

Simulieren oder fragen? Strategien zur Ermittlung der politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung am Beispiel der Europawahlen 2009

Bernhagen, Patrick; Rose, Richard

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

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

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Bernhagen, P., & Rose, R. (2012). Simulieren oder fragen? Strategien zur Ermittlung der politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung am Beispiel der Europawahlen 2009. *Methoden, Daten, Analysen (mda)*, 6(2), 133-156. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-343397>

Nutzungsbedingungen:

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

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

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

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

Simulieren oder fragen?

Strategien zur Ermittlung der politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung am Beispiel der Europawahlen 2009

To Ask or To Simulate?

Estimating the Political Effects of Low Turnout at the 2009 European Parliament Elections

Patrick Bernhagen und Richard Rose

Zusammenfassung

Die politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung sind immer ein wiederkehrendes Thema politischer und politikwissenschaftlicher Debatten. Insbesondere wird diskutiert, ob bestimmte Parteien durch eine niedrige Beteiligung benachteiligt und andere bevorteilt werden. Um dies zu prüfen, werden in der Literatur unterschiedliche Herangehensweisen vorgeschlagen. Zum einen werden Nichtwähler nach der Wahl zu ihren hypothetischen Wahlentscheidungen befragt. Zum anderen werden diese nicht getroffenen Entscheidungen durch statistische Modelle prädiziert. In diesem Beitrag werden die Wahlentscheidungen der Nichtwähler in der Europawahlstudie 2009 durch multiple Imputation simuliert. Die Simulation zeigt, dass dutzende Parteien zum Teil erhebliche Gewinne und Verluste zu erwarten hätten, wenn die Wahlbeteiligung bei den EP-Wahlen die der jeweils vorausgegangenen nationalen Hauptwahl erreicht hätte. Ferner werden die so ermittelten Beteiligungseffekte mit den Ergebnissen eines alternativen Ansatzes verglichen, welcher auf der Selbstauskunft der Nicht-

Abstract

The political effects of low turnout at elections are a recurring theme in politics and political science. Particular interest concerns the possibility that certain parties might gain and others lose from low voter turnout. Different methods have been proposed to estimate these effects. Some authors ask self-reported non-voters in surveys how they would have voted had they voted. Others predict these hypothetical vote choices statistically. We contribute to the discussion by simulating the vote choices of abstainers with the help of multiple imputation, using data from the 2009 European Election Study. The simulations show that numerous parties would have incurred considerable gains and losses compared to the actual results if the turnout at the 2009 EP election had reached the levels recorded at the preceding first-order election in each member state. We also compare our counterfactual election results with findings based on the reported hypothetical vote choices of non-voters in the 2009 European Election Study. Estimates of turnout effects based on multiple imputation are on aver-

wähler in der Europawahlstudie basiert. Die Simulation durch multiple Imputation zeigt durchschnittlich höhere Beteiligungseffekte als die kontrafaktische Selbstauskunft. Die Differenzen sind dabei unabhängig sowohl von der Größe der Beteiligungseffekte als auch von der Anzahl der Parteien.

age larger than those based on non-voters' reported hypothetical vote choices. The differences depend neither on the size of the turnout effects nor on the number of parties.

1 Die politischen Folgen niedriger Beteiligung bei Nebenwahlen

Die politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung sind ein immer wiederkehrendes Thema politischer und politikwissenschaftlicher Debatten. Insbesondere wird diskutiert, ob bestimmte Parteien durch eine niedrige Beteiligung benachteiligt und andere bevorteilt werden. Dies könnte weitreichende Folgen für die Qualität politischer Repräsentation haben (Lijphart 1997). Niedrige Wahlbeteiligung kann das Wahlergebnis beeinflussen, wenn die Anhänger unterschiedlicher Parteien unterschiedliche Beteiligungsraten aufweisen.¹ Dann wären bestimmte soziale Gruppen oder politische Interessen über- und unterrepräsentiert, was wiederum Auswirkungen auf die Gesetzgebung haben könnte (Griffin/Newman 2005; Hill/Leighley/Hinton-Andersson 1995). Die Forschung zu derartigen Beteiligungseffekten hat zu gemischten Ergebnissen geführt, wobei die Befunde teilweise von der Methode abzuhängen scheinen. Aggregatdatenanalysen berichten vielfach nennenswerte Beteiligungseffekte (DeNardo 1980; Hansford/Gomez 2010; Pacek/Radcliff 1995). Hingegen zeigen Studien auf der Basis von Umfragedaten individueller Wähler und Nichtwähler zumeist kleine und wenig signifikante Konsequenzen niedriger Wahlbeteiligung an (Bernhagen/Marsh 2007; Citrin/Schickler/Sides 2003; Tóka 2004). Bei der Analyse von Umfragedaten stehen wiederum zwei prinzipielle Herangehensweise zur Auswahl. Zum einen können Nichtwähler in Umfragen zu ihren hypothetischen Wahlentscheidungen befragt werden. Zum anderen können diese nicht getroffenen Entscheidungen durch statistische Modelle prädiziert werden. In diesem Beitrag werden die Wahlentscheidungen der Nichtwähler bei der Europawahl 2009 durch multiple Imputation (MI) simuliert. Anschließend werden die Ergebnisse der beiden Methoden miteinander verglichen.

1 Alle Personen- und Funktionsbezeichnungen in diesem Beitrag gelten für Männer und Frauen in gleicher Weise. Soweit bei der Bezeichnung von Personen oder der Verwendung von Pronomen die männliche Form benutzt wird, schließt diese Frauen und die weibliche Form ausdrücklich mit ein.

Bei hoher Wahlbeteiligung gibt es nur einen geringen Spielraum, in dem etwaig unterschiedliche Parteipräferenzen von Wählern und Nichtwählern wirksam werden könnten. Die Wahlenthaltung kann hingegen folgenreicher sein, wenn sich größere Teile der Wahlbevölkerung enthalten und die Nichtwähler überproportional bestimmten sozialen oder politischen Gruppen angehören. Die Wahlen zum Europäischen Parlament (EP) sind durch hinreichend niedrige Wahlbeteiligungsraten gekennzeichnet, dass sie bezüglich dieser Fragestellung als natürliches Quasiexperiment verstanden werden können. Seit der Einführung direkter Wahlen im Jahr 1979 weisen Europawahlen Beteiligungsraten auf, die deutlich unter den jeweiligen nationalen Hauptwahlbeteiligungen liegen (Schmitt/Mannheimer 1991). Dies ist ein Ausdruck des Nebenwahlcharakters von EP-Wahlen (Reif/Schmitt 1980) und gilt auch für die EP-Wahl im Juni 2009: Im Durchschnitt der 27 Mitgliedsländer erreichte die Beteiligung bei der EP-Wahl mit 46 % nur etwa zwei Drittel der Beteiligungsraten der jeweils vorangegangenen nationalen Hauptwahlen, die durchschnittlich bei 71 % lagen. Hierbei gab es jedoch beachtliche Varianz zwischen den Mitgliedsländern. In einigen Ländern (z. B. Litauen, den Niederlanden, Polen, Slowenien, der Slowakei und Tschechien) erreichte die Europawahlbeteiligung weniger als die Hälfte der nationalen Hauptwahlbeteiligung, während die Europawahlbeteiligungen in Italien und Malta nur knapp 20 % unter den Hauptwahlbeteiligungen lag.

Der Nebenwahlcharakter der Europawahlen beinhaltet eine weitere nützliche Eigenschaft für die Ermittlung von Beteiligungseffekten: Die kontrafaktische Beteiligungsrate, die zur Ermittlung von Beteiligungseffekten angelegt werden muss, lässt sich für jedes Mitgliedsland individuell aus der Beteiligungsrate der nationalen Hauptwahlbeteiligung ableiten, ohne dass ein willkürliches oder unrealistisch hohes Partizipationsniveau bemüht werden muss. Während Lijphart (1997) insistiert, dass nur eine Wahlbeteiligung von 100 % dem demokratischen Anspruch gleicher Repräsentation genüge, weisen Kohler und Rose (2010) darauf hin, dass eine derartige Wahlbeteiligung nicht einmal durch Wahlpflichtregelungen erreicht wird. In Ermangelung anderer plausibler Richtwerte stellt die Wahlbeteiligung bei Hauptwahlen einen realistischen Wert dar, der die länderspezifischen institutionellen und politisch-kulturellen Kontexte adäquat widerspiegelt (vgl. van der Eijk/van Egmond 2007).

Im Folgenden stellen wir zunächst die beiden alternativen Strategien zur Ermittlung der politischen Konsequenzen niedriger Wahlbeteiligung anhand von Umfragedaten vor. Danach vergleichen wir die Beteiligungseffekte in den einzelnen Mitgliedsländern nach Maßgabe der beiden Methoden. Abschließend diskutieren

wir die Unterschiede in den Ergebnissen sowie die Vor- und Nachteile der beiden Methoden und zeigen zukünftigen Forschungsbedarf auf.

2 Strategien zur Ermittlung politischer Folgen niedriger Wahlbeteiligung

Um zu prüfen, ob niedrige Wahlbeteiligungen Auswirkungen auf Wahlergebnisse haben, werden in der Literatur unterschiedliche Herangehensweisen vorgeschlagen.² Ein Ansatz nutzt Umfragedaten, um die Meinungen von Wählern und Nichtwählern in Bezug auf ideologische Einstellungen und politische Präferenzen zu vergleichen. Einige Studien beschränken sich dabei auf bestimmte politische Themen, wie z. B. sozial- und wirtschaftspolitische Fragen, sowie auf allgemeine ideologische Einstellungen (Bennett/Resnick 1990; Studlar/Welch 1986). Andere beziehen auch parteipolitische Präferenzen ein (Highton/Wolfinger 2001) oder fragen die erklärten Nichtwähler in Nachwahlstudien direkt, wie sie gewählt hätten, wenn sie denn gewählt hätten (Campbell et al. 1960, 110f.). Eine verfeinerte Version dieses Ansatzes kommt in einer jüngst veröffentlichten Untersuchung zu Beteiligungseffekten bei den Europawahlen 2009 zum Einsatz (van der Eijk/Schmitt/Sapir 2010). Zum Vergleich der beiden Methoden soll diese Untersuchung so weit wie möglich repliziert werden.

2.1 Selbstauskünfte erklärter Nichtwähler

Die Schätzung des kontrafaktischen Stimmverhaltens der Nichtwähler durch van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) stützt sich auf die entsprechenden Selbstauskünfte der erklärten Nichtwähler, die in der Wählerumfrage der Europawahlstudie 2009 (van Egmond et al. 2010) direkt danach befragt wurden.³ Auf dieser Grundlage ermitteln van der Eijk/Schmitt/Sapir dann die Stimmanteile der Parteien für die kontrafaktische Situation, dass die Wahlbeteiligung so hoch gewesen wäre, wie bei der jeweils vorangegangenen nationalen Hauptwahl. Da sich sowohl die angegebene Wahlbeteiligung als auch die Parteienwahl in Umfragedaten oft signifikant von den offiziellen Wahlergebnissen unterscheiden, benutzen die Autoren Gewichtungsfaktoren, um die in der Umfrage berichteten Häufigkeiten den offiziellen Wahlbeteiligungen

2 Wir konzentrieren uns hier auf Analysen von Individualdaten. Für einen Überblick aller Ansätze siehe Lutz/Marsh 2007.

3 Die Frage in der deutschen Version des Fragebogens lautet: „Wenn Sie bei der Europawahl gewählt hätten: Für welche Partei hätten Sie gestimmt?“

und Stimmanteilen anzupassen. Die gewichteten Stimmanteile der Nichtwähler mit hypothetischer Wahlentscheidung werden dann zu den gewichteten Stimmanteilen der Wähler hinzuaddiert. Das Gewicht für die Nichtwähler passt diese entsprechend der offiziellen Wahlbeteiligung bei der jeweils letzten nationalen Hauptwahl vor der Europawahl 2009 an (van der Eijk/Schmitt/Sapir 2010, S. 605). Die so ermittelten Wahlbeteiligungseffekte sind „verschwindend gering“.

Die Schlüsse bezüglich der so ermittelten politischen Konsequenzen niedriger Wahlbeteiligung unterliegen mehreren Vorbehalten. Zunächst ist es unklar, inwiefern Nichtwähler in der Lage sind, eine verlässliche Auskunft über Wahlentscheidungen zu geben, die sie in Wirklichkeit gar nicht getroffen haben. Darüber hinaus liegt das tatsächliche Wahlergebnis zum Zeitpunkt der Wahlstudie in der Regel bereits vor. Daher dürften die hypothetischen Stimmangaben der Nichtwähler einem Mitläufereffekt unterliegen (vgl. Pettersen/Rose 2007). Einflüsse sozialer Erwünschtheit erschweren es überdies Nichtwählern, sozial unerwünschte Entscheidungen, etwa zugunsten rechtsextremer Parteien, in einer Umfrage hypothetisch zu treffen. Zwar gibt es derartige Effekte auch bei tatsächlichen Wählern. Insbesondere der Einfluss sozialer Erwünschtheit dürfte jedoch bei Auskünften über hypothetisches Verhalten grösser sein als auf Berichten über tatsächliches Verhalten (vgl. Karp/Brockington 2005; Klein/Kühhirt 2010, S. 82). In jedem Fall sind Antworten auf die Frage, für welche Partei Befragte gestimmt hätten, die gar nicht gewählt haben, weniger reliabel als sowohl demographische Angaben wie auch Selbstauskünfte zu bestehenden Einstellungen (Brunell/DiNardo 2004, S. 31).

Des Weiteren wird davon ausgegangen, dass Nichtwähler ihre parteipolitischen Präferenzen beibehielten, wenn sie zu Wählern würden. Aber sowohl die individuellen Parteipräferenzen als auch die individuelle Neigung zur Wahlbeteiligung sind Bestandteile eines integrierten, wenngleich multidimensionalen Einstellungsprofils (Bernhagen und Marsh 2010). Es ist daher möglich, dass eine Veränderung auf der einen Dimension (Neigung zu politischer Beteiligung) eine Veränderung auf der anderen (Neigung, für eine bestimmte Partei zu stimmen) verursacht.

2.2 Simulation durch statistische Prädiktion

In Anbetracht dieser Vorbehalte sollten alternative Ansätze zur Analyse von Beteiligungseffekten in Betracht gezogen werden. Ebenfalls auf der Basis von Wahlstudien ist es möglich, die kontrafaktischen Entscheidungen der Nichtwähler mithilfe statistischer Modelle zu ermitteln. Hierzu werden die hypothetischen Wahlentscheidungen der Nichtwähler, zumeist auf der Basis multinomialer Logit-Regression, geschätzt. Die Ergebnisse werden dann bis zu der jeweils gewünschten kontrafak-

tischen Wahlbeteiligungsrates zu den tatsächlichen Wählern hinzuaddiert (Citrin/Schickler/Sides 2003; Martinez/Gill, 2005).

Ein Nachteil dieses Ansatzes liegt in der notwendigen Annahme, dass Nichtwähler dasselbe Wahlverhalten an den Tag legen würden wie diejenigen Wähler, mit denen sie eine Reihe soziodemographischer Merkmale und politischer Einstellungen teilen, auf denen die Prädiktion der Wahlentscheidung im Maximum-Likelihood-Modell beruht. Diese Annahme ist vor allem deshalb problematisch, weil die Parteipräferenzen der Nichtwähler von denen der Wähler in vergleichbaren sozialen oder ideologischen Gruppen abweichen können. Diese Möglichkeit soll durch die Simulation der Parteipräferenzen der Nichtwähler ja gerade geprüft werden. Der Unsicherheit bezüglich dieser Annahme kann durch die Schätzung kontrafaktischer Wahlentscheidungen durch multiple Imputation Rechnung getragen werden.

Das grundsätzliche Problem, von beobachtetem (bzw. berichtetem) auf kontrafaktisches Wahlverhalten zu schließen wird durch multiple Imputation nicht ausgeräumt, es kann aber eingedämmt werden (Allison 2002; Rubin 1976; King et al. 2001). Bei diesem Verfahren, das zum Auffüllen von Datenlücken durch Schätzwerte entwickelt wurde, werden für jeden fehlenden Wert gleich mehrere (üblicherweise fünf oder zehn) voneinander unabhängige Schätzwerte in sukzessiven Imputationsschritten produziert. Dadurch wird die Annahme gleicher Parteienwahl von demographisch und einstellungsmäßig gleichen Wählern und Nichtwählern gelockert. Dies geschieht mit Hilfe eines Regressionsmodells, zu dessen prädizierten Werten für die fehlenden Daten eine Zufallskomponente hinzugefügt wird. Dies führt dann zu einer entsprechenden Anzahl (in der vorliegenden Untersuchung: zehn) vervollständigter Datenmatrizen, anhand derer dann die interessierenden Werte (hier: Stimmanteile) ermittelt werden. Aufgrund der Zufallskomponente sind die imputierten Werte in den vervollständigten Datensätzen regelmäßig leicht unterschiedlich. Die Ergebnisse dieser parallelen Berechnungen werden schließlich gemittelt, wobei die Standardfehler so kombiniert werden, dass sowohl die Varianz innerhalb als auch die Varianz zwischen den vervollständigten Datensätzen in die Schätzung der Streuung mit eingehen.

Die Berechnung der Standardfehler der Schätzungen wurde von Rubin (1976) entwickelt und erfolgt in drei Schritten. Zunächst werden die Standardfehler der zehn Schätzwerte der Stimmenanteile (p) einer Partei quadriert und der Mittelwert berechnet. Dann wird die Varianz der Schätzwerte über die zehn Datensätze hinweg berechnet. In einem dritten Schritt werden die Ergebnisse der ersten beiden Schritte addiert und gewichtet, um die Verzerrung zu kompensieren, die sich aus der endlichen Zahl der Imputationen ergibt, bevor schließlich die Wurzel gezogen wird:

$$\text{Standardfehler}(\bar{p}) = \sqrt{\frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} s_j^2 + \left(1 + \frac{1}{10}\right) \left(\frac{1}{10-1}\right) \sum_{j=1}^{10} (p_j - \bar{p})^2}$$

wobei s_j der Standardfehler von p in Datensatz j ist.

Um Füllwerte zu erlangen, die frei von systematischem Fehler sind, müssen die fehlenden Parteiwahldaten „missing at random“ (MAR) sein. Dies wäre der Fall, wenn die Wahlenthaltung unabhängig von der Parteienwahl ist, solange andere relevante Einflussgrößen kontrolliert werden. Ob diese Annahme zutrifft, ist üblicherweise nicht bekannt. Jedoch ist sie realistischer als die Identitätsannahme der Parteipräferenzen von Wählern und Nichtwählern mit ähnlichen sozioökonomischen und Einstellungsprofilen, die den einfachen Maximum-Likelihood-Prädiktionen unterliegt. Darüber hinaus nimmt die Plausibilität der MAR-Annahme zu, wenn ein gesättigtes Imputationsmodell zur Verfügung steht, in dem mindestens eine Variable vollständig beobachtet ist (Collins et al. 2001). Diese Bedingung ist im Falle der Europawahlstudie 2009 gegeben. Aufgrund der Zufallskomponente und der Berechnung der Standardfehler nach Rubins Methode hat das Verfahren gegenüber einfacher Maximum-Likelihood-basierter Prädiktion ferner den Vorteil, eine realistischere (i. d. R. größere) Messunsicherheit bei der Ermittlung der Imputationen anzugeben. Schließlich macht das Verfahren von den gesamten verfügbaren Daten Gebrauch, wohingegen bei der Maximum-Likelihood-Schätzung Fälle mit fehlenden Beobachtungen außer Betracht gelassen werden. Deshalb kann ein gesättigtes Imputationsmodell zur Anwendung gebracht werden, ohne dass Datenverlust in Kauf genommen werden muss.

Das Verfahren wurde bisher auf die Ermittlung von Beteiligungseffekten bei nationalen Hauptwahlen angewandt (Bernhagen/Marsh 2007; 2010). Es ist durch Honaker, King und Blackwells Amelia II-Programm in einer benutzerfreundlichen Fassung verfügbar.⁴ Die Imputation der fehlenden Werte durch Amelia II basiert auf einem Expectation-Maximization-Algorithmus. Dieser beginnt mit einem multivariaten Modell, dessen Parameter zufällig gewählt sind. Dann werden abwechselnd die Zuordnung der Daten zu den einzelnen Teilen des Modells und die Parameter des Modells aufgrund der neuesten Zuordnung verbessert. Der Algorithmus endet, wenn keine wesentliche Verbesserung mehr stattfindet (vgl. Honaker/King 2006). Unser Imputationsmodell enthält einen umfassenden Satz von Standardprädiktoren sowohl der Wahlbeteiligung als auch der Parteienwahl und wird für jedes Mitgliedsland getrennt angewandt. Eine detaillierte Aufstellung der Variablen befindet

4 *Amelia II: A Program for Missing Data* ist erhältlich unter <http://gking.harvard.edu/amelia/>. Für die vorliegende Untersuchung wurde Version 1.5-5 vom 29. November 2011 verwendet.

sich in Anhang I.⁵ Kontrafaktische Wahlentscheidungen werden für alle Nichtwähler imputiert. Da es sich bei der Wahlentscheidung um eine kategoriale Variable mit mehr als zwei Ausprägungen handelt, wird sie in einzelne binäre Variablen zerlegt. So wird für jeden einzelnen Nichtwähler prädiziert, ob er Partei k wählen würde oder nicht. Diese Prädiktion wird zehnmal hintereinander vorgenommen, wobei die prädizierte Wahlentscheidung eines Befragten aufgrund der o. g. Zufallskomponente nicht jedes Mal gleich ausfallen muss.

Aufgrund eines klassischen, ebenfalls sehr umfassenden Beteiligungsmodells werden anschließend unter Auslassung der imputierten Wahlentscheidungen die individuellen Beteiligungswahrscheinlichkeiten der Nichtwähler berechnet. Für die Prädiktion der Beteiligungswahrscheinlichkeiten werden die Daten gewichtet, um die Stichprobe dem demographischen Profil der Grundgesamtheit anzupassen. Anschließend werden die imputierten Parteiwahlen der Nichtwähler in abnehmender Reihenfolge ihrer Beteiligungswahrscheinlichkeit solange zu den Wahlentscheidungen der Wähler hinzugefügt, bis die Hauptwahlbeteiligungsrate erreicht ist. Um falsche Angaben der Parteienwahl zu kompensieren, werden die Stimmanteile der Parteien unter den Wählern in der Stichprobe den offiziellen Wahlergebnissen mithilfe des folgenden Gewichtungsfaktors angepasst:

$$\text{Parteigewicht}_i = \frac{(p_k / 100)n}{n_k},$$

wobei p_k der Anteil der Wähler der Partei k im offiziellen Wahlergebnis ist, n der Stichprobenumfang und n_k die Anzahl der Befragten, die für Partei k gestimmt haben.

Die simulierten Parteiwahlen der Nichtwähler werden so gewichtet, dass sie in dem der Hauptwahlbeteiligungsrate entsprechenden Verhältnis zur Zahl der Wähler in der Stichprobe stehen:

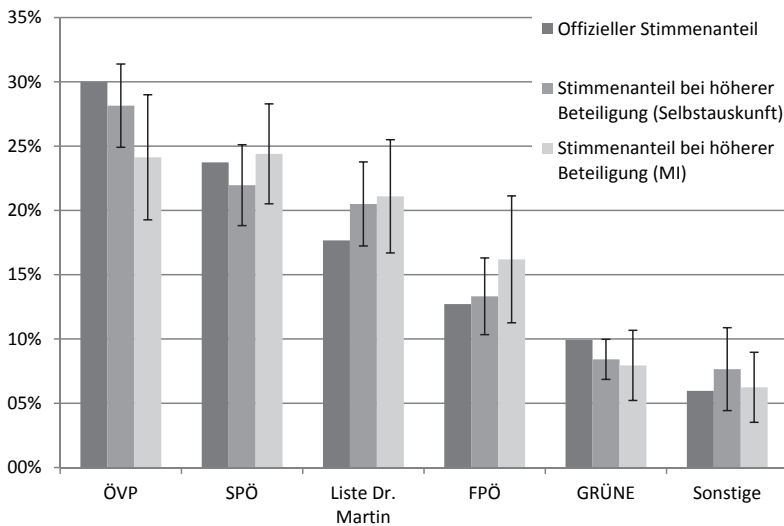
$$\text{Nichtwählergewicht}_i = \frac{b_s((100 - b_o) / b_o)}{100 - b_s},$$

wobei b_s die Beteiligungsrate in der Stichprobe und b_o die offizielle Beteiligungsrate ist.

5 Zur Imputation der Wahlentscheidungen in Großbritannien, Finnland, den Niederlanden, Österreich, Polen, Slowenien und Spanien wurden diesen Länderdatensätzen jeweils zehn künstliche Beobachtungen hinzugefügt, welche dieselben Mittelwerte und Varianzen wie die erhobenen Daten haben. Die so erhöhte numerische Stabilität ermöglicht Imputation trotz der hohen Multikollinearität, die zwischen einigen Variablen in diesen Ländern besteht.

Im nächsten Abschnitt werden die durch MI simulierte Stimmenverteilungen mit den offiziellen Wahlergebnissen verglichen. Damit wird das Ausmaß der parteipolitischen Auswirkungen niedriger Wahlbeteiligung bestimmt. Diese Schätzungen werden dabei den Ergebnissen von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010), welche auf der Selbstausskunft der Nichtwähler basieren, gegenübergestellt.

Abbildung 1 Vergleich der Stimmenanteile österreichischer Parteien nach offiziellem Ergebnis, kontrafaktischer Selbstausskunft und MI



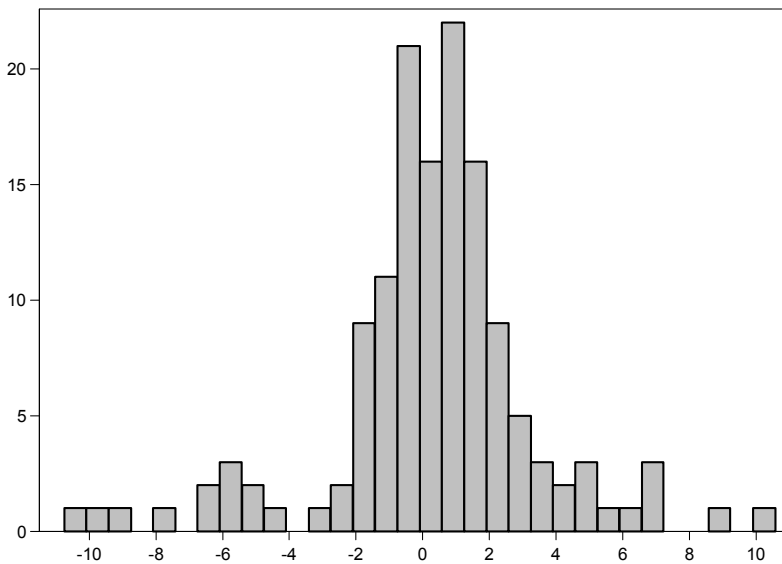
3 Geschätzte Wahlergebnisse bei höherer Beteiligung gemäß der beiden Methoden

Um die Beziehung zwischen den beiden Methoden zu verdeutlichen, betrachten wir zunächst die Simulationen der Stimmenanteile der einzelnen Parteien am Beispiel Österreichs.⁶ Der dunkelgraue Balken in Abbildung 1 zeigt die Stimmanteile der österreichischen Parteien gemäß dem offiziellen Wahlergebnis. Daneben werden die kontrafaktischen Stimmanteile nach van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) angezeigt (mittelgrauer Balken). Schließlich gibt der hellgraue Balken die simulierten Stimmanteile basierend auf der MI-Methode an. Für die kontrafaktischen und simulierten Werte werden zusätzlich jeweils 95%-Vertrauensintervalle angegeben. Dabei wird die konservativere Unschärfe der MI-Simulationen deutlich sichtbar: Mit Ausnahme der Kategorie „Sonstige“ sind die Vertrauensintervalle der MI-Simulationen deutlich weiter als die der Schätzungen auf Basis hypothetischer Selbstauskünfte. Die geschätzten Wahlbeteiligungseffekte sind nach Maßgabe der Selbstauskunft sehr gering. Die Beteiligungseffekte nach Maßgabe von MI sind im Schnitt etwas höher. Für die meisten österreichischen Parteien ergäben sich zwar keine signifikanten Gewinne oder Verluste, eine Ausnahme stellt hier jedoch die ÖVP dar. Gemäß der MI-Simulation hätte diese Partei bei höherer Wahlbeteiligung mit Verlusten von ca. sechs Prozentpunkten zu rechnen. Der simulierte Stimmanteil befände sich innerhalb eines 95 %-Vertrauensintervalls zwischen 19 % und 29,3 % und somit signifikant unter dem tatsächlichen Ergebnis von 30 %. Für die meisten Parteien weisen die beiden geschätzten Beteiligungseffekte in dieselbe Richtung. Eine Ausnahme sind die Schätzungen für die SPÖ, die gemäß der Selbstauskünfte der Nichtwähler bei höherer Wahlbeteiligung leichte Verluste zu erwarten hätte, wohingegen die Simulation durch MI einen leichten Zugewinn an Stimmen suggeriert. Allerdings sind in diesem Fall die Schätzungen nach beiden Methoden weder

6 Um den Unterschied zwischen den Methoden zu erhellen, soll der Beitrag von van der Eijk et al. (2010) so weit wie möglich repliziert werden. Dies ist eingeschränkt möglich. Wir haben den methodischen Vorgaben der Autoren Folge geleistet und solche Parteien ausgeschlossen, die weder im 6. noch im 7. direkt gewählten Europäischen Parlament noch im nationalen Parlament repräsentiert waren bzw. sind oder für die durch die Euromanifesto-Studie kein Europawahl-Programm dokumentiert werden konnte. Eine vollständige Aufstellung der Parteien, für die Beteiligungseffekte auf der Basis von multipler Imputation geschätzt wurden, befindet sich in Anhang II. Alle weiteren Parteien, die in der Europawahlstudie abgefragt wurden, sind für jedes Mitgliedsland in der Kategorie „Sonstige“ zusammengefasst. Dennoch weichen Anzahl und Identität der Parteien von denen in der Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) ab. Ein tabellarischer Vergleich der Parteienzahlen auf Länderebene zwischen der Studie von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) und dem vorliegenden Beitrag befindet sich in Anhang III. Österreich ist eines von sieben Ländern, für welche die Zahl der Parteien exakt übereinstimmt, so dass die Schätzung von van der Eijk et al. (2010) für dieses Land wahrscheinlich vollständig repliziert werden konnte.

voneinander noch vom offiziellen Wahlergebnis statistisch unterscheidbar. Auffällig sind die unterschiedlichen Ergebnisse der beiden Methoden für den Stimmenanteil der FPÖ. Wenngleich die Schätzwerte nach Maßgabe der Selbstauskünfte für die meisten Parteien um ein paar Prozentpunkte abweichen, ist der Wert für die FPÖ fast identisch mit dem offiziellen Ergebnis dieser Partei.

Abbildung 2 Wahlbeteiligungseffekte für einzelne Parteien (Anzahl der Parteien vertikal; Wahlbeteiligungseffekte in Prozent horizontal)



Wir können nicht ohne Weiteres annehmen, dass der Befund für Österreich auf die anderen Mitgliedsländer zutrifft. Abbildung 2 zeigt deshalb Wahlbeteiligungseffekte für die Parteien in allen 25 Mitgliedsländern, in denen Spielraum für höhere Partizipation besteht.⁷ Die Grafik beschreibt auf der horizontalen Skala die Veränderung in den Stimmanteilen der Parteien, die nach der oben beschriebenen Imputationsmethode bei einer Wahlbeteiligung in Höhe der Hauptwahlbeteiligung zu erwarten gewesen wäre. Ähnlich wie bei van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) würde eine

7 Wie van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) schließen wir Belgien von der Analyse aus, da bei belgischen EP-Wahlen die realistische maximale Beteiligungsrate aufgrund der Wahlpflicht bereits erreicht ist (vgl. Kohler und Rose 2010). Aus demselben Grund simulieren wir keine kontrafaktischen Wahlergebnisse für Luxemburg. Im Gegensatz zu van der Eijk/Schmitt/Sapir schließen wir jedoch Irland in die Analyse ein.

erhöhte Wahlbeteiligung für die meisten Parteien nur geringfügige Auswirkung auf den Stimmenanteil haben. Während jedoch die Verteilung der Beteiligungseffekte nach van der Eijk/Schmitt/Sapir extrem steilipfing ist – die allermeisten Parteien hätten Gewinne oder Verluste von weniger als einem Prozentpunkt zu erwarten – sagt die MI-Simulation dutzende von Beteiligungseffekten von zwei Prozentpunkten oder höher voraus. Zwölf Parteien könnten statistisch signifikante Zugewinne oder Verluste von rund fünf Prozentpunkten erwarten, und für fünf Parteien ergäben sich Veränderungen im Stimmanteil von über acht Prozentpunkten. Wenn die Wahlbeteiligung bei der rumänischen EP-Wahl die Höhe der Hauptwahlbeteiligung erreicht hätte, hätte die unabhängige Kandidatin Elena Băsescu ihr Wahlergebnis von 4,2 % vervierfachen können. Der Beteiligungseffekt ist statistisch signifikant: Unter dem Szenario der Hauptwahlbeteiligungsrate von 39,2 % (im Unterschied zur tatsächlichen Beteiligungsrate von 27,7 %) hätte Băsescu zwischen 7,3% und 28,8 % der Stimmen erhalten können (95 %-Vertrauensintervall). In Spanien hätte die zentristische UPyD ihren Stimmenanteil von 2,9 % auf 13,2 % erhöhen können (95 %-Vertrauensintervall: 4,7 % - 21,8 %). Neben Gewinnern würde eine höhere Wahlbeteiligung auch deutliche Verlierer hervorbringen. In Malta hätte die Partit Laburista statistisch signifikante 9,6 Prozentpunkte eingebüßt. Ähnlich hätte die rumänische Partidul Democrat-Liberal 8,9 Prozentpunkte verloren. Und schließlich hätte die spanische Partido Popular 10,8 Prozentpunkte verloren und hätte anstatt 42,7 % nur noch 32 % (95 %-Vertrauensintervall: 26,2% - 37,7 %) der Stimmen auf sich vereinigen können. Im Gegensatz zu den Selbstauskünften der Nichtwähler zeigt die Simulation mittels MI somit, dass höhere Wahlbeteiligungen zum Teil beachtliche Auswirkungen auf die Stimmenanteile einzelner Parteien hätten.

Um die Unterschiede der Schätzungen nach den beiden Methoden besser einzuordnen, betrachten wir die Größenordnung der Effekte für die einzelnen Mitgliedsländer (Tab. 1). Da umso größere Beteiligungseffekte möglich sind, je größer die Unterschiede zwischen den Wahlbeteiligungen bei Haupt- und EP-Wahlen ausfallen, folgen wir van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) und berichten auch die Differenz zwischen der tatsächlichen und der kontrafaktischen Wahlbeteiligung.⁸ Wir beschreiben alsdann den Unterschied zwischen dem tatsächlichen und dem kontrafaktischen Wahlergebnis mithilfe des Pedersen-Indexes (Pedersen 1979). Der Index ist definiert als die mittlere absolute Differenz zwischen den offiziellen und kontrafaktischen

8 Hierbei kommt es abermals zu vereinzelt Diskrepanzen zwischen der Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) und unserer partiellen Replikation, insofern als die von uns angelegte kontrafaktische Wahlbeteiligung von der durch van der Eijk et al. verwandten geringfügig abweicht.

Stimmanteilen der Parteien; er dient damit als Indikator für den mittleren absoluten Beteiligungseffekt.

Tabelle 1 Auswirkungen einer höheren Wahlbeteiligung bei der Europawahl 2009 nach Mitgliedsländern

Land	Unterschied zwischen tatsächlicher und kontrafaktischer Wahlbeteiligung (Prozentpunkte)	Beteiligungseffekt nach Selbstauskunft (Pedersen-Index)	Beteiligungseffekt nach MI (Pedersen-Index)	Differenz der geschätzten Beteiligungseffekte
Bulgarien	18,3*	7,5	2,8	-4,7
Dänemark	27,1	0,5	3,3	2,8
Deutschland	34,4	0,5	6,3	5,8
Estland	18,0	1,5	0,4	-1,1
Finnland	25,8	1,5	4,7	3,2
Frankreich	19,9	1,5	5,9	4,4
Griechenland	21,5	1	17,8	16,8
Irland	8,4	-	1,8	-
Italien	15,4	0,5	2,7	2,2
Lettland	9,7*	0,5	8,8	8,3
Litauen	28,0*	2,5	9,7	7,2
Malta	17,2	0	9,6	9,6
Niederlande	43,5	1	9,2	8,2
Österreich	25,5	4	7,8	3,8
Polen	29,3	1	7,6	6,6
Portugal	28,2*	1	5,7	4,7
Rumänien	11,1*	0,5	16,2	15,7
Schweden	36,5	0	9,5	9,5
Slowakei	35,1	0,5	10,6	10,1
Slowenien	35,1	0,5	17,9	17,4
Spanien	27,9	0	10,9	10,9
Tschechien	36,2	1,5	4,6	3,1
Ungarn	31,5	1	6,3	5,3
Ver. Königreich	27,2*	0,5	5,7	5,2
Zypern	30,1	6,5	3,6	-2,9
Mittelwert	25,6	1,5	7,6	6,3

* Werte für tatsächliche oder kontrafaktische Wahlbeteiligung weichen von denen von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) angegebenen ab.

Die mit MI ermittelten Beteiligungseffekte sind im Durchschnitt 6,3 Prozentpunkte höher als die von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) berichteten Effekte. Die mit den beiden Methoden geschätzten Beteiligungseffekte divergieren teils erheblich in Bezug auf die einzelnen Mitgliedsländer. Ländern, für welche die Selbst-

auskunft der Nichtwähler extrem kleine Beteiligungseffekte suggeriert, würden durch die Imputationsmethode oftmals größere Effekte zugeschrieben bekommen. Der umgekehrte Fall tritt weitaus seltener ein: In lediglich drei Fällen (Bulgarien, Estland und Zypern) ist der Beteiligungseffekt gemäß MI kleiner. Entsprechend ist das Verhältnis zwischen den beiden Befunden leicht negativ ($r = -0,36$), jedoch ist diese Beziehung nur schwach signifikant ($p = 0,09$).

Da die Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) nicht vollständig replizierbar ist, kann die Divergenz der geschätzten Verteilungseffekte auch durch andere Diskrepanzen zwischen den beiden Analyseverfahren entstanden sein, die nicht auf dem Unterschied zwischen Schätzen und Fragen beruhen. So weicht die Anzahl der Parteien in den einzelnen Ländern in der Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir von der unsrigen in den meisten Fällen leicht ab, obgleich dieselben Selektionsregeln angewandt wurden. In einigen Fällen ist die Abweichung der Parteizahl recht groß. So analysieren van der Eijk/Schmitt/Sapir mehr als doppelt so viele bulgarische Parteien wie wir, und mehr als 1,5 mal so viele Parteien in Deutschland und Estland. Zwar misst der Pedersen-Index die durchschnittlichen Abweichungen des kontrafaktischen Stimmenanteils, aber die Differenz zwischen den jeweiligen durchschnittlichen Abweichungen kann mit der Differenz der abweichenden Einheiten (Parteien) zunehmen. Zwischen der Höhe der Abweichungen der Parteizahlen und der Differenz der Beteiligungseffekte besteht jedoch kein empirischer Zusammenhang ($r = 0,32$; $p = 0,13$). Ebenso wenig besteht ein Zusammenhang zwischen der Differenz der Beteiligungseffekte und der Anzahl der Parteien in den Imputationsmodellen ($r = 0,13$; $p = 0,53$) einerseits oder der Anzahl der Parteien in der Analyse von van der Eijk/Schmitt/Sapir ($r = -0,20$; $p = 0,34$).

Ferner bestehen bei sechs Ländern geringe Divergenzen bei den zugrunde gelegten Wahlbeteiligungsraten. Um zu überprüfen, inwiefern diese Unterschiede zur Differenz der geschätzten Beteiligungseffekte beigetragen haben, vergleichen wir die mittlere Differenz der Beteiligungseffekte in diesen sechs Ländern (6,1) mit der in den übrigen Mitgliedsstaaten (6,4). Es besteht kein signifikanter Unterschied zwischen den beiden Gruppen ($t = 0,13$).

Die höheren Beteiligungseffekte, die aufgrund MI prädiert werden, führen schließlich zu größeren Auswirkungen auf die Sitzverteilung im EP als dies durch van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) geschätzt wurde. Nach den Ergebnissen dieser Autoren wäre lediglich in Bulgarien ein Mandat einer anderen Partei zugefallen, wobei keine Angaben zur Präzision oder Signifikanz dieser Schätzung gemacht werden. Nach unseren Schätzungen wäre die Sitzverteilung zwischen den bulgarischen Parteien unverändert. Dafür würden die EP-Sitze von Parteien in sechs anderen Ländern von

Beteiligungseffekten betroffen sein. Schätzungen zu Auswirkungen auf die Sitzverteilung werden in erster Linie für statistisch signifikante Beteiligungseffekte gemacht.

In Slowenien hätten LDS und NSi jeweils einen zusätzlichen Sitz erhalten, was für diese Parteien jeweils eine Verdopplung ihrer Sitze im EP bedeuten würde. Die Gewinne dieser Parteien wären zu Lasten von SDS und SD gegangen, die jeweils einen ihrer beiden Sitze verloren hätten. In Spanien hätte UPyD bis zu drei zusätzliche Sitze gewinnen und ihre Stärke im Parlament damit vervierfachen können. Die drei Sitze wären zu Lasten der Partido Popular gegangen. In Griechenland hätte PASOK einen Sitz weniger gewonnen (sieben anstatt acht). Allerdings lässt sich nicht eindeutig bestimmen, welcher Partei dieser Sitz zuteilgeworden wäre. Die hoffnungsvollsten Anwärter wären die linken Parteien und die SYRIZA gewesen, jedoch sind die geschätzten Zugewinne dieser Parteien statistisch nicht signifikant. In Malta hätte die Partit Laburista einen ihrer drei Sitze an die Partit Nazzjonalista verloren, von der sie damit von ihrer Position als stärkste maltesische Partei im EP verdrängt worden wäre. Wenn an der österreichischen EP-Wahl ebenso viele Wähler teilgenommen hätten wie bei der vorausgegangenen Nationalratswahl, hätte die ÖVP einen Sitz verloren. Dieser Sitz wäre möglicherweise an die Liste Dr. Martin oder die FPÖ gegangen, jedoch sind auch die simulierten Zuwächse dieser Parteien statistisch nicht signifikant. Und schließlich hätte Elena Băsescu in Rumänien genügend Stimmen erhalten, um ein oder zwei zusätzliche Sitze zu beanspruchen; dies wäre auf Kosten sowohl der sozialdemokratischen PSD als auch der Demokratisch-Liberalen Partei geschehen (auf deren Liste Băsescu ursprünglich kandidieren sollte).

Für die relative Stärke der Fraktionen hätten diese Veränderungen in den Stimm- und Sitzverteilungen allerdings nur sehr geringe Bedeutung. Insbesondere würde *die* Balance zwischen den beiden großen Volksparteigruppen, der Europäischen Volkspartei und der Progressiven Allianz der Sozialisten und Demokraten, kaum verändert werden. Beide Fraktionen würden wahrscheinlich jeweils drei Sitze verlieren. Die meisten Zugewinne würden hingegen von fraktionslosen Parteien verzeichnet (UPyD sowie FPÖ oder Dr. Martin), welche bei höherer Wahlbeteiligung insgesamt vier zusätzliche Sitze gewinnen würden. Über die slowenische LDS würde die Allianz der Liberalen und Demokraten für Europa einen zusätzlichen Sitz erlangen. Ähnlich würde die Vereinte Europäische Linke/Nordische Grüne Linke durch die Gewinne der griechischen Linksparteien einen zusätzlichen Sitz erhalten. Insgesamt würde eine Erhöhung der Wahlbeteiligung auf das Niveau von Hauptwahlen also zu einem Zugewinn von Sitzen kleiner Fraktionen und fraktionsloser Parteien auf Kosten der großen Volksparteigruppen führen.

4 Diskussion und Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag haben wir zwei Strategien zur Ermittlung der politischen Folgen niedriger Wahlbeteiligung am Beispiel der Europawahlen 2009 verglichen. Die Ergebnisse beider Methoden divergieren in Bezug auf die geschätzten Auswirkungen höherer Wahlbeteiligung. Während die Befragung der Nichtwähler zu ihren hypothetischen Wahlentscheidungen kaum einen nennenswerten Einfluss erhöhter Beteiligung auf das Wahlergebnis nahelegt, zeigt die multiple Imputation dieser Entscheidungen zum Teil beachtliche Beteiligungseffekte auf. Die auf MI basierenden Schätzungen deuten ferner daraufhin, dass höhere Wahlbeteiligung in mehreren Ländern zu veränderten Sitzverteilungen zwischen den Parteien führen würde, während dies nach den Selbstauskünften der Nichtwähler höchstens in einem Land der Fall wäre. Jedoch sind die Veränderungen der Sitzverteilungen zwischen den einzelnen Parteien derart, dass die relative Stärke der Fraktionen kaum berührt werden würde. In Bezug auf den Nettoeffekt kontrafaktischer Wahlbeteiligung auf die Kräfteverhältnisse im EP stimmen die Prädiktionen durch MI daher mit dem Ergebnis der Studie von van der Eijk/Schmitt/Sapir (2010) überein.

Die Validität von Selbstauskünften zu hypothetischem Wahlverhalten unterliegt starken Vorbehalten (Brunell/DiNardo 2004). Insbesondere wird befürchtet, dass Selbstauskünfte der Nichtwähler zu hypothetischen Stimmangaben einem Mitläufereffekt unterliegen, welcher zu einer künstlich überhöhten Ähnlichkeit mit den tatsächlichen Wahlergebnissen führen kann (Pettersen/Rose 2007, S. 575). Der vorliegende Methodenvergleich erhärtet diesen Vorbehalt insofern, als die Simulation kontrafaktisch höherer Wahlbeteiligung mittels MI im Schnitt zu größeren Abweichungen vom offiziellen Wahlergebnis führt als die Simulation mittels Selbstauskunft der Nichtwähler. Zusätzlich könnte der Einfluss sozialer Erwünschtheit einen drückenden Effekt auf die Bereitschaft von Nichtwählern haben, eine hypothetische Wahlentscheidung etwa für extreme Parteien anzugeben.

Die Ermittlung kontrafaktischer Wahlentscheidungen durch MI reduziert sowohl Mitläufereffekte als auch den Einfluss sozialer Erwünschtheit. Die anschließende Addierung der Simulationen zu den Wahlentscheidungen in der Umfrage gemäß der individuellen Beteiligungswahrscheinlichkeit hat ferner den Vorteil, dass das kontrafaktische Verhalten von denjenigen Nichtwählern simuliert wird, die bezüglich ihrer Beteiligungsneigung den Wählern am ähnlichsten sind. Dies bedeutet, dass die simulierten Parteiwahlen von Nichtwählern verwendet werden, die am ehesten zu Wählern werden könnten. Schließlich haben imputationsbasierte Simulationen den Vorteil, realistische Messunsicherheit zu schätzen. Hierdurch wird der fundamentalen Schwierigkeit kontrafaktischer Analyse Rechnung getragen.

Der Einsatz von MI zur Ermittlung von Beteiligungseffekten unterliegt ebenfalls Vorbehalten. Diese ergeben sich zunächst aus der MAR-Annahme, deren Richtigkeit letztendlich nicht bekannt ist. Wie oben dargestellt, ist die MAR-Annahme jedoch plausibel, wenn ein umfassendes Imputationsmodell zur Verfügung steht, in dem mindestens eine Variable vollständig beobachtet ist (Collins et al. 2001). Diese Bedingung ist im Falle der Europawahlstudie 2009 erfüllt. Ein Nachteil dieser Methode besteht ferner in einem höheren Arbeitsaufwand, da die Simulation mehrere Schritte beinhaltet und für jede Wahl gesondert durchgeführt werden muss. Bei 25 Europawahlen ist dies ein nicht zu vernachlässigender Aufwand. Da die Ergebnisse jedoch, wie in dem vorliegenden Beitrag demonstriert wurde, zum Teil von der Wahl der Methode abhängen, sollte dieser Mehraufwand erbracht werden, wenn die Folgen veränderter politischer Partizipationsraten für die Stimmen- und Sitzverteilung unter den Parteien geschätzt werden sollen.

Der hier berichtete Methodenvergleich wurde anhand von Daten zu Nebenwahlen durchgeführt. Es ist möglich, dass ein ähnlicher Vergleich anhand von Hauptwahldaten zu einem anderen Ergebnis kommt. Aufgrund des geringeren Spielraums für Beteiligungseffekte bei Hauptwahlen, dürften die Unterschiede zwischen den beiden Methoden weniger ins Gewicht fallen. Eine Überprüfung dieser Erwartung steht noch aus.

Literatur

- Allison, P. D., 2002: *Missing Data* (Thousand Oaks, CA: Sage).
- Bennett, S. E. und D. Resnick, 1990: The Implications of Non-Voting for Democracy in the United States, *American Journal of Political Science* 34: 771-802.
- Bernhagen, P. und Marsh, M., 2010: Missing Voters, Missing Data: Using Multiple Imputation to Estimate the Effects of Low Turnout *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 20, 4, 447-472.
- Bernhagen, P. und M. Marsh, 2007: The Partisan Effects of Low Turnout: Analyzing Vote Abstention as a Missing Data Problem, *Electoral Studies* 26(3): 548-60.
- Brunell, T. L., und J. DiNardo, 2004: A Propensity Score Reweighting Approach to Estimating the Partisan Effects of Full Turnout in American Presidential Elections, *Political Analysis* 12: 28-45.
- Campbell, A., P. Converse, W. E. Miller und D. Stoke, 1960: *The American Voter*, John Wiley, New York.
- Citrin, J., E. Schickler und J. Sides, 2003: What if Everyone Voted? Simulating the Impact of Increased Turnout in Senate Elections, *American Journal of Political Science* 47: 75-90.
- Collins, L. M., J. L. Schafer und C.-M. Kam, 2001: A comparison of inclusive and restrictive strategies in modern missing data procedures, *Psychological Methods*, 6(4): 330-351.
- DeNardo, J., 1980: Turnout and the Vote: The Joke's on the Democrats, *American Political Science Review* 74: 406-20.
- Griffin, J. D. und B. Newman, 2005: Are Voters Better Represented? *Journal of Politics*, 67: 1206-1227.

- Hansford, T. G., und B. T. Gomez, 2010: Estimating the electoral effects of voter turnout. *American Political Science Review* 104 (2): 268-288.
- Highton, B. und R. E. Wolfinger, 2001: The Political Implications of Higher Turnout, *British Journal of Political Science* 31 (1): 179-223.
- Hill, K. Q., J. E. Leighley und A. Hinton-Andersson, 1995: Lower Class Mobilization and Policy Linkage in the U.S. States, *American Journal of Political Science* 39: 75-86.
- Honaker, J. und G. King, 2006: What to do About Missing Values in Time Series Cross-Section Data, Unpublished manuscript, available at <http://gking.harvard.edu/>.
- Karp, J. A., und D. Brockington, 2005: Social Desirability and Response Validity: A Comparative Analysis of Overreporting Voter Turnout in Five Countries, *Journal of Politics* 67, 3: 825-40.
- King, G., J. Honaker, A. Joseph und K. Scheve, 2001: Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation. *American Political Science Review* 95: 49-69.
- Klein, M. und M. Kühhirt, 2010: Sozial erwünschtes Antwortverhalten bezüglich der Teilung häuslicher Arbeit: die Interaktion von Interviewergeschlecht und Befragtenmerkmalen in Telefoninterviews. *Methoden – Daten – Analysen*. 4 (2): 79-104.
- Kohler, U. und R. Rose, 2010: Under what circumstances could maximizing turnout alter an election result? *Representation* 46 (2), 119-138.
- Lijphart, A., 1997: Unequal Participation: Democracy's Unresolved Dilemma, *American Political Science Review* 91: 1-14.
- Lutz, G., und M. Marsh, 2007: Introduction: Consequences of low turnout. *Electoral Studies* 26 (3): 539-547.
- Martinez, M. D. und J. Gill, 2005: The Effects of Turnout on Partisan Outcomes in U.S. Presidential Elections 1960-2000, *Journal of Politics* 67 (4): 1248-74.
- Pacek, A. und B. Radcliff, 1995: Turnout and the Left – Party Vote. *British Journal of Political Science* 25 (1): 137-153.
- Pedersen, M. N., 1979: 'The dynamics of the European party systems: Changing patterns of electoral volatility', *European Journal of Political Research* 7:1-26.
- Pettersen, P. und L. Rose, 2007: The day that didn't bark: would increased electoral turnout make a difference? *Electoral studies* 26 (3): 574-588
- Reif, K. und H. Schmitt, 1980: Nine Second-Order National Elections – A Conceptual-Framework for the Analysis of European Election Results. *European Journal of Political Research*, 8 (1), 3-44.
- Rubin, D. B., 1976: Inference and Missing Data, *Biometrika* 63: 581-592.
- Schmitt, H. und R. Mannheimer, 1991: About Voting and Non-Voting in the European Elections of June 1989. *European Journal of Political Research*, 19 (1), 31-54.
- Studlar, D. T. und W. Susan, 1986: The Policy Opinions of British Non-voters: A Research Note, *European Journal of Political Research* 14: 139-48.
- Tóka, G., 2004: 'Can Voters Be Equal? A Cross-national Analysis', *Review of Sociology of the Hungarian Sociological Association*, 10 (1): 47-65.
- van der Eijk, C. und M. van Egmond, 2007: Political effects of low turnout in national and European elections. *Electoral Studies*, 26 (3), 561-573.
- van der Eijk, C., H. Schmitt und E. V. Sapir, 2010: Die politischen Konsequenzen der niedrigen Wahlbeteiligung bei der Europawahl 2009, *Politische Vierteljahresschrift* 51: 605-617.
- van Egmond, M. H., E. V. Sapir, W. van der Brug, S. Hobolt und M. Franklin, 2010: EES 2009 Voter Study: Advance Release Notes. Amsterdam: University of Amsterdam.

Anschriften der Autoren

Patrick Bernhagen
Zeppelin Universität
Lehrstuhl für Politikwissenschaft
(Schwerpunkt Politikfeld- und
Verwaltungsforschung)
Am Seemooser Horn 20
88045 Friedrichshafen
E-Mail: patrick.bernhagen@zu.de

Richard Rose
Director, Centre for the Study of Public Policy
University of Strathclyde
Glasgow, G1 1XQ
Scotland
E-Mail: richard.rose@strath.ac.uk

Anhang I Variablen in den Imputations- und Beteiligungsmodellen

Alle Länder:

1. Geschlecht
2. Alter
3. Soziale Schicht (Selbsteinordnung)
4. Stadt-Land
5. Religiosität
6. Ausbildung (höchster Abschluss, ISCED-Niveau)
7. Häufigkeit mit der etwas über die Europa-Wahl im Fernsehen gesehen wurde
8. Interesse am Wahlkampf zur Europa-Wahl
9. Während des Wahlkampfs von einem Kandidaten oder einer Partei angesprochen (Summe von bis zu acht genannten Kontaktmöglichkeiten: a) per E-Mail, b) über eine Internet-Plattform wie myspace, wer-kennt-wen oder facebook, c) über das Telefon, d) persönliches Anschreiben, e) Broschüre per Post, f) persönlich an der Haustür, g) persönlich auf der Straße, h) persönlich auf Versammlungen oder Veranstaltungen)
10. Parteiwahl (laut Umfrage)
11. Wahrscheinlichkeit, Partei k jemals zu wählen (bis zu 8 Parteien)
12. Links-rechts-Selbsteinstufung
13. Einschätzung der allgemeinen Wirtschaftslage in (Land)
14. Einstellung zur europäischen Einigung [sollte weiter vorangetrieben werden, ... ist schon zu weit gegangen]
15. Einstellung zu Einwanderung
16. Wissen über europäische Einigung

Zusätzliche Variablen in den Imputationsmodellen für Länder mit bedeutenden ethnischen oder regionalen Unterschieden:

17. Zugehörigkeit zu nationaler oder ethnischer Gruppe (Estland, Lettland und Litauen: russisch versus baltisch, Finnland: finnisch versus schwedisch)
18. Region (Deutschland: Ost versus West; Spanien: Nordwesten, Nordosten, Osten versus Rest; Vereinigtes Königreich: Schottland, Wales versus England).

Anhang II Parteien in der MI-Simulation

Land	Partei/Liste
Bulgarien	Blue Coalition (SDS-DSB) Citizens for European Development of Bulgaria (GERB) Coalition for Bulgaria (BSP) Movement for Rights and Freedoms (DPS) National Movement for Stability and Progress (NDSV) National Union Attack (ATAKA)
Dänemark	Dansk Folkeparti De Konservative Folkeparti Det Radikale Venstre Socialdemokraterne Socialistisk Folkeparti Venstre
Deutschland	B90/Die Grünen CDU/CSU FDP Linke SPD
Estland	Eesti Keskerakond Eesti Reformierakond Indrek Tarand Isamaa ja Res Publica Liit Sotsiaaldemokraatlik Erakond
Finnland	KESK (Suomen Keskusta) (Centern i Finland) KOK (Kansallinen Kokoomus) (Samlingspartiet) RKP (Ruotsalainen kansanpuolue) (Svenska folkpartiet i Finland) SDP (Suomen Sosialidemokraattinen Puolue) VIHR (Vihreä liitto) (Gröna förbundet)
Frankreich	Europe Écologie Extrême gauche (LO/NPA, le parti d'Olivier Besancenot) FN Le front de gauche (Le parti de gauche + PCF) Libertas (Libertas+MPF+CPNT) MoDem PS UMP
Griechenland	Kommounistikó Kómma Elládas LAOS Néa Dimokratía PASOK Oikologoi Prasinoi SYRIZA
Irland	Fianna Fail Fine Gael Labour Party Sinn Fein

Land	Partei/Liste
Italien	Lega Nord Partito Democratico PdCI-PRC-S2000-CU Popolo della Libertà Unione di Centro
Lettland	Apvieniba Tevzemei un Brivibai/LNNK Jaunais laiks Latvijas Pirmā partija / Latvijas Ceļš Pilsoniska savienība Par cilvēka tiesībām vienota Latvija Saskaņas Centrs Tautas partija
Litauen	Darbo partija Liberalu ir centro sąjunga Lietuvos lenku rinkimu akcija Lietuvos Respublikos liberalu sąjūdis Lietuvos socialdemokratų partija Lietuvos valstiečių liaudininkų sąjunga Tevynės sąjunga - Lietuvos krikščionys demokratai
Malta	Partit Laburista Partit Nazzjonalista
Niederlande	CDA D66 Groen Links PvdA PVV (Wilders) SP VVD
Österreich	FPÖ GRÜNE Liste Dr. Martin ÖVP SPÖ
Polen	Platforma Obywatelska Polskie Stronnictwo Ludowe Prawo i Sprawiedliwość
Portugal	Bloco de Esquerda CDS-PP Centro Democrático e Social - Partido Popular CDU (PCP/PEV) PS PSD
Rumänien	Elena Băsescu Partidul Democrat-Liberal, PD-L Partidul Național Liberal, PNL Partidul România Mare, PRM Partidul Social Democrat, PSD Uniunea Democrată Maghiară din România, UDMR

Land	Partei/Liste
Schweden	Arbetarepartiet-Socialdemokraterna Centerpartiet Folkpartiet Junilistan Kristdemokraterna Miljöpartiet Moderaterna Piratpartiet Vänsterpartiet
Slowakei	KDH L'S-HZDS SDKÚ SMER SMK SNS
Slowenien	LDS - Liberalna demokracija Slovenije NSi - Nova Slovenija - kršćanska ljudska stranka SD Socialni demokrati SDS Slovenska demokratska stranka SLS - Slovenska ljudska stranka ZARES - nova politika
Spanien	Edp-V Europa de los pueblos-Verdes PP (Partido Popular) PSOE (Partido Socialista Obrero Español) UPyD (Unión Progreso y Democracia)
Ungarn	Fidesz-Magyar Polgári Párt Jobbik MDF, Magyar Demokrata Fórum MSZP, Magyar Szocialista Párt SZDSZ, Szabad Demokraták Szövetsége
Tschechische Republik	ČSSD KDU-CSL KSCM ODS
Ver. Königreich	British National Party (BNP) Conservatives Green Party Labour Liberal Democrats Plaid Cymru Scottish National Party UK Independence Party (UKIP)
Zypern	AKEL DIKO DISY EDEK

Anhang III Anzahl der Parteien in den beiden Vergleichsstudien

Land	van der Eijk/Schmitt/Sapir 2010	MI
Bulgarien	13	6
Dänemark	6	6
Deutschland	8	5
Estland	8	5
Finnland	5	5
Frankreich	8	8
Griechenland	7	6
Irland	-	4
Italien	5	5
Lettland	8	7
Litauen	10	7
Malta	8	2
Niederlande	4	7
Österreich	5	5
Polen	2	3
Portugal	6	5
Rumänien	5	6
Schweden	10	9
Slowakei	6	6
Slowenien	6	6
Spanien	6	4
Tschechien	4	5
Ungarn	6	5
Ver. Königreich	9	8
Zypern	6	4
Summe	161	139
Mittelwert	6,7	5,6