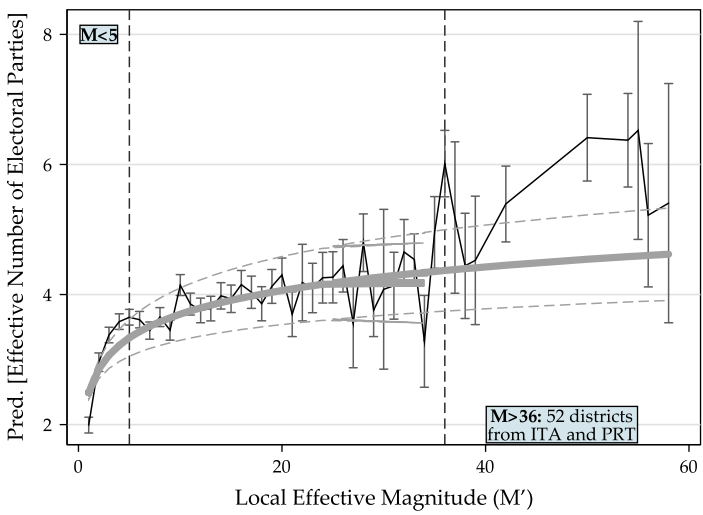
Notes: Dependent variable = N.
Hierarchical linear models; standard errors in parentheses.
*$p < 0.05$.
**$p < 0.01$.
***$p < 0.001$.

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

Figure 1 summarises these findings graphically and provides some additional checks on the association of the number of candidates or parties and its specific functional form: the thick line indicates the logarithmic mapping of effective magnitude upon the effective number of electoral parties, the thin dashed lines show the respective confidence intervals (all printed in grey). The diagram displays another model so as to facilitate specification checks: instead of treating logged effective magnitude as a continuous predictor, I break district magnitude down into a series of dummy variables ($1 \leq M \leq 58$). The vertical error bars capture the effect of district magnitude on the effective number of parties and the related confidence intervals (all printed in black). Both specifications produce almost identical results as long as district magnitudes are small. When district magnitudes become very large (e.g. from $M > 35$), the predictions derived from the series of dummy variables are increasingly unstable and somewhat off the scale. Note that these predictions are only based on about 50 districts, which are all taken from Italy (up until 1992) and Portugal (until 1991).

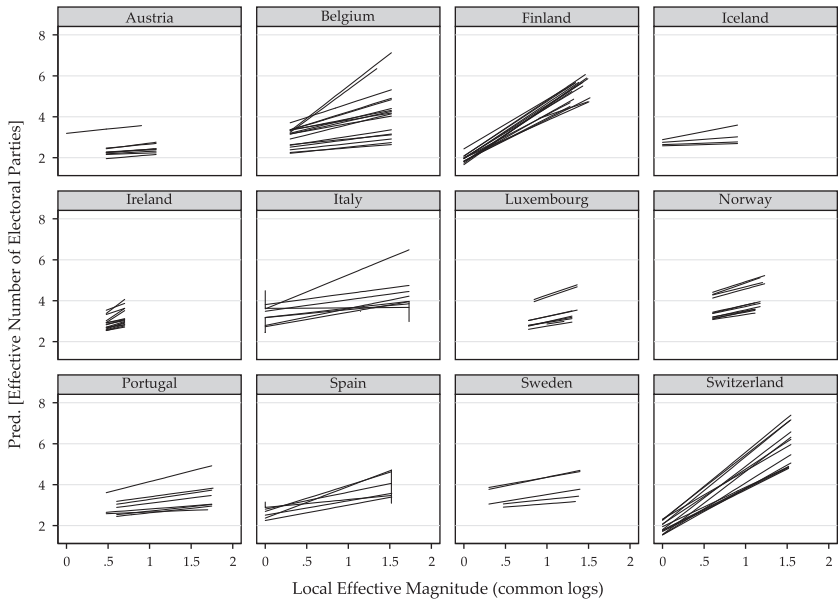
The random effects part of the model also reveals considerable contextual heterogeneity regarding both the baseline levels of electoral fragmentation (the random intercepts) and the marginal effect of logged district magnitude on the number of candidates or lists.[2] Figure 2 explores the context dependency of

FIGURE 1
DISTRICT MAGNITUDE AND THE NUMBER OF PARTIES



Notes: This figure is based on Model 1 in Table 1. The thick curve illustrates the impact of effective magnitude M_{eff} on the effective number of electoral parties N_v, and the thin dashed lines represent the 95 per cent confidence bands. Moreover, the thin solid line and the vertical bars capture the coefficients for the categorical representation of district magnitude and their respective confidence intervals. (The large nationwide districts employed in the PR elections to the Dutch 'Tweede Kamer' [$N = 100$ in 1952 and $N = 150$ since 1956] have been omitted to make the figure more readable.)

FIGURE 2
ELECTION- AND COUNTRY-WISE VARIANCE



Notes: The dashed lines represent distinct elections, while the bold solid lines refer to the theoretical baseline given by the 'generalized Duverger's law' (Taagepera and Shugart 1989). Germany and the UK have been excluded because both these countries employ, as assessed by this dataset, exclusively single-member districts and thus exhibit no empirical variation. Denmark and Greece have also been excluded due to some missing data and interruptions in the time series.

electoral systems in more detail. The effect of local district magnitudes on the fragmentation of local electorates, as indicated by the random slope on logged effective magnitude, significantly varies by election and by country. Each of the lines in the various panels of the trellis captures the empirical Bayes predictions for the marginal effects of district magnitude. Flat regression profiles refer to the absence of electoral system effects and the number of candidates or lists is about the same in small and in large districts. In contrast, steep profiles indicate that strong marginal effects and district magnitudes may potentially be binding. In this case, small district magnitudes are linked with low, and large magnitudes are linked with high numbers of electoral parties.

This allows us to shed some light on the political consequences of effective magnitude: In the first group of countries, there is a particularly steep slope indicating a significant marginal effect of local district magnitudes on electoral fragmentation. This is clearly visible in countries that are comparatively more heterogeneous in ethnic and religious terms and/or have implemented single-tier PR systems. Countries like Finland, Ireland, and Switzerland and,

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

somewhat less clearly, Portugal and Spain fall into that category. The second cluster of countries also unambiguously reveals significant marginal effects, but these are somewhat weaker or unstable across repeated elections: Belgium, Italy, and Luxembourg. In a final cluster of countries, there is only limited evidence for the marginal effects of district magnitude. Almost flat predictions for the election-specific regression profiles indicate that institutional incentives are obviously not effective and/or binding. This refers to countries which are either socially homogeneous and/or have implemented more complicated PR electoral systems with upper tiers and vote or seat transfers such as Austria, Iceland, Norway, or Sweden.

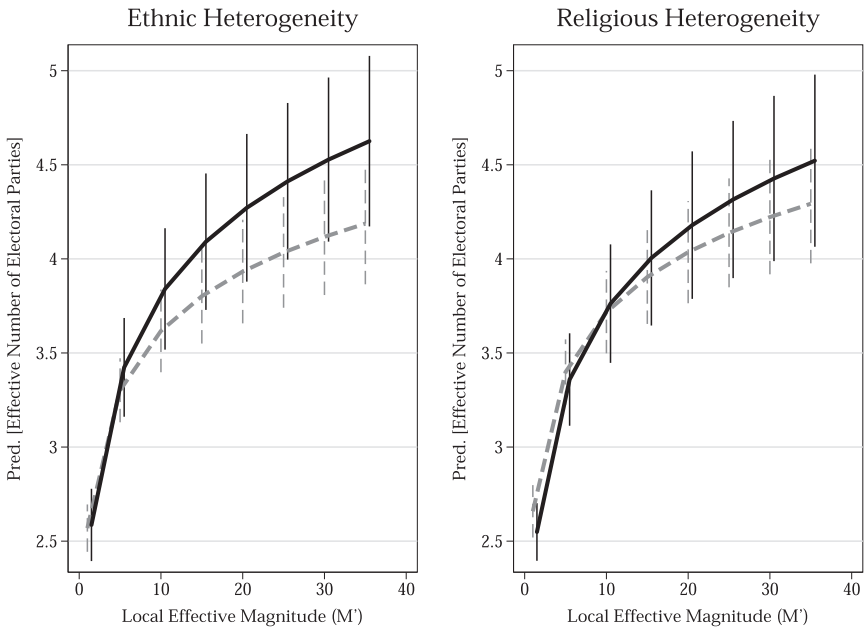
So far, we have presented some inductive generalisations and unconditional comparative statics which follow the traits of the 'generalized Duverger's law' (Taagepera and Shugart 1989, 1993), but which do not fully address the original argument made by Duverger and do not pick up the logics which lie at the heart of the $M + 1$ rule. When evaluating whether district magnitude becomes binding, the analytical scope cannot be limited to the supply side given by the electoral system, but also needs to consider the demand side given by the number of societal groups, which organise into political parties and strive for representation in parliament. In empirical terms, the extensive database on ethnic, linguistic, and religious fragmentation, compiled by Alesina *et al.* (2003), provides the principal indicators for social heterogeneity. Because the measures of ethnic and linguistic diversity are highly collinear, only the ethnic and religious dimensions are available for the empirical analysis.

Model 2 in Table 1 provides very conclusive evidence in favour of the joint supply and demand model. Note that interactive regression models usually (need to) include both the constitutive (here: $\lg M_{\text{eff}}$ with F_{eth} or F_{rel}, respectively) and their multiplicative terms ($\lg M_{\text{eff}} * F_{\text{eth}}$ and $\lg M_{\text{eff}} * F_{\text{rel}}$, respectively).[3] Introducing interactions of effective magnitude and the two diversity indicators renders the constitutive terms of effective magnitude statistically barely significant and substantively smaller. Notwithstanding, there are significant and substantively meaningful interactions of effective magnitude with both ethnic and religious fractionalisation. If there is a high demand for parliamentary representation by various ethnic or religious groups in a society and if local electoral districts have a sufficient carrying capacity, the upper bound may become binding.

Figure 3 displays the predictive margins of these interactive effects. Regarding ethnic (the left-hand panel) and religious diversity (the right-hand panel), the marginal effects of district magnitude are substantively stronger in heterogeneous than in homogeneous countries. By and large, the marginal effect of ethnic heterogeneity seems to be somewhat more meaningful and robust than the consequences of religious diversity. These arguments conform to the analytical concept of the $M + 1$ rule in a more straightforward manner. Effective magnitude becomes binding when there is a high number of groups forming parties and contesting the elections; in contrast, the marginal effects of

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

FIGURE 3
PREDICTIVE MEANS OF LEVELS OF SOCIAL HETEROGENEITY



Notes: The solid black lines and confidence intervals refer to countries with higher than average diversity, the dashed grey lines and confidence intervals refer to more homogeneous countries with lower than average diversity.

district magnitude are much weaker in more homogeneous countries where the proliferation of candidates or parties will often be below the carrying capacity established by the electoral rules from the outset.

That said, there are also some limitations to the preceding analyses: we could only obtain comparable indicators of social diversity at the national level, but we lack any similar data for the district level of the 17 countries in the analysis. This implies an emphasis on what we have called a top-down perspective on strategic entry. The downside, of course, is that we lack any data on controls for district-level variables other than their magnitude, which may also affect the number of candidates or lists. For instance, smaller districts are often (but not always) employed in the countryside, while larger districts often (but not always) tend to be set up in larger cities. One could perhaps speculate that larger communities tend to employ larger districts and are at the same time characterised by more complex and diverse coalitions of societal interests. This might easily run counter the institutional argument and, lacking data on the social composition of the primary districts, this alternative scenario is difficult to refute.

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

When I utilise national averages as proxies for the diversity of individual districts, I introduce measurement bias to a key independent variable, because the 'real' social diversity scores will be different from their average. Therefore, there is a risk of introducing bias to our estimates of these key effects (see King *et al.* 1994: 163–8). In order evaluate its magnitude (and thus to check the robustness of the empirical evidence), I have conducted a series of statistical simulations with varying degrees of unsystematic intra-election variation. More specifically, I have added i.i.d. distributed random terms to the indicators of ethnic and religious diversity (F_{eth} or F_{rel}), and, for each level of variation, I have repeated the simulation and estimation procedures 1,000 times. Note that these counterfactuals are even biased against the key hypotheses since one may usually assume that larger, urban districts tend to be more heterogeneous than small, rural ones.

Below the line, the evidence from these simulation studies suggests that the core findings on the interactive and conditioning effects of social diversity are very robust. Both concerning ethnic and religious diversity, the interactive effects of electoral and social structures are robustly maintained even if I allow for significant levels of within-context heterogeneity. (For the details of simulation and estimation please refer to Online Appendix D, especially Figures D-1 and D-2 summarising the simulations.)

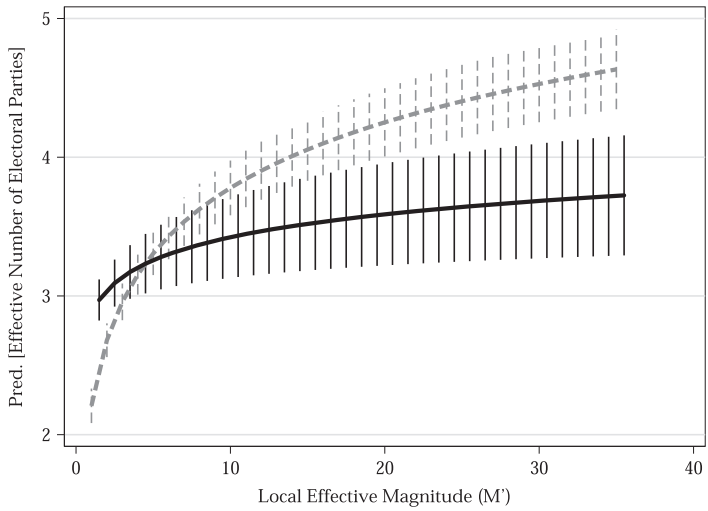
The Effects of Upper Tiers

As hypothesised, the provision of upper tiers may render local district magnitudes less binding and the $M + 1$ rule less applicable or invalid. In single-tier electoral systems, where seats are exclusively allocated within the primary electoral districts, votes for unsuccessful candidates or lists are wasted. When two- or multi-tier systems allow for the transfer of unused votes or seats towards the regional or national level, this is not necessarily the case. Model 3 in Table 1 adds the share of seats which are awarded in upper tiers to the interactive specification. The empirical findings indicate a strongly significant negative interaction of local effective magnitudes with the provision of the upper tier at the election level. Effectively, the larger the share of seats assigned to secondary or higher districts, the smaller the marginal effect of district magnitude on the number of viable electoral contenders.

Figure 4 illustrates the predictive margins associated with this model. Controlling for social heterogeneity, the number of candidates or lists visibly increases with district magnitudes if there are only primary electoral districts, and local district magnitudes thus tend to be binding. In contrast, the effects of district magnitude almost completely diminish when we focus on those electoral systems that do employ secondary (or even tertiary) districts. In the presence of upper tiers, the local number of candidates or parties in small and in large districts is almost the same.

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

FIGURE 4
PREDICTIVE MEANS OVER SINGLE- AND MULTI-TIER PR



Notes: The dashed grey line and confidence bands refer to single-tier electoral systems without any secondary districts, the solid black line and confidence bands indicate more complex two- or multi-tier electoral systems that emply upper tiers for seat allocation.

Summary and Conclusion

Any generalisation of a well-established hypothesis, most notably the proposition of a 'Law', suggests the very impression of scientific progress. Theoretical studies have, during recent decades, made significant progress in terms of the clarity of the argument, the formalisation and sophistication of propositions. However, empirical analyses still lag way behind these theoretical achievements. While the strategy of gross national-level generalisation seems to be exhausted and does not provide any new insight, sophisticated research based on district-level data, for instance the growing literature on mixed-member electoral systems, is too often confined to single-case studies yielding heavily context-dependent results and almost no scope for systematic generalisation.

The research design adopted in this contribution has picked two attempts to restate Duverger's original propositions as the conceptual point of departure: (1) the inductive generalisation implied by the 'generalized Duverger's law' (Taagepera and Shugart 1989, 1993) and (2) the causal argument stated by the 'direct generalization of Duverger's law' (Cox 1997). The first perspective implies unconditional, the second conditional comparative statics of district magnitude.

The multi-level framework employed in the empirical analysis allows for systematic assessments of heterogeneous contexts and the fruitful procession of more extensive and detailed empirical datasets. The findings presented here are

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

threefold. First, the analysis of district-level electoral returns refers to the adequacy of a multi-level perspective, and the significant causal force and empirical validity of the key causal mechanism embodied in the $M + 1$ rule. Both within and across the contexts of individual elections the number of viable contenders in a district co-varies with its magnitude. The political consequences of district magnitude cannot, however, be modelled by unconditional comparative statics, but are dependent upon the provision of candidates or political parties by social (for instance ethnic or religious) division lines.

The second finding regards the fundamental context-dependency of electoral coordination. In some countries, district magnitude and local fragmentation are closely connected, for instance in Finland or Switzerland, while in other polities the empirical association is much weaker or even absent. The constraining effects of (low) district magnitudes are thus moderated by contextual factors at the election or country levels. Individual electoral districts, taken from the same contexts, tend to closely resemble each other. Significant intra-class correlations refer to potential top-down effects of strategic entry that, in turn, interact with the bottom-up logics of strategic voting.

Thirdly, I have proposed some causal mechanisms that might either encourage or prevent the strategic moves by voters and by partisans that lie at the heart of Duverger's psychological effect. The marginal effect of (logged) district magnitude becomes significantly smaller when upper tiers of the electoral systems render local district magnitudes less binding.

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

Acknowledgements

A first version of this paper was presented at the Conference 'The Effects of District Magnitude', Lisbon, 2012, and I am grateful to André Blais, Bernard Grofman, and Nina Wiesehomeier for initiating and organising this fruitful exchange. I also thank the anonymous reviewers for helpful suggestions and a speedy process; Sarah Christian and Alexandra Schwell have provided invaluable support in proofreading and language editing.

Notes

1. The utilisation of logged scales was pioneered by Taagepera and Shugart (1989, 1993) and it has been common practice in a number of analyses which focused on national-level electoral returns (see Amorim Neto and Cox 1997; Benoit 2002; Brambor *et al.* 2006, Clark and Golder 2006; Filippov *et al.* 1999; Golder 2006; Ordeshook and Shvetsova 1994). Logged scales have also been utilised for the study of district-level electoral returns (see Singer and Stephenson 2009). Other contributions even go beyond that and suggest an inverse quadratic relationship of district magnitude and the number of viable candidates or lists.
2. A Lagrange multiplier test confirms these results. The random slope model fits the data considerably better than the more restrictive random intercept specification ($\chi 2 = 1174.79^{***}$) so that any model that fails to account for this variant of contextually induced heterogeneity has to be considered severely misspecified.
3. The application and interpretation of interactive regression models in political science are discussed in depth by Kam and Franzese (2007).

Notes on Contributor

Guido Tiemann is Assistant Professor at the Institute for Advanced Studies in Vienna. His research focuses on research methods, electoral systems, spatial models of electoral behaviour and party competition and European Union politics. Recent publications have appeared in *European Union Politics* and the *Journal of Common Market Studies*. [tiemann@ihs.ac.at]

References

Alesina, Alberto, Arnaud Devleeschauwer, William Easterly, Sergio Kurlat, and Romain Wacziarg (2003). 'Fractionalization', *Journal of Economic Growth*, 8:2, 155–94.

Alvarez, Robert Michael, and Jonathan Nagler (2000). 'A New Approach for Modelling Strategic Voting in Multiparty Elections', *British Journal of Political Science*, 30:1, 57–75.

Amorim Neto, Octavio, and Gary W. Cox (1997). 'Electoral Institutions, Cleavage Structures, and the Number of Parties', *American Journal of Political Science*, 41:1, 149–74.

Benoit, Kenneth (2002). 'The Endogeneity Problem in Electoral Studies: A Critical Rexeamination of Duverger's Mechanical Effect', *Electoral Studies*, 21:1, 35–46.

Blais, André, and Richard Nadeau (1996). 'Measuring Strategic Voting: A Two-Step Procedure', *Electoral Studies*, 15:1, 39–52.

Brambor, Thomas, William Clark, and Matthew Golder (2006). 'Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses', *Political Analysis*, 14:1, 63–82.

Caramani, Daniele (2000). *Elections in Western Europe since 1815. Electoral Results by Constituencies*. London: Macmillan.

Chhibber, Pradeep, and Kenneth Kollman (1998). 'Party Aggregation and the Number of Parties in India and the United States', *American Political Science Review*, 92:2, 329–42.

Chhibber, Pradeep, and Kenneth Kollman (2004). *The Formation of National Party Systems. Federalism and Party Competition in Canada, Great Britain, India, and the United States*. Princeton: Princeton University Press.

Clark, William, and Matthew Golder (2006). 'Rehabilitating Duverger's Theory: Testing the Mechanical and Strategic Modifying Effects of Electoral Laws', *Comparative Political Studies*, 39:6, 679–708.

Cox, Gary W. (1994). 'Strategic Voting Equilibria under the Single Non-Transferable Vote', *American Political Science Review*, 88:3, 608–21.

Cox, Gary W. (1997). *Making Votes Count*. Cambridge: Cambridge University Press.

Cox, Gary W. (1999). 'Electoral Rules and Electoral Coordination', *Annual Review of Political Science*, 2:1, 145–61.

Duverger, Maurice (1954). *Political Parties*. New York, NY: Wiley.

Filippov, Mikhail, Peter C. Ordeshook, and Olga Shvetsova (1999). 'Party Fragmentation and Presidential Elections in Post-Communist Democracies', *Constitutional Political Economy*, 10:1, 3–26.

Golder, Matthew (2006). 'Presidential Cottails and Legislative Fragmentation', *American Journal of Political Science*, 50:1, 34–48.

Grumm, John C. (1958). 'Theories of Electoral Systems', *Midwest Journal of Political Science*, 2:4, 357–76.

Gschwend, Thomas (2007). 'Institutional Incentives for Strategic Voting and Party System Change in Portugal', *Portuguese Journal of Social Science*, 6:1, 15–31.

Gschwend, Thomas, and Michael Stoiber (2012). 'Strategic Voting in Proportional Systems. the Case of Finland', Paper prepared for presentation at the conference on The Effects of District Magnitude, Lisbon, 29–30 May 2012.

Kam, Cindy, and Robert J. Franzese (2007). *Modeling and Interpreting Interactive Hypotheses in Regression Analysis*. Ann Arbor: University of Michigan Press.

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

King, Gary, Robert O. Keohane, and Sidney Verba (1994). *Designing Social Inquiry. Scientific Inquiry in Qualitative Research*. Princeton: Princeton University Press.

Laakso, Markku, and Rein Taagepera (1979). '"Effective" Number of Parties: A Measure with Application to West Europe', *Comparative Political Studies*, 12:1, 3–27.

Lavau, Georges E. (1953). *Partis Politiques et Réalités Sociales*. Paris: A. Colin.

Leys, Colin (1959). 'Models, Theories, and the Theory of Political Parties', *Political Studies*, 7:1, 127–46.

Lijphart, Arend (1994). *Electoral Systems and Party Systems. A Study of Twenty-Seven Democracies 1945–1990*. Oxford: Oxford University Press.

Lipset, Seymour Martin, and Stein Rokkan (1967). 'Cleavage Structures, Party Systems and Voter Alignments', in Seymour Martin Lipset and Stein Rokkan (eds.), *Party Systems and Voter Alignments: Cross National Perspectives*, New York, NY: The Free Press, 1–64.

Lipson, Leslie (1964). *The Democratic Civilisation*. New York, NY: Oxford University Press.

Olson, Mancur (1965). *The Logic of Collective Action. Public Goods and the Theory of Groups*. Harvard University Press: Cambridge.

Ordeshook, Peter C., and Olga Shvetsova (1994). 'Ethnic Heterogeneity, District Magnitude, and the Number of Parties', *American Journal of Political Science*, 38:1, 100–23.

Rae, Douglas W. (1967). *The Political Consequences of Electoral Laws*. New Haven: Yale University Press.

Rokkan, Stein (1970). *Citizens, Elections, Parties. Approaches to the Comparative Study of the Processes of Development*. Oslo: Universitetsforlaget.

Shugart, Matthew S. (2005). 'Comparative Electoral Systems Research: The Maturation of the Field and New Challenges Ahead', in Michael Gallagher and Paul Mitchell (eds.), *The Politics of Electoral Systems*. Oxford: Oxford University Press, 25–56.

Shugart, Matthew S., and Matthew P. Wattenberg (2001). 'Introduction: The Electoral Reform of the Twenty-First Century?', in Matthew S. Shugart and Matthew P. Wattenberg (eds.), *Mixed-Member Electoral Systems. The Best of Both Worlds?* Oxford: Oxford University Press, 1–8.

Singer, Matthew M. (2013). 'Was Duverger Correct? Single-Member District Election Outcomes in Fifty-Three Countries', *British Journal of Political Science*, 43:1, 201–20.

Singer, Matthew M., and Laura B. Stephenson (2009). 'The Political Context and Duverger's Theory: Evidence at the District Level', *Electoral Studies*, 28:3, 480–91.

Stoll, Heather (2013). *Changing Societies, Changing Party Systems*. Cambridge: Cambridge University Press.

Taagepera, Rein, and Matthew S. Shugart (1989). *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*. New Haven: Yale University Press.

Taagepera, Rein, and Matthew S. Shugart (1993). 'Predicting the Number of Parties: A Quantitative Model of Duverger's Mechanical Effect', *American Political Science Review*, 87:2, 455–64.

Downloaded by [Vienna University Library] at 14:56 15 January 2016

Article

European Union Politics
14(4) 497–521
© The Author(s) 2013
Reprints and permissions:
sagepub.co.uk/journalsPermissions.nav
DOI: 10.1177/1465116513490238
eup.sagepub.com

Projection effects and specification bias in spatial models of European Parliament elections

Peter Grand
Institute for Advanced Studies, Vienna, Austria

Guido Tiemann
Institute for Advanced Studies, Vienna, Austria

Abstract
Substantial empirical evidence suggests that voters cast their ballot not only by considering the different policy positions of parties or candidates, but also appear to pull candidates/parties they prefer closer to their own ideal position ('assimilation') while pushing candidates/parties they dislike, farther away ('contrast'). These effects are called 'projection effects'. We illustrate that voters' perceptions of policy positions of candidates/parties are contaminated by non-spatial considerations. Building on data from the EES series, we empirically demonstrate that projection effects are substantively meaningful and statistically significant in elections to the European Parliament. We moreover distinguish between unsystematic projection bias that only depends on the closeness to a specific candidate or party and systematic projection bias that is also affected by party-, voter-, and context-specific determinants.

Keywords
Comparative politics, European elections, projection effects, spatial modelling

Introduction

The spatial model of voting, as pioneered by Downs (1957), is often considered the workhorse of modern electoral studies, and belongs now to the standard toolbox of applied empirical researchers. Any spatial voting model, in principle, claims two things: (i) there exists a meaningful relationship between the ideal points of voters

Corresponding author:
Peter Grand, Institute for Advanced Studies Stumpergasse 56, 1060 Vienna, Austria.
Email: grand@ihs.ac.at

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

and the programmatic positions of political parties in a one- or multidimensional political space, and (ii) these relations matter for party evaluation and vote choice.

The validity of empirical research therefore depends on the ability of voters to meaningfully locate parties within a competitive political space. However, eminent contributions to political psychology have shown that there are limits to this. Particularly, concerns are raised over whether voter-specific party placements may be biased due to so-called projection effects. This implies that individuals may locate parties they like, for whatever reason, closer to their personal ideal point ('assimilation'), while they push parties they oppose, for whatever reason, further away ('contrast').[1]

Empirical analyses have compiled valid and robust evidence for the presence and consequences of projection effects (Judd et al., 1983; Miller et al., 1986; Granberg et al., 1988; Krosnick, 1990; Rahn et al., 1994). There are still some significant gaps. Most studies have focused on US elections and have placed a strong emphasis on the personal vote of presidential or congressional candidates. Further, political scientists often limited their methodological perspectives to binary party competition, concentrating most of the time therefore on the distinction between one preferred and one disliked party (notable exceptions are provided by Granberg and Holmberg, 1986; Granberg and Brown, 1992; Merrill et al., 2001; Markowski and Tucker, 2007). European voters are, in contrast, regularly faced with more fragmented party systems, and with much more complicated patterns of inter-party competition and cooperation that may well be expected to have an impact on their preference structures. Instead of binary preference structures, they will more often support various parties to varying degrees.

In this contribution, we fill this crucial research gap and analyse projection effects within a systematic and comparative framework. We compare the magnitude and the determinants of projection effects in elections to the European Parliament (EP). More specifically, we focus on the most recent wave of the European Election Studies (EES) series, the PIREDEU study of 2009. To our knowledge, we provide the first systematic comparative assessment of projection effects and utilize the most comprehensive dataset to date. The PIREDEU study also offers the opportunity to compare projection effects along a highly salient national left–right dimension and a supranational European integration dimension of low salience.

The presence of projection effects may affect both actual vote choice and scientific models of vote choice. Regardless of whether voting behaviour is motivated by spatial proximity, direction, or by discounting, distorted party placements influence electoral behaviour and lead to wrong inferences about electoral choice. Empirical evidence for projection effects thus calls into question the principal findings of the spatial voting framework regarding national and European elections. This is particularly true when projection effects are heterogeneous and context-dependent, and when the presence and the extent of assimilation and contrast differ across alternative dimensions of political contestation. Further, voter- and party-specific determinants may introduce systematic distortion and thus bias studies of EU issue voting. The presence of projection effects is therefore not confined to

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

socio-psychological labs or insider discussions in niche journals. Rather, the presence of assimilation and contrast potentially modify vote choice and bias scientific analyses of EP elections.

Our article addresses these issues in three consecutive steps. We first present our principal argument, develop a formal definition, and propose a measurement model for the differences between subjective and 'objective' party placements. The empirical analysis provides descriptive evidence of the presence and the magnitude of projection bias. In order to check and cross-validate the consistency and robustness of our findings, we compare projection effects on a high salience dimension, the left–right scale, and a low salience dimension, the European integration scale. In a third step, we present and justify the distinction between unsystematic and systematic projection effects and review evidence on the causal determinants of projection effects at the voter, party, and system levels. The final section concludes with some remarks on assimilation and contrast and a word of caution to applied researchers.

Defining projection effects

Explanations for projection effects build on consistency perspectives positing that individuals try to overcome and work against cognitive dissonance; predominant are dissonance theory (Festinger, 1957), balance theory (Heider, 1958), and congruity theory (Osgood and Tannenbaum, 1955). Individuals experience cognitive inconsistency if two cognitions do not correspond, and the perceived discomfort increases with the level of substantive importance attributed to these cognitions. The dualism of assimilation and contrast is thus an established building block in the classical literatures on social psychology and cognition theory.

These classical approaches have been adopted by electoral studies and used for studies of voter perceptions of party ideologies and positions.[2] Applied to voter-specific party placements, psychological consistency may be achieved by moving either the voter's personal ideal point or by manipulating the spatial positions of the political parties. The existing literature often builds on rather ambiguous assumptions, on the one hand, regarding the difference between persuasion and projection effects, and on the other hand, concerning the relation of assimilation and contrast. Thus, we start by tailoring these key terms from cognition theory to electoral studies:

1. The voter may adjust or change her individual spatial position due to efforts taken by political parties to persuade potential voters of specific party policies ('persuasion').
2. The voter may review and modify the spatial positions taken by alternative parties in order to bring consistency back in that:
   a. she might pull positions of political parties she likes for non-policy reasons closer to her unchanged spatial position ('assimilation');
   b. she might push parties she opposes for non-policy reasons further away from her unchanged ideal point ('contrast').

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

The inherent causal mechanisms are established with reference to classical contributions to political psychology: following Heider's 1958 balance theory, the individual need for establishing cognitive consistency first depends on the existence of 'unit relations' with the respective candidate or party, in other words, the stronger the attachment to a specific candidate or party, the higher the individual pressure to eradicate cognitive dissonance. Second, dissonance theory also stresses the role of choices in strengthening the need for projection effects. For instance, casting a vote for a specific candidate or party increases the chance of assimilation effects to eliminate any possible post-decisional cognitive dissonance and vice versa. Third, not only electoral preferences and choices, but also the importance attributed to specific issues, regulate how sensitive an individual is to cognitive inconsistencies. The salience of an issue dimension therefore determines the extent of projection effects.

This contribution focuses on the extent and determinants of projection effects rather than the electoral consequences of party cues and persuasion effects. Assimilation and contrast label causal effects which cannot be directly observed (cf. Krosnick, 1990, 2002). Political scientists are thus not in a position to unambiguously establish whether a voter has modified her individual position due to successful persuasion, or whether she has altered the spatial positions she assigns to the party alternatives as a result of assimilation and/or contrast (cf. Conover and Feldman, 1982; Tomz and van Houweling, 2008).

Krosnick (2002) points out that cross-sectional data alone is not particularly helpful for the straightforward isolation and differentiation between persuasion and projection effects.[3] Dynamic panel studies potentially facilitate the isolation of causal factors due to the temporal sequencing of events, but panel data is usually not available and comes with problems of its own. In multi-party elections, applied researchers may validate their findings by exploring contextual data. Recall that policy-based persuasion effects will result in a movement of the voter position towards the policies represented by her favoured candidate or party; changes in the spatial distances towards other parties are merely a by-product of this. In contrast, the parallel dynamics of assimilation and contrast involve the movement of *all* party placements and thus produce a much more structured pattern.

Furthermore, issue salience may help to separate persuasion and projection. As indicated above, higher issue salience is expected to increase projection effects. Regarding persuasion, the voters' policy preferences are stable and tend to resist change when they attribute high importance and salience to a certain dimension of political conflict. In turn, voter positions are fragile, unstable, prone to change, and may be significantly altered by persuasion when attributed issue salience diminishes (Krosnick, 2002: 124).

Given that projection effects, assimilation and contrast, imply that non-spatial motives systematically bias voter-specific party placements, our measurement strategy proceeds in two consecutive steps:

1. Differences of subjective and some kind of 'objective' party placements constitute a necessary, but not a sufficient, condition for the presence of

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

projection effects. Therefore we compute the deviation of voter-specific party placements from some baseline measure of 'true' positions.
2. A sufficient condition for the definition of projection bias exists if voters deflate (inflate) spatial distances for candidates or parties they like (oppose). To measure whether this condition is met, we relate the calculated placement differences to some measure of party attachment and evaluate the marginal effects as a sufficient condition indicating projection effects.

'Objective' party positions

A crucial point for the measurement of projection effects is whether we need some yardstick of 'objective' party positions and, if so, how such a specific baseline value may be theoretically justified and empirically assessed. Of course, the very notions of 'objective' or 'true' party positions are conceptually dubious, and guessing 'where a party really stands' intimates somewhat esoteric assumptions and goals. In fact, operationalizations and measurement strategies suggested by political scientists are often ambiguous. Established measures of party ideology frequently start out with different assumptions, are often designed for different purposes, and differ empirically.[4]

In empirical terms, the studies by Granberg and Holmberg (1986), Granberg et al. (1988), Merrill et al. (2001), and Adams et al. (2005) reach similar conclusions: there is ample, solid, and robust evidence for the existence of projection effects. Its two components, assimilation and contrast, appear to be of approximately similar significance in US presidential and congressional races. Beyond the US as the last remaining example of classical bi-partism, the assimilation of preferred parties appears to have a much more meaningful effect than the contrast of disliked ones. This has often been called the 'asymmetry' of projection effects which is defined by the alleged dominance of assimilation over contrast effects (Granberg and Holmberg, 1986; Granberg et al., 1988; Merrill et al., 2001; Krosnick, 2002).

Approaches to measuring projection effects frequently focus on the departure of subjective, voter-specific party placements from some baseline measure of 'objective' or 'true' party positions. The most common choice is to proxy unified party positions by the arithmetic mean of voter-specific party placements. This is based on the hope that the differences of subjective and 'objective' party positions and projection bias cancel each other out (Macdonald et al., 1991, 1995, 1998, 2001; Rabinowitz and Macdonald, 1989, 2007).

Alternative measurement strategies focus on external data sources such as roll calls, expert judgements, or manifesto data as indicators of 'true' party positions. External data may help to address problems such as endogeneity, but often come with problems of their own. Scalability problems complicate the use of any data source as an indicator of 'true' party positions. Differences of voter-specific party placements and external data, such as expert judgements, manifestos, or roll-call

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

data, may not unambiguously relate to misplacement and projection, but are also affected by conceptual and empirical inconsistencies among the data sources.

While we subscribe to most of the criticism put forward against unified and 'true' party positions, we nevertheless think that a straightforward quantification of projection bias needs to rely on some proxy for 'objective' party positions. We continue to use mean party placements over all respondents, because this measure still provides the least problematic yardstick for 'true' party positions. Notably, mean placements help to minimize scalability problems and avoid the loss of observations due to incomplete matching with other data sources.[5] However, we have replicated the analyses with alternative proxies of 'true' party positions such as expert judgements. While these results obtained with different indicators do not differ systematically, the combination of diverse measures and datasets adds a substantive amount of random noise. The web appendix documents these robustness checks.

Placement differences and projection bias

A necessary condition for the assertion of projection effects is a difference between spatial distances based on subjective and 'objective' party placements. Considering that our unit of analysis is not the location voter i assigns to party j, but rather the distance between the voter's self-placement and the assigned spatial party position, our unit of analysis may be written analogously to the difference of two city-block spatial distances or utilities:

1. Subjective placement differences U_s are given by the negative distance of the voter's self-placements (v_i) and subjective, voter-specific party placements p_{ij} ($U_s = -|v_i - p_{ij}|$).
2. 'Objective' placement mismatch U_o is given by the negative distance of the voter's self-placements and 'objective', unified party positions p_j ($U_o = -|v_i - p_j|$).
3. The difference between subjective and 'objective' placements ΔP is, in turn, given by

$$\Delta P = U_s - U_o = -|v_i - p_{ij}| - \left[-|v_i - p_j|\right]$$

Note that we label the difference of voter-specific and mean party locations (p_{ij} and p_j) relative to the voter v_i placement differences with ΔP. Actual values of ΔP yield some first insight into potential projection effects and differentiate between three alternative scenarios:[6]

1. $\Delta P = 0$: if ΔP equals 0, the voter's assessment of a political party equals the 'true' position and projection bias is absent by definition;
2. $\Delta P > 0$: if ΔP is positive, subjective party placements yield a higher utility than mean party positions and this *may* indicate projection bias (assimilation);

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

3. $\Delta P < 0$: if ΔP is negative, utilities based on 'objective' placements exceed subjective ones and this *may* also point to projection bias (contrast).

There are many potential reasons why voter-specific party placements may differ from 'objective' positions of political parties. Projection bias, be it assimilation or contrast, is only one possible explanation. The formal identification of projection bias requires one to relate the placement differences ΔP to some measure of party attachment and to compute the marginal effect of party identification on placement differences. Let us therefore assume that we obtain an indicator A for the attachment of the voter to any of the parties contesting in an election. Lower (higher) values of A indicate that she opposes (likes) this specific party. If there is projection bias, placement differences ΔP and party attachment A should be positively related: $\beta_1 > 0$: $\Delta P = \beta_1 A_{ij} + \beta_0$. The corresponding marginal effect is given by $\partial \Delta P / \partial A_{ij} = \beta_1$. Projection effects are only present when $\beta_1 > 0$. The intersection of the upward-sloping predicted effects with the zero line ($\Delta P = 0;\ U_s = U_o$) by definition separates contrast and assimilation.

Describing projection effects

We begin the empirical part with a justification of our case selection and briefly introduce as well as review the data at hand. The subsequent section turns to descriptive empirical findings about placement differences and projection bias regarding the two dimensions that define our political space, the left–right and the European integration scales.

Data and data sources

In this article, we present a secondary analysis of the EES data. The rich information gathered by the PIREDEU questionnaires includes data on self- and party-placements on the left–right and European integration dimension, a fine-grained indicator of party attachment, and some contextual variables which will be used to explore the causal determinants of projection effects.[7]

The PIREDEU questionnaires explore voter self-placements on a left–right and a European integration scale ($v_i \in [0, 10]$). The voters are required to place each party contesting in the EP elections on parallel programmatic scales ($p_{ij} \in [0, 10]$). This yields a total of four different scales which provide sufficient information to relate voter and party positions and to compute the principal dependent variables. Placement differences are given by the subtraction of 'objective' from subjective spatial distances which are computed separately for each dimension of political contestation: $\Delta P = -|v_i - p_{ij}| - [-|v_i - \bar{p}_{ij}|]$.

Turning to the principal independent variable, the EES include a fine-grained indicator for attachment to any of the platforms competing in the EP elections. Respondents are asked to indicate the probability with which they would 'ever' vote for a certain party on a scale ranging from 0 ['not at all probable'] to 10 ['very

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

probable'] yielding the 'propensity to vote' indicator (PtV). The empirical distribution of the PtV is, in statistical terms, strongly skewed to the right. This implies that more than 40 percent of those who are asked whether they would consider casting a vote for a specific political party promptly indicate that they are 'not at all' willing to do this (with PtV at or close to zero). While the remaining categories are about evenly distributed, the distribution has two additional, but less sharp-cut, peaks that indicate neutrality (with PtV at about five) and extremely favourable evaluations of the respective party (with PtV at or close to ten).

At this point, we need to specify a brief caveat and justify our use of PtV. Previous research has often been criticized for evaluating PtV instead of actual vote choice and thus confusing political preferences with political behaviour. While this survey question provides a lot of empirical variation, it is not always obvious what the probability to *ever* vote for a certain party actually means. This is even more complicated regarding the EES data given that empirical tests have shown that stated PtV is consistent with vote choice in national rather than EP elections (cf. Van der Brug et al., 2007). On these grounds, we believe that it is fundamentally flawed to use PtV, for example, as a proxy for stated vote choice. In contrast, we believe that it is justified to use PtV as a self-contained variable which is not modelled as a proxy for vote choice. For all practical purposes, the PtV item captures long-term attachments to political parties, provides an indicator of preferences rather than political behaviour, and is essentially merely another feeling thermometer which offers a fine-grained perspective on party attachment.

In this analysis, building on PtV as a more fine-grained measure of party attachment, A provides additional information and goes beyond preceding studies that persistently employed some kind of binary distinction between supporters and non-supporters of a political party. This kind of gross measure may well be sufficient for the analysis of two-party competition in US presidential and congressional elections. In multi-party systems, we believe this is an all too large simplification of the more complex and graduated preference structures. When there are multiple political parties competing, as in any member state of the European Union (EU), lumping a variety of different voters who possibly hold very different partisan and political preferences into the broad and diffuse category of 'non-supporters' does not make much sense, potentially introduces bias to our measurement, and is likely to decrease the empirical significance of contrast effects.

In order to facilitate the statistical analysis, the complex data matrix given by the PIREDEU dataset is transformed into a stacked, alternative-specific layout. Altogether, the dataset includes 27,069 individual voters, more than 155,000 party placements on the left–right dimension, and almost 130,000 party placements regarding European integration. The PIREDEU data provides sufficient empirical information to explore projection effects within the 27 national segments and for a total of 198 individual parties competing in the national segments of the 2009 elections to the EP.

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

Measures of placement differences

We begin the empirical part with some descriptive evidence on the average mismatch of subjective and 'objective' party placements on either political dimension. Note that the label 'mismatch' refers to absolute values of placement differences ΔP which algebraically boil down to the absolute mismatch of voter-specific and mean party placements: $|\Delta P| = |U_s| - |U_o| = |p_{ij} - p_j|$. We provide a brief descriptive summary of the distances between voter-specific placements and mean positions on both dimensions. The average mismatch on the left–right dimension is lower than on the European integration dimension. In the PIREDEU dataset, voter-specific party positions are on average about 1.64 scale points off the mark on the left–right dimension; the average mismatch amounts to 1.92 points on the European integration scale. The empirical distributions on both dimensions are positively skewed; in other words, the empirical values are concentrated on the left-hand side of the distribution, and the right-hand tail is considerably longer. More than fifty percent of the misplacements lie below 1.26 for the left–right and below 1.56 for the European integration scale.

The higher precision of left–right placements corresponds to the significantly higher salience of the encompassing left–right dimension. Political parties tend to send clear signals on their overall political orientation and voters are sufficiently informed about these positions. In contrast, party positions towards European integration are considerably less salient, not communicated explicitly, and voters often hold very little knowledge about EU politics. In sum, most voters are able to make sense of spatial party competition and to agree to a very significant extent on placements which closely resemble their 'true' positions which are proxied by the mean placements over all respondents. There is certainly also some visible disagreement concerning party placements, and we have to analyse these first findings in more detail to ascertain whether these differences occur due to projection effects or other factors such as limited cognitive resources and low salience of European integration matters.

Presence and magnitude of projection effects

As indicated before, we model the effects of party attachment A on placement differences ΔP to capture the sufficient conditions for projection effects. Given that voters are nested in party alternatives which are, in turn, nested in national contexts we apply hierarchical linear models with random intercepts at the party and voter levels and an additional random coefficient on party attachment at the party level.

There are, in principle, two alternative ways to estimate the descriptive model: PtV, our indicator of party attachment, is captured by an eleven-point scale and could either be treated as (1) a categorical or as (2) an interval variable. Building on this model, Table 1 provides a brief overview of projection effects on either dimension of the political space. We converted the fixed part of the hierarchical model to

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

Table 1. Describing projection effects; PtV as a categorical predictor

	Left–right		European integration	
Party attachment [PtV_{ijk}]	$\Delta\hat{U}_{lr}$	σ_{lr}	$\Delta\hat{U}_{ei}$	σ_{ei}
0	−1.2144	(0.0465)	−0.5459	(0.0429)
1	−0.7352	(0.0527)	−0.3125	(0.0550)
2	−0.5063	(0.0514)	−0.1692	(0.0522)
3	−0.2732	(0.0524)	−0.0503	(0.0536)
4	−0.1570	(0.0541)	0.0547	(0.0560)
5	0.0635	(0.0535)	0.1700	(0.0540)
6	0.1376	(0.0585)	0.2108	(0.0619)
7	0.1826	(0.0605)	0.3394	(0.0646)
8	0.2669	(0.0624)	0.3463	(0.0669)
9	0.3691	(0.0695)	0.3638	(0.0776)
10	0.6642	(0.0674)	0.4245	(0.0733)
N	128,145		105,813	

Notes: The dependent variables capture the placement differences on the left–right (ΔP_{lr}) and on the European integration dimension (ΔP_{ei}).

average predicted effects across all country and party contexts. Beginning with left–right, a voter tends to pull parties she strongly prefers by 0.66 scale points ($\sigma_{lr} = 0.067$) toward her personal position (assimilation; PtV = 10). On the other hand, she tends to push parties she strongly opposes by more than 1.21 scale points ($\sigma_{lr} = 0.047$) away (contrast; PtV = 0). Turning to the second policy dimension, European integration, projection effects are considerably weaker. Voters tend to pull strongly favoured parties by about 0.42 scale points ($\sigma_{ei} = 0.073$) toward their personal preference (assimilation) and push disfavoured ones about 0.55 points ($\sigma_{ei} = 0.043$) away (contrast).

The empirical estimates confirm highly significant effects of PtV on placement mismatch and, thus, meaningful projection effects regarding both left–right and European integration. The results obtained by the categorical model also corroborate the asymmetry hypothesis and provide a stronger contrast than assimilation effects on both political dimensions. Apparently, the magnitude of projection effects on the left–right is higher than on the European integration dimension and this reinforces our presumption that individuals feel a higher need to compensate cognitive inconsistencies when political issues are more salient.

The second option, namely treating PtV as a continuous variable, is more convenient regarding the ease of statistical estimation and the inclusion of interaction terms. Admittedly, this strategy involves assumptions about the linearity of parameters which are not supported by theory and may not be tenable. Recall that the previous model indicated substantive non-linearities of projection effects on both

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

Table 2. Describing projection effects; PtV as a continuous predictor

	Left–right		European integration	
	ΔP_{lr}		ΔP_{ei}	
Fixed effects				
Party attachment [ln PtV_{ijk}]	0.7076***	(0.0169)	0.3958***	(0.0204)
Constant	−1.2230***	(0.0483)	−0.5459***	(0.0469)
–Random effects–				
1: Country level				
RI [$\sqrt{\psi_k}$]	0.1922***	(0.0466)	0.2064***	(0.0384)
2: Party level				
RS [$\sqrt{\psi_{j,1}}$]	0.2178***	(0.0134)	0.2558***	(0.0169)
RI [$\sqrt{\psi_{j,0}}$]	0.4109***	(0.0240)	0.2940***	(0.0214)
3: Voter level				
Residual [$\sqrt{\theta}$]	1.9647***	(0.0044)	2.4755***	(0.0054)
N	128,145		105,813	
log. lik.	−269224.2756		−246455.6659	

Standard errors in parentheses.
*$p < 0.05$, **$p < 0.01$, ***$p < 0.001$.
Notes: The dependent variables capture placement differences on the left–right (ΔP_{lr}) and European integration dimensions (ΔP_{ei}). We report the results of hierarchical linear models with random effects at the country and party levels. RI indicates random intercepts, RS indicates random slopes and both give the standard deviation of the random effects at the respective level. The individual variance components are assumed independent, and all covariances are set to zero.

dimensions that constitute our political space. Because contrast effects appear to be much stronger than assimilation, we have decided to use the natural logs of PtV as our key independent variable.[8] Table 2 presents two hierarchical models that also substantiate the presence of projection effects on the left–right and the European integration dimension. The empirical findings reveal a positive, statistically significant, and substantively meaningful effect of logged PtV on placement differences regarding both dimensions.

Figure 1 illustrates these descriptive inferences graphically and provides a comparison to previous findings. The subpanels for left–right and for European integration plot the predicted effects from both models along with their respective confidence intervals. The thin continuous line and the grey-shaded confidence interval refer to the categorical predictors (cf. Table 1), the thick dashed line displays the predictions from the continuous model, and the thin dashed lines mark the associated confidence interval. The fact that both predictions are almost congruent and identical corroborates our confidence in the descriptive inferences and in the specification of *logged* PtV as the principal independent variable. Our confidence in

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

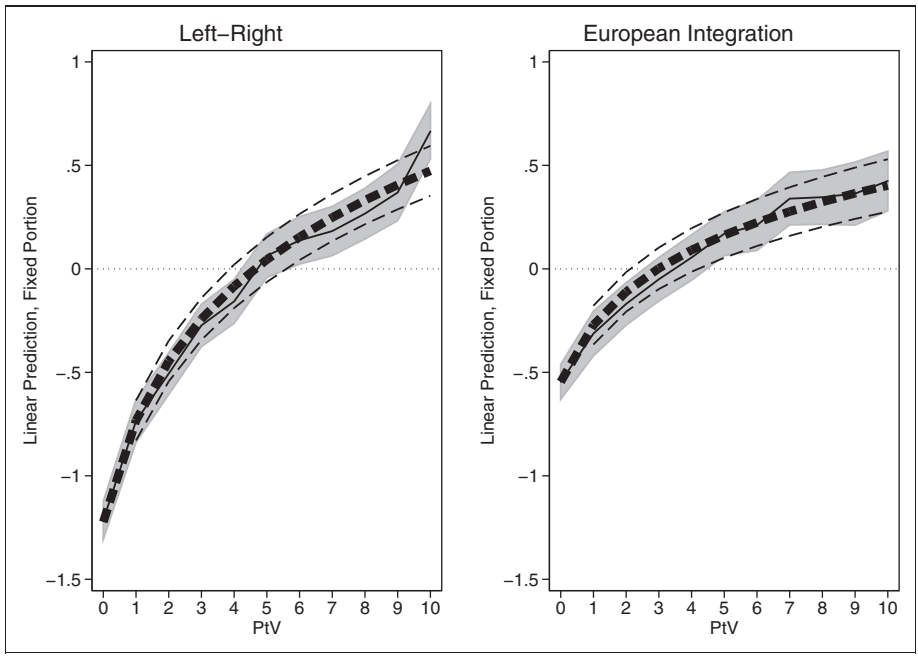


Figure 1. Comparing projection bias in the European political space.
Notes: The subpanels reproduce the mean trajectories for projection bias on the left–right (left-hand side) and on the European integration dimension (right-hand side). There are two statistical expressions: (1) the thin solid line and the grey-shaded area specify the predicted values and their 95 percent confidence interval from the categorical specification in Table 1; (2) the thick dashed line and the thin dashed lines represent the predicted values and confidence intervals from the continuous specification in Table 2. The dashed horizontal line ($\Delta p = 0$) separates contrast (below) from assimilation effects (above).

these descriptive inferences is further reinforced by a series of additional robustness checks which we cannot fully document here due to space constraints.[9]

The descriptive inferences reveal three principal insights into the nature of projection effects:

1. Projection bias affects party placements both in a statistically significant and a substantively meaningful manner.
2. Projection bias is more effective on the left–right than on the European integration dimension. This finding confirms the idea of classical contributions to social psychology that voters try to work around perceived inconsistencies the more the specific issue matters to them, and most voters perceive the encompassing left–right dimension as much more salient than European integration. In contrast, if we measured the persuasion of voters by advertised party politics, we would be likely to find higher levels on the by far less salient European integration dimension.

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

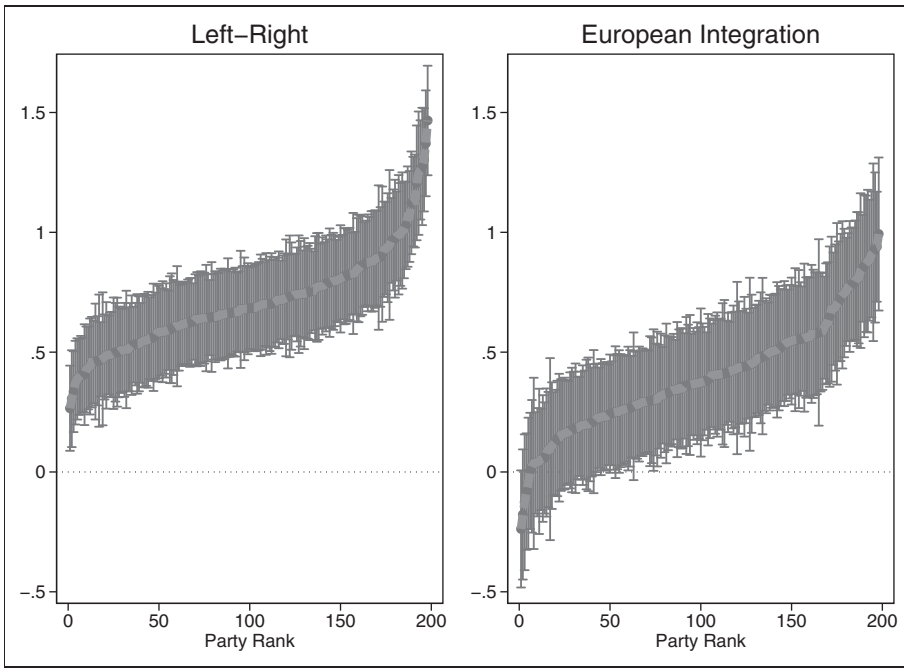


Figure 2. Party-specific random slopes on the left–right and European integration dimension in European Parliament elections.
Notes: The subpanels reproduce the election- and party-specific slopes on PtV and their respective 95 percent confidence intervals.

3. The novel operationalization of party attachment with a straightforward focus on the PtV explicitly refers, in stark contrast to the findings of previous studies, to the dominance of contrast over assimilation effects.

To probe more deeply into the context dependency of our findings, we now examine the random effects part of our models. The descriptive inferences in Table 2 stipulate random slopes on logged PtV which allow projection effects to vary across heterogeneous national and party contexts. Likelihood-ratio tests confirm that there is considerable empirical heterogeneity and indicate that random coefficient models yield a far better fit than simpler random intercept models.[10]

Figure 2 presents a more detailed assessment of causal heterogeneity at the party level. Note that the total projection effect is given by the estimated coefficients β plus the respective party-specific predictions for the random slopes ζ_j. While empirical evidence for projection effects on the left–right scale is robust and stable, the specific magnitude of assimilation and contrast varies considerably. Among the 198 political parties included, the predicted slopes on logged PtV range from a low of 0.26 up to 1.39. The empirical findings regarding European integration are similar,

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

but effects are considerably weaker. For as many as 191 of the 198 political parties we estimate an overall positive slope which indicates the presence of projection effects. The individual predictions of party-specific coefficients vary between −0.41 and 1.02.

Explaining projection effects

While we have presented reliable and robust descriptive evidence for the presence of projection effects, we still lack empirical evidence on whether assimilation and contrast occur independently of different contexts or whether these phenomena are actually caused by specific contexts. In this section, we first introduce a distinction between unsystematic and systematic projection effects and discuss potential explanatory variables. Subsequently, we demonstrate that assimilation and contrast are unsystematic rather than systematic phenomena and are not linked to key contextual determinants at the voter, party, or national level in any robust fashion.

Unsystematic and systematic projection effects

Regarding the causal inferences, we distinguish between unsystematic and systematic projection effects. We have, roughly speaking, less to worry about when projection effects are unsystematic. Without the important role of contextual and systematic determinants, the presence and the magnitude of assimilation and contrast effects are exclusively defined by the evaluation of a specific party alternative and an i.i.d. random error. Systematic projection effects in contrast warrant additional concerns. When assimilation and/or contrast effects are systematically conditioned by contextual effects at the voter, party, or country level, our voter-specific party placements are not only systematically distorted, but also much more difficult to correct or rescale.

Because the descriptive inferences have shown the empirical asymmetry of projection effects and indicated that contrast is more effective than assimilation, we have decided to split our empirical sample and to analyse the determinants of assimilation and contrast in separate samples. Effectively, we focus on one dataset of cases that fulfills the necessary condition for assimilation ($\Delta P = U_s - U_o > 0$) and another that meets the necessary condition for contrast effects ($\Delta P < 0$). Cases of 'leapfrogging' have again been removed from the analysis. To yield comparable results and facilitate the interpretation of our findings, we use absolute values of our dependent variables. Therefore, they indicate placement mismatch $|\Delta P|$ so that lower values refer to potentially weak, while higher values indicate potentially strong, levels of assimilation or contrast.

To build our models, we regress the absolute values of placement mismatch $|\Delta P|$ on a set of explanatory variables and on the interactions of these independent variables with logged PtV: $|\Delta P| = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{PtV}_{ijk} + \beta_2 \boldsymbol{X} + \beta_3 \mathrm{PtV}_{ijk} \boldsymbol{X}$. This is done separately for assimilation and contrast and for the left–right and the European integration dimension. Note that an association of absolute placement mismatch

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

with a contextual variable does not sufficiently define projection effects, but rather indicates whether a contextual variable facilitates or exacerbates the correct placement of a political party.

To assess the effects of contextual variables on assimilation and contrast in a more straightforward fashion, we interact contextual characteristics $\boldsymbol{X}$ with the key indicator of party attachment PtV_{ijk}. The marginal effects of $\boldsymbol{X}$ indicate the impact of context variables on assimilation and contrast. We consider projection effects to be systematic if (and only if) the interaction of PtV with an explanatory variable is statistically significant and substantively meaningful. In contrast, projection effects may be considered unsystematic and independent of the electoral contexts when there are no statistically *and* substantively noteworthy interactions. Ultimately, we add random intercepts at the party ($\zeta_{0,j}$) and country ($\zeta_{0,k}$) levels and also include a random slope on logged PtV at the party level ($\zeta_{1,j}$) in order to control for the effects of unmodelled contextual variables:

$$\begin{aligned}\Delta\mathrm{P} &= \beta_{0,jk} + \beta_{1,jk}\ln\mathrm{PtV}_{ijk} + \beta_2\ln\mathrm{PtV}_{ijk}\cdot\mathrm{X}_i + \beta_3\ln\mathrm{PtV}_{ijk}\cdot\mathrm{X}_j + \beta_4\ln\mathrm{PtV}_{ijk}\mathrm{X}_k + \varepsilon_{ijk}\\ &= [\beta_0 + \zeta_{0,j} + \zeta_{0,k}] + [\beta_1 + \zeta_{1,j}]\ln\mathrm{PtV}_{ij} + \beta_2\ln\mathrm{PtV}_{ijk}\cdot\mathrm{X}_i + \beta_3\ln\mathrm{PtV}_{ijk}\cdot\mathrm{X}_j\\ &\quad + \beta_4\ln\mathrm{PtV}_{ijk}\mathrm{X}_k + \varepsilon_{ijk} \qquad (1)\end{aligned}$$

Having defined systematic and unsystematic projection effects, we will now review and operationalize a number of potential causal effects at the individual, the party, and the national level and present testable hypotheses regarding (1) their direct effects on the overall magnitude of placement differences and (2) their interaction with logged PtV which indicates their modifying impact on, respectively, assimilation and contrast.

Voter sophistication. We start with voter-specific causes of projection bias and discuss whether some voters are more likely to misplace parties and/or more likely to project their own positions upon preferred parties than others. The voters' varying levels of political information and sophistication should correlate with the capability to process political information and to locate parties within a political space. Preceding research has demonstrated that educated, informed, and sophisticated voters are more likely to base their electoral choice upon the evaluation of policy positions.

Each of the subsequent hypotheses comes in two parts and includes suppositions about the effects of contextual variables on the absolute level of mismatch $|\Delta P|$ (the main effects) and about the modifying impact of the variable on, respectively, assimilation or contrast (the interactive effects):

(i) Regarding the absolute level of mismatch, our voter sophistication hypothesis posits that sophisticated voters are, by and large, more likely to place political parties close to their 'true' position.
(ii) With reference to the impact of voter sophistication on both assimilation and contrast, we posit that sophisticated voters ascribe a higher salience to issues,

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

tend to rely more frequently on issue voting, and are thus more likely to shift party positions either away from or towards their own policy position.

The PIREDEU survey modules allow us to construct an index of political sophistication, since the questionnaires include a total of seven items on the factual political knowledge of both domestic and European politics. Our indicator of political knowledge simply adds up the number of correctly answered knowledge questions, therefore ranging from zero to seven (every question answered correctly).

Voter extremism. Individual ideological or programmatic orientations may affect mismatch, assimilation, and contrast. We assume that extremist voters tend to interpret and understand ideological and/or programmatic scales differently from centrist voters:

(i) Party placements of extremist voters will therefore be more 'off the mark' than those of moderate voters with regard to the absolute mismatch of subjective and objective party placements $|\Delta P|$.
(ii) We further assume that these differences in the interpretations of spatial dimensions also affect the specifics of projection bias and increase the magnitude of assimilation and contrast effects.

In terms of left and right, we consider voters extremist when they lean either to the very left or to the very right, and we operationalize left–right extremism with the squared values of the centered left–right placements ($[v_i^{\mathrm{lr}}]^2$). In terms of European integration, we look at voter extremism via squared voter self-placements on the European integration scale ($[v_i^{\mathrm{ei}}]^2$).

Party extremism. Possible determinants of projection effects are not restricted to the voter level, but are also considered with regard to the issue positions of political parties and basic features of party competition. Usually, when parties move towards the political extremes, their position is clearly visible, their extremist ideology is discussed in public discourses, and their positions may be easily discerned from those of the mainstream parties:

(i) Voters will therefore have less problems agreeing on the positions of extremist than on those of mainstream parties, and
(ii) Party extremism will increase the magnitude of projection effects.

For instance, voters who like an extremist party tend to rank it not as extreme as voters do who do not like or even strongly dislike it. We assess party extremism with the squared values of the average, centered party placements by all respondents on the left–right ($[p_j^{\mathrm{lr}}]^2$) and on the European integration dimension ($[p_j^{\mathrm{ei}}]^2$).

The ambiguity of party positions. We continue with features of political parties and inspect the clarity of programmatic party positions. Quite often voters simply lack

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

sufficient information to place parties on issue scales, because these parties deliberately present ambiguous policy positions. A broad range of contributions have shown that parties that blur their issue positions may actually be better off (cf. Shepsle, 1972; Tomz and van Houweling, 2009; Rovny, 2012). When parties present clear, explicit, and unified positions, it will be harder for voters to ignore these prevalent signals and then to project their own preferences upon party platforms:

(i) With regard to the main effects of party unity and clarity, we hypothesize that clear and unified party positions tend to reduce the average mismatch of subjective and 'objective' party placements.
(ii) We also posit that the ambiguity of programmatic party positions will increase and that the unity and clarity of party positions will diminish the extent of assimilation and contrast. Programmatic party ambiguity is measured by the standard deviation, σ_j, of party placements on the left–right and European integration scales. Low scores of σ_j indicate unified party positions, and higher values indicate ambiguous party positions.

Incumbency. Projection bias may be causally related to incumbency. Parties in national government have a high degree of visibility in the media and in public discourse. Their track record in office usually provides sufficient information to locate incumbent parties on a number of issue dimensions. In contrast, opposition parties often demand and/or propose substantive political change that is often only vaguely defined. We thus expect that voters generally have more difficulties in accurately placing opposition than government parties and that opposition parties are more likely to be evaluated with high levels of assimilation and contrast, because they lack a visible track record and are regularly associated with decisive, but often insufficiently defined, policy change. In the empirical analysis, incumbency is assessed by the dummy variable G_j. Data on the incumbency status on the election date was compiled from the ParlGov database and merged with the PIREDEU dataset (cf. Döring, 2013).

Fragmentation of party systems. We now shift our focus from individual parties to systemic features of party competition. In terms of overall placement mismatch, it will be easier for voters to process information and to correctly place political parties on competitive issue dimensions when there is only a limited level of party system fragmentation. However, focusing more explicitly on projection effects, a lower number of parties opens up more room for manoeuvre and for shifting individual parties within the political space. The concentration of party systems also allows for the emergence of more clear-cut, manifest patterns of party evaluation. We thus hypothesize that a lower number of parties tends to allow for, on average, more accurate party placements, but also for more intense projection bias.

We measure the fragmentation of national electorates in EP elections by the effective number of parties (Laakso and Taagepera, 1979). Building on the vote

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

shares gained by political parties, the index is given by $N_v = [\sum_{j=1}^{n} v_j^2]^{-1}$. Empirical data on the individual parties' vote shares that is required to compute fragmentation scores was also taken from the ParlGov dataset.

Polarization of party systems. Ultimately, we broaden our perspective to also cover features of party system polarization. Expectations about potential effects of polarization on assimilation and contrast may be considered from various angles:

(i) Significant levels of polarization among political parties indicate the politicization of an issue and the provision of crystallized and discernible party positions. We argue that clear programmatic divisions allow voters to clearly capture individual party positions and this helps to reduce the average mismatch of subjective and 'objective' placements.
(ii) In contrast, if polarization also induces bitter conflicts, voters may develop more uncompromising evaluations of political parties which, in turn, propel and reinforce projection effects. While polarization therefore reduces the average mismatch of subjective and 'objective' party placement, we expect that, at the same time, it increases the propensity to assimilate liked and to contrast disliked candidates.

We use the Dalton index to measure party system polarization (Dalton, 2008: 906). Generally speaking, the index builds on the average deviation of individual party positions from the mean party position, $\bar{p}$, and these differences are weighted by the respective parties' vote shares v_j:

$$D = \left[\sum_{j=1}^{n} v_j (p_j - \bar{p})^2 \right]^{0.5}.$$

Given that we evaluate seven independent causal determinants on the mismatch of subjective and objective party placements and on assimilation and contrast, our theoretical argument is complex and involves both the main effects of the explanatory variables and their interaction with party attachment. For convenience, Table 3 wraps up the hypotheses at the voter, party, and national levels.

Empirical determinants of assimilation and contrast

Table 4 presents the empirical findings and summarizes our causal inferences on the determinants of assimilation and contrast. We have analysed the absolute values of mismatch for potential cases of assimilation ($\Delta P > 0$; Models 1 and 3) and contrast ($\Delta P < 0$; Models 2 and 4) separately. We also ran separate models for the left–right and the European integration dimension. Recall that evidence for assimilation and contrast is present whenever the difference of subjective and mean party placements systematically co-varies with the voters' propensity to cast a vote for a certain party.

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

Table 3. A summary of the causal hypotheses

Variable	(1) Mismatch $\lvert\Delta P\rvert$	(2a) Assimilation	(2b) Contrast
–Voter level–			
Sophistication	decrease	increase	increase
Extremism	Increase	increase	increase
–Party level–			
Extremism	decrease	increase	increase
Ambiguity	decrease	decrease	decrease
Incumbency	decrease	decrease	decrease
–Party system level–			
Fragmentation	increase	increase	increase
Polarization	decrease	increase	increase

Beginning with the individual level, voter sophistication tends to reduce placement differences so that informed voters regularly place parties much closer to their 'true' positions. Across the board, voters who hold extremist preferences or support extremist ideologies tend to place parties less accurately than centrist, mainstream voters, because their understanding of issue dimensions and programmatic competition obviously 'differs'.

Turning towards the party level, we find a clear association of programmatic party ambiguity with the average levels of misplacement. Parties which offer unified and clear programmatic positions are significantly less likely to be misplaced by the voters in any of the four models. In contrast, the findings with regard to the effects of party extremism are mixed: a majority of our models indicates that party extremism reduces placement error (Models 2–4), but there also appears to be conflicting evidence (Model 1).

Moving up levels, we find, contrary to our hypotheses, almost no evidence for the empirical consequences of party system features such as fragmentation and polarization. Across our four models there is no significant or substantively meaningful association of placement differences with the fragmentation of electoral party systems and no consistent and meaningful association with our polarization indicator either.

These results shed some light on the determinants of party misplacement. Yet, as indicated, assimilation and contrast are causal effects and cannot be directly observed. Differences among subjective and 'objective' party placements per se do not sufficiently identify projection effects. Instead, causal determinants are captured by conditions that modify the effect of party attachment on utility differences. With regards to the interactions of (logged) PtV with contextual variables from the three hierarchical layers of the model, the empirical evidence is much more ambiguous. There are only a few indications of systematic projection effects. The empirical estimates are either statistically insignificant, substantively meaningless, or differ

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

Table 4. Causal inferences on projection effects

	Left–right				European integration			
	Assimilation; $\Delta P > 0$ (1)		Contrast; $\Delta P < 0$ (2)		Assimilation; $\Delta P > 0$ (3)		Contrast; $\Delta P < 0$ (4)	
–Main effects–								
Party attachment [$\ln \mathrm{PtV}_{ij}$]	0.6927***	(0.1250)	−0.4080**	(0.1270)	−0.1235	(0.1479)	−0.1961	(0.1667)
Pol. sophistication [S_i]	−0.0601***	(0.0059)	−0.0511***	(0.0042)	−0.0652***	(0.0060)	−0.0187**	(0.0059)
Voter extremism [v_i^2]	0.0575***	(0.0010)	0.0304***	(0.0007)	0.0926***	(0.0010)	0.0250***	(0.0010)
Party extremism [p_j^2]	0.0752***	(0.0059)	−0.0694***	(0.0042)	−0.0178*	(0.0082)	−0.0754***	(0.0076)
Party unity [δ_j]	0.6399***	(0.0495)	0.7228***	(0.0357)	0.4265***	(0.0610)	0.9174***	(0.0538)
Incumbency [G_j]	0.0892*	(0.0453)	−0.0760*	(0.0336)	0.1155**	(0.0377)	0.0790*	(0.0369)
Fragmentation [N_v]	0.0026	(0.0170)	−0.0080	(0.0143)	0.0023	(0.0153)	−0.0030	(0.0120)
Polarization [D]	0.0113	(0.0319)	−0.0554*	(0.0264)	−0.0066	(0.0344)	0.0647*	(0.0284)
Constant	−0.7175**	(0.2362)	0.8773***	(0.1859)	−0.0760	(0.2690)	−0.2860	(0.2349)
–Interactive effects–								
$\ln \mathrm{PtV}_{ij} . S_i$	−0.0044	(0.0035)	−0.0071*	(0.0034)	0.0203***	(0.0038)	−0.0027	(0.0043)
$\ln \mathrm{PtV}_{ij} \cdot v_i^2$	0.0007	(0.0006)	−0.0013*	(0.0007)	−0.0072***	(0.0006)	−0.0002	(0.0007)
$\ln \mathrm{PtV}_{ij} \cdot p_j^2$	−0.0268***	(0.0036)	0.0362***	(0.0037)	0.0347***	(0.0056)	0.0623***	(0.0062)
$\ln \mathrm{PtV}_{ij} \cdot \delta_j$	−0.1589***	(0.0287)	−0.0619*	(0.0288)	0.0223	(0.0340)	−0.0887*	(0.0387)
$\ln \mathrm{PtV}_{ij} \cdot G_j$	−0.0692*	(0.0270)	0.0554*	(0.0275)	−0.0811***	(0.0237)	−0.0436	(0.0268)
$\ln \mathrm{PtV}_{ij} \cdot N_v$	−0.0116	(0.0080)	0.0028	(0.0081)	−0.0027	(0.0074)	0.0298***	(0.0081)
$\ln \mathrm{PtV}_{ij} \cdot D$	−0.0302	(0.0161)	0.0321	(0.0165)	0.0052	(0.0174)	−0.0325	(0.0196)

(continued)

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

Table 4. Continued

	Left–right				European integration			
	Assimilation; $\Delta P > 0$ (1)		Contrast; $\Delta P < 0$ (2)		Assimilation; $\Delta P > 0$ (3)		Contrast; $\Delta P < 0$ (4)	
–Random effects–								
1: Country level								
RI [$\sqrt{\psi_k}$]	0.0891***	(0.0300)	0.0875***	(0.0221)	0.0848***	(0.0247)	0.0427***	(0.0262)
2: Party level								
RS [$\sqrt{\psi_{j,1}}$]	0.1329***	(0.0104)	0.1385***	(0.0105)	0.0981***	(0.0103)	0.1112***	(0.0114)
RI [$\sqrt{\psi_{j,0}}$]	0.2142***	(0.0185)	0.1568***	(0.0130)	0.1502***	(0.0166)	0.1473***	(0.0153)
3: Voter level								
Residual [$\sqrt{\theta}$]	1.1061***	(0.0038)	1.2363***	(0.0036)	1.2451***	(0.0043)	1.4001***	(0.0047)
N	43397		58912		42250		44627	
log. lik.	−66258.1384		−96372.4656		−69421.4484		−78531.9015	

Standard errors in parentheses.
*$p < 0.05$, **$p < 0.01$,***$p < 0.001$.
Notes: RI indicates random intercepts, RS indicates random slopes and both give the standard deviation of the random effects at the respective level. The individual variance components are assumed independent, and all covariances are set to zero.

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

between our models for assimilation and contrast or with regard to the two dimensions of political contestation.

In sum, the causal analysis has identified some empirical determinants of the absolute mismatch of subjective and 'objective' party placements. Particularly, low levels of voter sophistication, extremist voter ideologies, programmatic ambiguity, and discordance within political parties contribute to placement differences and errors. However, our analysis failed to point out any specific interaction between these (and other) context effects on the association of placement mismatch and the PtV. Projection effects thus appear to occur rather independently of socio-political and institutional contexts. Thus, assimilation and contrast are unsystematic rather than systematic effects.

Findings, remedies, and perspectives

The theoretical arguments and empirical findings in this article are important and consequential for a number of reasons: established hypotheses from political psychology are effectively corroborated by our analysis of party placements in the most recent wave of the EES. Party placements are systematically distorted by the individuals' PtV for a certain party, and these projection effects are much stronger on the salient left–right scale than on the less salient European integration scale.

Building on what is, to our knowledge, the most comprehensive and exhaustive comparative dataset on projection effects, we were also able to assess the robustness of our findings across the currently 27 member states of the EU, 198 political parties or lists competing in the 2009 EP elections, and two specific dimensions of political competition. While the well-established patterns of assimilation and contrast play out on both dimensions, our novel empirical operationalization, which builds on the fine-grained PtV as the key independent variable, reveals that contrast appears to outweigh assimilation effects in multiparty electoral competition.

Our analysis ultimately aimed to explore the causal determinants of assimilation and contrast. We find much more evidence for the lack of, than for the significance of, causal and contextual effects. By and large projection effects appear to be unsystematic and context-independent rather than systematic and context-dependent. In subsequent research, our descriptive and causal inferences may be utilized to develop rescaling techniques which correct for the distortion of idiosyncratic party placements by assimilation and contrast.

In the realm of practical politics, projection effects may easily affect an individual's vote choice and facilitate a spillover from non-policy to policy utilities. Whenever voters like a specific candidate or party due to non-policy considerations, these convictions may help to artificially fabricate more favourable policy utilities as well. As a result, the overall utility function which consists of policy and non-policy utility terms (cf. Adams et al., 2005) may favour that candidate or party even more, increase the PtV for that party, and help to change the voter's choice.

While projection effects are an interesting phenomenon per se, there are also significant consequences for models of electoral choice. Supporters of the

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

directional voting camp have repeatedly argued that projection effects imply a contamination of proximity utilities with non-spatial considerations so that the significance of proximity voting may be overestimated and the impact of alternative models of spatial voting and of non-policy motives underestimated (Macdonald et al., 1991, 1998, 2001). The bias implied by projection effects potentially leads to biased inferences on the determinants of electoral choice.

Funding

This work was supported by the Austrian Science Fund (FWF) (grant number P21797).

Notes

1. Rabinowitz and Macdonald refer to this as 'rationalization'. However, we will stick with the term 'projection effects', composed of assimilation and contrast, throughout this text. This terminology has previously been utilized by Merrill et al. (2001) and Adams et al. (2005) and it dates back to the earlier works in cognitive psychology cited above (cf. Heider, 1958; Sherif and Hovland, 1961; Wedell et al., 2007).
2. Regarding the limited perspective of this article, we cannot present a thorough review of the political psychology literature. Instead, Jon Krosnick (2002) provides an excellent overview of classical contributions to cognition theory and their application to the study of voter perceptions and projection effects.
3. While cross-sectional analyses often corroborate the existence of projection effects, the empirical evidence is also consistent with a whole gamut of alternative explanations, for example '(1) perspective effects, (2) policy-based evaluation and persuasion, (3) variation in candidate's issue statements (Rovny, 2012), and (4) the agreement principle' (Krosnick, 2002, 121–122).
4. There is an extensive debate concerning the merits and setbacks of various measures such as the analysis of party manifestos, computerized text analysis, expert surveys on party locations, or roll-call data. Due to space constraints, we cannot adequately summarize these controversies. A good starting point for this literature includes Marks (2007) and other articles in a special issue of *Electoral Studies* 1/2007.
5. Of course, no operationalization of 'objective' party positions fully captures the underlying latent concept. However, we like to check that separately for each measure and feel a little uneasy by estimating latent variables from divergent data sources. It is very difficult to understand the position scores produced by such a procedure, to assess options and limitations of these data, and to meaningfully apply these scores to real-world political analysis. We simply do not know enough about the properties of position scores that are extracted from a variety of different issues. Such a task would need to be addressed in additional publications.
6. At this point we hasten to add one additional caveat: there are a number of cases where the voter does not only pull a party towards her own position, but also reverses the ordering of party and voter positions ('leapfrogging'). Although the results do not significantly differ, we decided to remove all cases from our sample where the party position did not remain on the same 'side' either on the left–right and/or the European integration dimension. The extent of 'leapfrogging' amounts to roughly 16 percent of all respondents on the left–right dimension and approximately 23 percent on the European integration dimension.

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

7. Further details about the aims, the study components such as the voter and candidate surveys or the media and manifesto studies, and the methodological foundations of the PIREDEU project can be accessed on the internet: http://www.piredeu.eu.
8. Given that the original PtV scale ranges from zero to ten and that the logarithm of zero is not defined, we have shifted the scale by one point. Thus, our logged scale may take on values from ln 1 to ln 11.
9. For example, we substituted a number of alternative external proxies as yardsticks for 'true' party positions such as manifesto data and alternative expert surveys. These results are available via the web appendix.
10. Random intercept models (not shown here) are rejected in favour of random slope models. The statistically significant test statistics are $\chi^2 = 658.81$ for left–right and $\chi^2 = 406.28$ for the European integration dimension.

References

Adams JF, Merill S and Grofman B (2005) *A Unified Theory of Party Competition. A Cross-National Analysis Integrating Spatial and Behavioral Factors*. Cambridge: Cambridge University Press.

Conover PJ and Feldman S (1982) Projection and the perception of candidates' issue positions. *Western Political Quarterly* 35(2): 228–244.

Dalton RJ (2008) The quantity and the quality of party systems. *Comparative Political Studies* 41(7): 899–920.

Downs A (1957) *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row.

Döring H (2013) The collective action of data collection: A data infrastructure on parties, elections and cabinets. *European Union Politics* 14(1): 161–178.

Festinger L (1957) *A Theory of Cognitive Dissonance*. Stanford: Stanford University Press.

Granberg D and Brown TA (1992) The perception of ideological distances. *Western Political Quarterly* 45(3): 727–750.

Granberg D and Holmberg S (1986) Political perception among voters in Sweden and the U.S.: Analyses of issues with explicit alternatives. *Western Political Quarterly* 39(1): 7–28.

Granberg D, Kasmer J and Nanneman T (1988) An empirical examination of two theories of political perception. *Western Political Quarterly* 41(1): 29–46.

Heider F (1958) *The Psychology of Interpersonal Psychology*. New York: Wiley.

Judd CM, Kenny DA and Krosnick JA (1983) Judging the positions of political candidates: Models of assimilation and contrast. *Journal of Personality and Social Psychology* 44(5): 952–963.

Krosnick JA (1990) Americans' perceptions of presidential candidates: A test of the projection hypothesis. *Journal of Social Issues* 46(2): 159–182.

Krosnick JA (2002) The challenges of political psychology: Lessons to be learned from research on attitude perceptions. In: Kuklinski JH (ed.) *Thinking About Political Psychology*. New York: Cambridge University Press.

Laakso M and Taagepera R (1979) 'Effective' number of parties: A measure with application to West Europe. *Comparative Political Studies* 12(1): 3–27.

Macdonald SE, Listhaug O and Rabinowitz G (1991) Issues and party support in multiparty systems. *American Political Science Review* 85(4): 1107–1131.

Macdonald SE, Listhaug O and Rabinowitz G (1995) Political sophistication and models of issue voting. *British Journal of Political Science* 25(4): 453–483.

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013

Macdonald SE, Rabinowitz G and Listhaug O (1998) On attempting to rehabilitate the proximity model: Sometimes the patient just can't be helped. *Journal of Politics* 60(3): 653–690.

Macdonald SE, Rabinowitz G and Listhaug O (2001) On further efforts to rehabilitate the proximity model. *Journal of Politics* 63(2): 482–500.

Markowski R and Tucker JA (2007) Subjective vs. objective proximity in Poland: New directions for the empirical study of political representation. In: *Annual meeting of the American Political Science Association*, Chicago, IL, 30 August–2 September 2007.

Marks G (2007) Introduction: Triangulation and the square-root law. *Electoral Studies* 26(1): 1–10.

Merrill S, Grofman B and Adams JF (2001) Assimilation and contrast effects in voter projections of party locations: Evidence from Norway, France, and the USA. *European Journal of Political Research* 40(2): 199–221.

Miller AH, Wattenberg MP and Malanchuk O (1986) Schematic assessments of presidential candidates. *American Political Science Review* 80(2): 521–540.

Osgood CE and Tannenbaum P (1955) The principle of congruity and the prediction of attitude change. *Psychological Review* 62(1): 42–55.

Rabinowitz G and Macdonald SE (1989) A directional theory of issue voting. *American Political Science Review* 83(1): 93–121.

Rabinowitz G and Macdonald SE (2007) Simulating models of issue voting. *Political Analysis* 15(4): 406–427.

Rahn WM, Krosnick JA and Beuning M (1994) Rationalization and derivation processes in survey studies of political candidate evaluation. *American Journal of Political Science* 38(3): 58238.

Rovny J (2012) Who emphasizes and who blurs? Party strategies in multidimensional competition. *European Union Politics* 13(2): 269–292.

Shepsle K (1972) The strategy of ambiguity. *American Political Science Review* 66(2): 555–568.

Sherif M and Hovland CI (1961) *Social Judgment: Assimilation and Contrast Effects in Communication and Attitude Change*. New Haven: Yale University Press.

Tomz M and van Houweling RP (2008) Candidate positioning and voter choice. *American Political Science Review* 102(3): 303–318.

Tomz M and van Houweling RP (2009) The electoral implications of candidate ambiguity. *American Political Science Review* 103(1): 83–98.

Van der Brug W, van der Eijk C and Franklin MN (2007) *The Economy and the Vote: Economic Conditions and Elections in Fifteen Countries*. Cambridge: Cambridge University Press.

Wedell DH, Hicklin SK and Smarandescu LO (2007) Contrasting models of assimilation and contrast. In: Stapel DA and Suls J (eds) *Assimilation and Contrast in Social Psychology*. New York: Psychology Press, pp. 45–74.

Downloaded from eup.sagepub.com by guest on November 25, 2013