
Die Münchner Ergebnisse im Bundes- und Landesvergleich: Ein Ude-Effekt in München?

2

Lukas Rudolph

Wie lassen sich Erkenntnisse, die in München gewonnen werden sollen, in den allgemeinen Trend bei den Bundestagswahlen in Deutschland und den Landtagswahlen in Bayern einordnen? Gab es in der bayerischen Landeshauptstadt Besonderheiten des Wahlkampfes und des Wahlverhaltens, die zu München-spezifischen Ergebnissen führen? Im Speziellen kommt hier etwa ein besonderer Kandidateneffekt des damaligen Münchner Oberbürgermeisters und SPD-Spitzenkandidaten bei der Landtagswahl, Christian Ude, infrage. Führen die Analysen zu Veränderungen in den Stimmenanteilen der Parteien auf Individualdatenebene und auf Aggregatdatenebene substantiell zu ähnlichen Schlüssen? Zu diesen Fragen soll im Folgenden das Wahlverhalten in der bayerischen Landeshauptstadt mit dem Wahlverhalten in der restlichen Bundesrepublik bzw. in Bayern verglichen werden.

Zwei zentrale Ergebnisse lassen sich aus dieser Analyse gewinnen: Zum einen folgen die Trends der Stimmenabgabe in München sehr eng den Trends bei Bundes- und Landtagswahlen in Bayern, und zu einem gewissen Grad auch in Deutschland – trotz der besonderen Stellung Münchens als drittgrößter Stadt in der Bundesrepublik, Landeshauptstadt des Freistaates Bayern und relativer SPD-Hochburg inmitten eines CSU-dominierten politischen Umfelds. Daraus lässt sich zumindest die Hypothese ableiten, dass Wählerwanderungen in München vergleichbar auch in anderen Wahlorten der Bundesrepublik, zumindest aber Bayerns, beobachtbar sein sollten.

L. Rudolph (✉)
München, Deutschland
E-Mail: lukas.rudolph@gsi.uni-muenchen.de

Zum anderen sind Abweichungen vom bayernweiten Trend in München durch spezielle Dynamiken des Wahlkampfes erklärbar. Dies betrifft insbesondere einen „Ude-Effekt“ bei der Landtagswahl. Christian Ude, von 1993 bis 2014 Oberbürgermeister der Stadt München, trat bei der Landtagswahl 2013 als Spitzenkandidat der SPD an. Die Spitzenkandidatur des Münchner Oberbürgermeisters lässt aufgrund seiner Popularität einen besonderen Wahlbonus erwarten. Seine Wahlergebnisse bei den Oberbürgermeisterwahlen (2008: 66,8 %; 2002: 64,5 %; 1999: 61,2 %; 1993: 50,8 %, jeweils erster Wahlgang) lagen jeweils deutlich über den Wahlergebnissen der SPD bei den jeweiligen Stadtratswahlen (2008: 39,8 %; 2002: 41,9 %; 1996: 37,4 %; 1994: 34,5 %).¹ Wie im Folgenden dargestellt wird, kann ein „Ude-Effekt“ in Höhe von knapp fünf Prozentpunkten bei den Zweitstimmen der SPD-Landtagswahlergebnissen gezeigt werden. Diese aus den Aggregatdaten gewonnene Erwartung wird sich mit den im Rahmen der Wählerwanderungsanalyse gewonnenen Erkenntnissen decken (siehe Kap. 10).

2.1 München im Vergleich zum Bundes- und Landestrend

2.1.1 Wahlergebnisse in München zur Bundestagswahl im Vergleich zum Bundestrend

Im Folgenden wird zunächst München in den deutschlandweiten Trend bei den Bundestagswahlen 1994–2013 eingeordnet.² Abb. 2.1 vergleicht den Trend eines durchschnittlichen bundesdeutschen Kreises bzw. den Trend Münchens bezüglich Wahlbeteiligung, SPD-Zweitstimmenergebnis sowie CDU/CSU-Zweitstimmenergebnis. Zunächst lässt sich allgemein festhalten, dass seit 1994 die mittlere gesamtdeutsche Wahlbeteiligung bis 2005 relativ stabil zwischen 77 und 82 % gelegen

¹Die Stadtratswahlen 2008 und 2002 fanden zeitgleich mit der Oberbürgermeisterwahl statt. Datenquelle: „Die Oberbürgermeisterwahlen seit 1952“ und „Die Stadtratswahlen seit 1984“, Statistisches Amt der Stadt München, 2014, online unter: „<http://www.muenchen.de/rathaus/Stadtinfos/Statistik/Wahlen.html>“, abgerufen am 23.02.2016.

²Um Probleme mit wechselnden Wahlkreiszuschnitten zu vermeiden, greifen die folgenden Analysen auf Landkreisdaten zum Gebietsstand 31.12.2013 zurück (402 Landkreise und kreisfreie Städte). Die Stadt München stellt dabei als kreisfreie Stadt eine Beobachtung dar. Datenquelle: Statistik 14111 – Allgemeine Bundestagswahlstatistik. Regionaldatenbank Deutschland 2013. Statistische Ämter des Bundes und der Länder, online unter <https://www.regionalstatistik.de>, abgerufen am 01.10.2014.

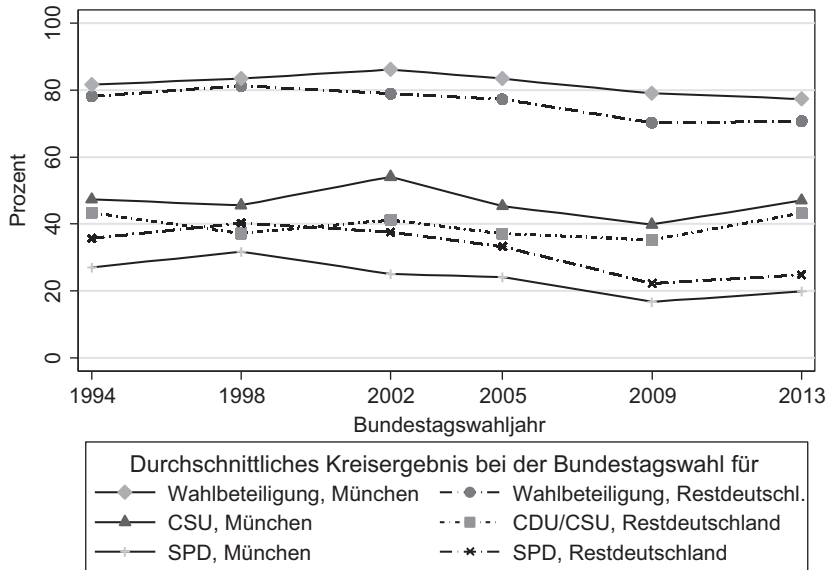


Abb. 2.1 München im Vergleich zum deutschlandweiten Trend bei Bundestagswahlen – Wahlbeteiligung, SPD- und CDU/CSU-Zweitstimmen 1994–2013 in München und Restdeutschland. Bem.: Ungewichteter Durchschnitt auf Ebene der 402 Landkreise/kreisfreien Städte

hat, mit den Wahlen 2009 und 2013 aber auf ca. 70 bis 71 % abfiel. Der mittlere Stimmenanteil für die Union schwankt zwischen 43,4 % (1994) und 35,3 % (2009). Der mittlere Stimmenanteil für die SPD sinkt dagegen, zumindest seit 1998, tendenziell ab, und schwankt zwischen 40,2 % (1998) und 22,2 % (2009).

Es wird darüber hinaus ersichtlich, dass die Stadt München zwar auf einem leicht unterschiedlichem Niveau wählt – bei erhöhter Wahlbeteiligung, höherem Stimmenanteil für die Union und niedrigerem Stimmenanteil für die SPD –, aber dennoch tendenziell dem allgemeinen Bundestrend folgt. Offensichtlich unterschiedliche Trends sind lediglich für das Wahljahr 2002 zu erkennen: Hier ist der CSU-Stimmenanteil in München relativ zum Bundestrend der Union überproportional gestiegen, ebenso die Wahlbeteiligung, während der SPD-Stimmenanteil überproportional gesunken ist. Dies lässt sich mit den Spezifika des Wahlkampfes 2002 erklären – Bundeskanzler Gerhard Schröder trat gegen den Herausforderer Edmund Stoiber, seines Zeichens Ministerpräsident in Bayern, an. Die überdurchschnittliche Popularität Stoibers in Bayern (Fischer 2007), also auch in München,

und das besondere Ereignis des Hochwassers 2002 mit einem Stimmenbonus für Gerhard Schröder insbesondere in Ostdeutschland (Bechtel und Hainmueller 2011) sind eine plausible Erklärung für diese Besonderheit. Insbesondere der Trend 2009 bis 2013 zeigt allerdings wieder eine sehr starke Parallelität auf – dies spricht dafür, dass Faktoren, die das Wahlverhalten in Deutschland 2009 bis 2013 insgesamt beeinflussten auch in München wirkten. Im Umkehrschluss müssten sich damit die in der vorliegenden Exit Poll-Studie gewonnenen Ergebnisse zur Bundestagswahl zu einem gewissen Grad verallgemeinern lassen. Vorsicht ist selbstverständlich dennoch geboten, da auch bei einem perfekt parallelem Trend die Gründe die zu diesem Trend geführt haben auf Aggregatebene verborgen bleiben; es sind damit gegenläufige Mechanismen denkbar, die sich gegenseitig aufheben.

Im Anschluss an die Betrachtung in Abb. 2.1 wurden zudem Modelle mit Kreis- und Jahr-Fixed-Effects mit und ohne Einbezug von Kontrollvariablen geschätzt (ausführliche Präsentation im Online-Appendix, Tabelle A2-1).³ Diese zeigen für die interessierende Periode 2009–2013 einen, *ceteris paribus* mit Kontrollvariablen, parallelen Trend für die Veränderungen in der Stimmenabgabe für SPD und CDU/CSU; lediglich für die Wahlbeteiligung in München lässt sich relativ zur Wahlbeteiligung in Restdeutschland ein signifikanter Unterschied feststellen (–2,1 Prozentpunkte). Ohne den Einschluss von Kontrollvariablen ist der

³Folgende Modellgleichung liegt den Schätzungen zugrunde: $Y_{it} = \theta_i + \lambda_t + \beta_i M_i + X_{it} \delta + \epsilon_{it}$. Es werden somit für die Jahre $t = \{1994, 1998, 2002, 2005, 2009, 2013\}$ (Modell 1–3 in Tabelle A2-1) bzw. $t = \{2005, 2009, 2013\}$ (Modell 4–6 in Tabelle A2-1) die Wahlbeteiligung bzw. der Stimmenanteil von SPD bzw. CDU/CSU unter Einbezug von Jahr (λ_t) und Kreis-Fixed-Effects (θ_i) geschätzt. Der interessierende Effekt, die Unterschiedlichkeit des Trends der abhängigen Variablen in München ($M_i = 1$) gegenüber den restlichen Beobachtungen ($M_i = 0$) wird durch β_i geschätzt. Mittels eines Wald-Tests wird dann die Null-Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten β_{2009} und β_{2013} untersucht, i.e. ob der Trend der abhängigen Variable 2009–2013 in München bzw. in Restdeutschland identisch ist (letzte Zeilen in Tabelle A2-1). Zudem wird für die Jahre 2005–2013 die Schätzung um die zeitvarianten Kontrollvariablen (X_{it}) Bevölkerungsdichte, Migrationsbewegungen, Anteil sozialversicherungspflichtig Beschäftigter, Wirtschaftsstruktur (je Anteil der Wertschöpfung in Landwirtschaft, produzierendem Gewerbe, Baugewerbe, Handel, Finanz- und sonstigen Dienstleistungen), Ausländeranteil, Anteil der Bevölkerung unter 18 sowie über 65, Arbeitslosenquote, Jugendarbeitslosenquote und Arbeitslosenquote von Ausländern und einen separaten Trend für Städte mit Einwohnern > 500.000 erweitert. Die Standardfehler werden auf Landkreisebene geclustert. Datenquelle: Regionaldatenbank Deutschland 2013. Statistische Ämter des Bundes und der Länder, online unter <https://www.regionalstatistik.de>, abgerufen am 01.10.2014. Der Online-Appendix findet sich auf der Produktseite des Buches unter www.springer.com.

Trend für die Veränderungen in der Stimmenabgabe für SPD und CDU/CSU zwar klein ($-0,5$ bzw. $-0,8$ Prozentpunkte), jedoch ebenfalls signifikant.

2.1.2 Wahlergebnisse in München zur Bundes- und Landtagswahl im Vergleich zum Landestrend

Im Folgenden werden die Wahlergebnisse Münchens in den langfristigen bayernweiten Trend eingeordnet (Abb. 2.2). Die mittlere Wahlbeteiligung in Bayern liegt tendenziell niedriger als auf Bundesebene: 1994–2005 zwischen ca. 77 und ca. 81 %, 2009 und 2013 zwischen 69 und 71 %. Der Stimmenanteil der CSU variiert im Mittel zwischen 43,8 % (2009) und 60,0 % (2002) – die SPD-Ergebnisse variieren dagegen zwischen 16,7 % (2009) und 34,3 % (1998).

Die Wahlbeteiligung und Stimmenanteile von SPD und CSU in München folgen einem durchschnittlichen Kreis in Bayern erneut sehr eng – wobei die Wahlbeteiligung etwas höher, der CSU-Stimmenanteil etwas niedriger liegt.

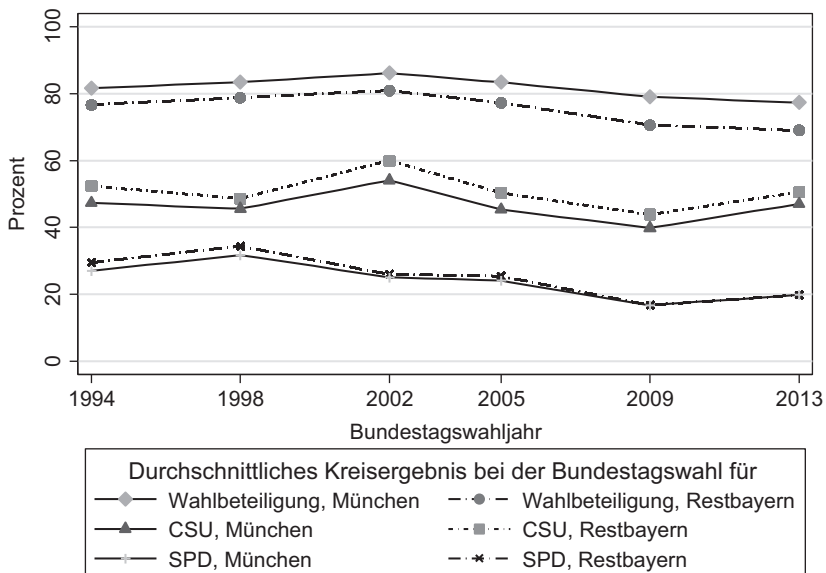


Abb. 2.2 München im Vergleich zum bayernweiten Trend bei Bundestagswahlen – Wahlbeteiligung, SPD- und CSU-Zweitstimmen 1994–2013 in München und Restbayern. Bem.: Ungewichteter Durchschnitt auf Ebene der 96 Landkreise/kreisfreien Städte

Erneut wurden Modelle mit Jahr- und Kreis-Fixed-Effects unter Einbezug von Kontrollvariablen⁴ geschätzt, mit ähnlichen Ergebnissen (s. ausführlich Tabelle A2-2 im Online-Appendix): Mit Kontrollvariablen lässt sich lediglich im Trend der Wahlbeteiligung für die Periode 2009–2013 ein signifikanter Unterschied für München feststellen (–0,9 Prozentpunkte, auf dem 1 %-Niveau). Ohne Kontrollvariablen liegt der relative Stimmenanteil für die CSU in München 2013 um ca. 0,4 Prozentpunkte höher (signifikant auf dem 5 %-Niveau).

Nicht zuletzt wird in Abb. 2.3 der langfristige Trend von Wahlbeteiligung und SPD- bzw. CSU-Stimmenanteilen in einem durchschnittlichen Stimmkreis bei den Landtagswahlen in Bayern betrachtet.⁵ Im Vergleich zur Bundestagswahlbeteiligung liegt die Beteiligung bei Landtagswahlen als „second order election“ (Reif et al. 1997) typischerweise niedriger: Bei 70 % 1998 bzw. ca. 57 bis 64 % 2003–2013. Die Stimmenanteile von CSU und SPD bewegen sich dagegen in ähnlichen Größenordnungen wie bei den Bundestagswahlen: Die CSU Stimmenanteile variieren im Mittel zwischen 44,7 % (2008) und 61,9 % (2003), die der SPD zwischen 17,4 % (2008) und 28,0 % (1998).

Auch bei Landtagswahlen folgt das Wahlverhalten 1998 bis 2013 in München den Ergebnissen in Restbayern, jedoch auf unterschiedlichem Niveau. Die Wahlbeteiligung ist in München um ca. 1–2 Prozentpunkte niedriger; die Differenzen zu den mittleren Gesamtstimmenanteilen von CSU und SPD sind sehr unterschiedlich: Der mittlere CSU Stimmenanteil in den Münchner Stimmkreisen variiert zwischen 31,8 und 48,7 %, ca. 13 Prozentpunkte unter dem Landesschnitt (außer 2008: ca. 7 Prozentpunkte); der mittlere SPD Stimmenanteil in München liegt dagegen zwischen ca. 5 (1998) bis ca. 13 (2013) Prozentpunkten über dem Landesschnitt von 17,4 bis 30,0 %.

⁴Diesen Ergebnissen liegen dieselbe Regressionsgleichung und dieselben Daten wie in Fußnote 3 zugrunde, bei einer Einschränkung des Samples auf alle bayerischen Landkreise/kreisfreien Städte (Unterschied: kein separater Trend für Städte mit Einwohnern > 500.000, stattdessen für die 7 bayerischen Wahlkreise).

⁵Datengrundlage sind die Landtagswahlergebnisse auf Stimmkreisebene in den Grenzen von 2013. Stimmkreisänderungen wurden umgerechnet. Datenquelle für Wahlergebnisse auf Stimmkreisebene: Landtagswahlergebnisse 1998 bis 2013. Landeswahlleiterin des Freistaates Bayern, online unter: <http://www.wahlen.bayern.de/landtagswahlen>, abgerufen am 01.10.2013. Datenquelle für Kontrollvariablen: Rudolph und Däubler 2015, 2016.

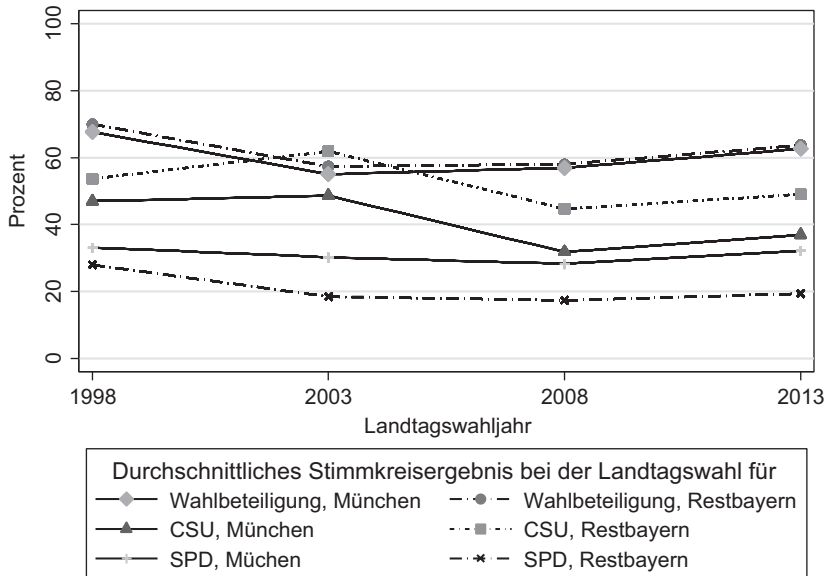


Abb. 2.3 München im Vergleich zum bayernweiten Trend bei Landtagswahlen – Wahlbeteiligung, SPD- und CSU-Gesamtstimmen 1998–2013 in München und Restbayern. Bem.: Ungewichteter Durchschnitt auf Ebene der 90 bayerischen Stimmkreise, davon 8 in München

Erneut wurden Modelle mit Jahr- und Kreis-Fixed-Effects unter Einbezug von Kontrollvariablen⁶ geschätzt, um die Parallelität der Trends für die interessierende Periode 2008–2013 zu erhärten. Während sich auf dem 10 %-Signifikanzniveau keine Unterschiede zwischen dem Trend des CSU-Stimmenanteils und der Wahlbeteiligung

⁶Das Vorgehen gleicht dem wie in Fußnote 3 beschrieben. Zugrunde gelegt wurden die Ergebnisse auf Stimmkreisebene für die Wahlen 1998, 2003, 2008 und 2013 (Modelle 1–3 in Tabelle A2-3) bzw. für die Wahlen 2008 und 2013 (Modelle 4–6 in Tabelle A2-3). Für die Zeitperiode 2008–2013 wurden Kontrollvariablen aus Rudolph und Däubler 2015 auf Stimmkreis- und Stimmkreiskandidatenebene hinzugefügt. Stimmkreisebene: Log der Bevölkerungsdichte; Anteil sozialversicherungspflichtig Beschäftigter; Anteil Ausländer; eingehende Migration; Bautätigkeit; Anteil landwirtschaftlicher Bevölkerung; kommunales Steueraufkommen (p.c.); kommunale Verschuldung (p.c.); Kandidatenebene: CSU Stimmkreiskandidat ist Mandatsträger, ist Mitglied eines Landtagsausschusses mit lokalem Bezug, ist Kabinettsmitglied, ist Bezirksvorsitzender, ist Parteifunktionär, ist in die Verwandtenaffäre involviert; Anzahl der absolvierten Wahlperioden des CSU Stimmkreiskandidaten; Nicht-CSU-Stimmkreiskandidat ist Spitzenkandidat, ist in Verwandtenaffäre involviert; Hochwasser 2013 trat im Stimmkreis auf.

zeigen lassen, scheint der SPD-Gesamtstimmenanteil 2013 in München in mehreren Spezifikationen relativ gestiegen zu sein, um ca. 1,3 bis 2,0 Prozentpunkte.⁷ Dieser Unterschied ist erklärungsbedürftig, da er spezifisch bei der SPD und bei den Landtagswahlen auftritt. Erklärungsfaktor könnte hier etwa ein besonderer Ude-Effekt sein.

Während insgesamt also festzuhalten ist, dass die Ergebnisse der beiden Volksparteien SPD bzw. CDU/CSU sowie der Wahlbeteiligung, trotz teilweise unterschiedlichem Ausgangsniveau, in München und Restdeutschland bzw. Restbayern einem ähnlichen Trend (insbesondere für die Periode 2008–2013) ohne größere systematische Unterschiede folgen, ist eine scheinbare Abweichung speziell der SPD-Stimmenanteile bei der Landtagswahl 2013 in Bayern erklärungsbedürftig. Darauf soll im Folgenden eingegangen werden.

2.2 Ein Ude-Effekt als Spill-Over eines lokalen Amtsinhaberbonus bei der Landtagswahl

2.2.1 Wahlsetting und theoretische Überlegungen

Der relative Zugewinn der SPD von 2,2 Prozentpunkten in München, gemessen über den Vergleich des Anstiegs 2008–2013 im mittleren SPD-Gesamtstimmenanteil in München von 28,1 auf 32,1 Prozentpunkte gegenüber einem Anstieg von 17,5 auf 19,3 in Restbayern, könnte speziell auf die Kandidatur des Münchner Oberbürgermeisterkandidaten Christian Ude als SPD-Spitzenkandidat zur Landtagswahl zurückzuführen sein.

Ein empirischer Test dieser Fragestellung knüpft an die theoretische Erwartung zu Veränderungen in Stimmenanteilen durch diese Personalie und Besonderheiten des bayerischen Wahlsystems an. Sowohl die Erststimme, eine relative Mehrheitswahl in 90 Einerwahlkreisen, wie auch die Zweitstimme, eine offene Listenwahl in sieben Wahlkreisen⁸, werden addiert und zählen dann gleichermaßen für die proportionale Verteilung der Parlamentssitze auf Parteien (Massicotte 2011). Dies impliziert zunächst, dass die Parteientscheidung die Kandidatenentscheidung bei

⁷Ohne Kontrollvariablen: 1,9 Prozentpunkte (Standardfehler 0,5); mit Kontrollvariablen: 1,3 Prozentpunkte (Standardfehler 1,1). Positive Koeffizienten speziell für die SPD-Ergebnisse sind auch das Resultat weiterer geschätzter Modelle, die etwa für spezifische Trends in Franken, zudem in Oberbayern und/oder in Städten (groß bzw. klein) kontrollieren.

⁸Stimmkreiskandidaten sind dabei immer auch auf der offenen Wahlkreisliste wählbar, jedoch nicht im Stimmkreis, in dem sie als Stimmkreiskandidat antreten. Wahlkreiskandidaten müssen jedoch nicht gleichzeitig Stimmkreiskandidaten sein.

beiden Stimmenabgaben dominieren sollte, insofern ein Wähler nicht (nahezu) indifferent zwischen zwei Parteien ist (Rudolph und Däubler 2016).

Christian Ude könnte potenziell als ehemaliger Münchner Oberbürgermeister einen (zumindest zusätzlichen) Kandidateneffekt auf Zweitstimmenebene erzielt haben: Er trat für die SPD auf Listenplatz 1 der Wahlkreisliste Oberbayern an, zu der auch München gehört, nicht jedoch als Stimmkreiskandidat in einem bestimmten Stimmkreis. Alle Wähler in den acht Stimmkreisen Münchens, ebenso wie alle anderen Wähler im Wahlkreis Oberbayern, konnten somit mit ihrer Erststimme zwar für einen SPD-Kandidaten, nicht aber für Christian Ude stimmen, hatten mit ihrer Zweitstimme aber die Möglichkeit direkt Christian Ude unter insgesamt 45 SPD-Kandidaten zu wählen. Hieraus folgt die Hypothese eines spezifischen Kandidateneffektes, sozusagen eines lokalen Amtsinhaberbonus übertragen in eine andere elektorale Arena. Sollte dieser Bonus vorliegen, müsste ein Ude-Effekt insbesondere auf Ebene der SPD-Zweitstimmen zu erwarten sein – potenziell in ganz Oberbayern, wo Christian Ude auf der Wahlkreisliste speziell wählbar war, vielmehr aber in München: Gegeben seiner großen Popularität als langjähriger Oberbürgermeister in München ist zu erwarten, dass der Kandidateneffekt auch nicht-SPD-Wähler gerade in München dazu bewogen hat, hier die Person Ude auf der Wahlkreisliste der SPD Oberbayern anzukreuzen. Unklar ist jedoch, zuungunsten welcher Partei(en) – gegeben der Erwartung, dass eine Kandidatenpräferenz gerade solche Wähler umstimmen kann, die auf Ebene der Parteienbewertung nahezu indifferent sind, sollte ein Wechsel von Wählern der ideologisch naheliegenden Parteien SPD und Bündnis 90/Die Grünen am ehesten zu erwarten sein. Ein entsprechendes theoretisches Modell, in dem Kandidateneffekte Parteieffekte nur dann überlagern können, wenn die Distanz eines Wählers zwischen den betreffenden Parteien hinreichend klein ist, wird etwa in Rudolph und Däubler (2016) diskutiert.

2.2.2 Empirische Ergebnisse

Im Folgenden werden Varianten des folgenden Regressionsmodells geschätzt:

$$Y_{it} = \theta_i + \lambda_t + \beta_i M_i + \mathbf{X}_{it} \delta + \mathbf{T}_i \gamma_t + \epsilon_{it}$$

Abhängige Variable sind Stimmenanteile Y_{it} auf Ebene der Stimmkreise $i, i \in \{1, \dots, 90\}$ für die Landtagswahlen in $t = \{2008; 2013\}$. Geschätzt wird ein Modell mit Zeit- (λ_t) und Stimmkreis-Fixed-Effects (θ_i), unter Einschluss von zeitvarianten Kontrollvariablen \mathbf{X}_{it} auf Ebene von Stimmkreiskandidaten- und

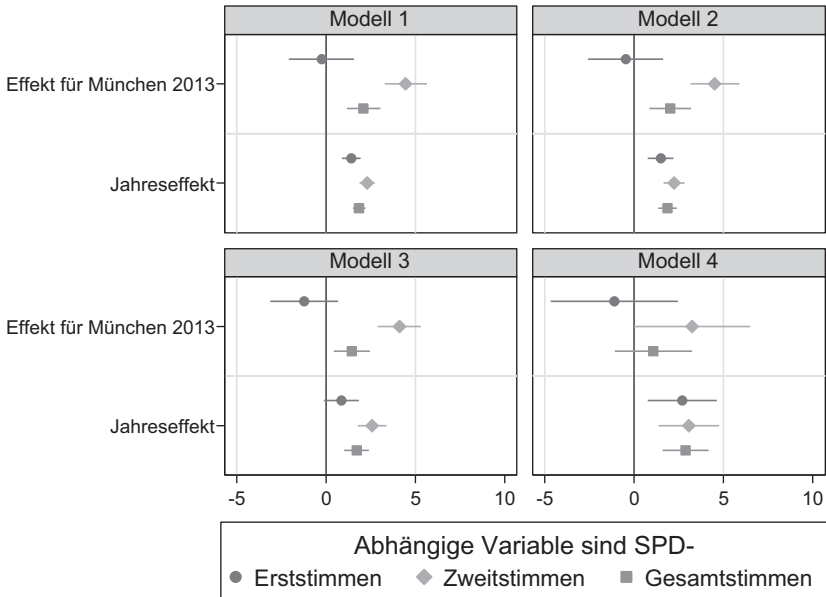


Abb. 2.4 Trend 2008–2013 für die SPD-Anteile bei der Landtagswahl auf Ebene von Erst-, Zweit- und Gesamtstimmen. Bem.: Modell 1 schätzt den München-Effekt ohne Kontrollvariablen (KV); Modell 2 mit KV für Zeittrends; Modell 3 mit KV für Zeittrends und Kandidatenqualität; Modell 4 zusätzlich mit KV für Stimmkreisqualität. N = 90 Stimmkreise. 95 %-Konfidenzintervalle werden dargestellt

Stimmkreisqualität.⁹ Zudem werden separate Zeit-Effekte für sub-territoriale Einheiten (Nordbayern, kreisfreie Städte) in 2013 zugelassen (T_i), insbesondere für München 2013 (M_i). Dieser separate „München-Effekt“ für 2013 (β_{2013}) relativ zu 2008 misst ceteris paribus den Ude-Effekt – unter der Annahme von sonst parallelen Trends zwischen München und Restbayern, also unter der klassischen Annahme eines Difference-in-Differences-Designs, dass sich ohne Ude die abhängige Variable in München und Restbayern parallel entwickelt hätte (Lechner 2010).

Wie aus Abb. 2.4 ersichtlich wird, ist unter der oben genannten Annahme ein klarer Ude-Effekt auf Ebene der SPD-Zweitstimmenanteile identifizierbar (die Modelle werden im Online-Appendix, Tabellen A2-4 bis A2-7 voll dargestellt). Die

⁹S. Fußnote 6 für die inkludierten Kontrollvariablen. Die Standardfehler werden in allen Spezifikationen auf Stimmkreisebene geclustert. Konfidenzintervalle der Abb. 2.4 und 2.5 sind immer 95 %-Konfidenzintervalle.

SPD-Zweistimmenanteile liegen in den Münchner Stimmkreisen um 4,5 Prozentpunkte höher (Modell 1, signifikant auf dem 1 %-Niveau). Dies ist ein substanzieller Anstieg – der mittlere Stimmenanteil der SPD in Restbayern 2013 beträgt 19,3 %, der Zugewinn der SPD 2013 gegenüber 2009 beträgt im Mittel 2,3 Prozentpunkte. Der Ude-Effekt ist nach dieser Schätzung also etwa doppelt so hoch wie der Jahreseffekt. Währenddessen entwickelten sich die Erststimmenanteile der SPD in München relativ zu den restlichen Stimmkreisen in Bayern 2013 identisch – der Ude-Effekt hat also nicht generell der Münchner SPD Wähler zugeführt, sondern spezifisch zu einem stärkeren Zweitstimmenergebnis der SPD in München beigetragen. Dieses hat sich folglich in einen, auf Gesamtstimmenebene, schwächeren positiven Effekt übertragen, in Höhe von 2,1 Prozentpunkten (Modell 1, signifikant auf dem 1 %-Niveau). Diese Effekte sind, wie die Koeffizientenplots für Modell 2–4 zeigen, robust für die Inklusion von Kontrollvariablen: Modell 2 erlaubt separate Zeittrends für Nordbayern und für urbane Regionen (kreisfreie Städte), Modell 3 zusätzlich für Kontrollvariablen, die die Stimmkreiskandidatenqualität betreffen, Modell 4 zusätzlich für Kontrollvariablen auf Stimmkreisebene. Der Koeffizient für den Ude-Effekt auf Zweitstimmenebene ist bemerkenswert stabil, er schwankt zwischen 4,5 (Modell 2, signifikant auf dem 1 %-Niveau) und 3,2 Prozentpunkten (Modell 4, p-Wert 0.050). Der Gesamtstimmen-Effekt verliert lediglich in Modell 4 soweit an Präzision, dass er zwar weiterhin positiv, aber statistisch nicht mehr signifikant von Null unterscheidbar ist.

Da die Stimmenabgabe bei fixer Wählerzahl ein Nullsummenspiel ist, stellt sich die Frage, woher die zusätzlichen SPD-Wähler kamen. Denkbar ist sowohl eine Motivation aus der Nichtwählerschaft durch diesen Kandidateneffekt, wie auch die Überzeugung der Anhänger anderer Parteien. Angesichts des parallelen Trends der Wahlbeteiligung (s. Abb. 2.3) scheint ein Wechsel aus der Nichtwählerschaft unwahrscheinlich. Die Wähler welcher Partei(en) haben sich folglich speziell mit der Zweitstimme in München im Vergleich zu 2009 zu einer SPD-Wahl bewegen lassen? Ein Maß, das für diese Messung besonders gut geeignet ist, ist die Differenz der Zweit- und Erststimmen auf Stimmkreisebene (“Difference-in-Tiers”). Dieses Maß kontrolliert implizit für alle Faktoren, die auf Erst- wie Zweitstimmenabgabe in gleicher Weise wirken, insbesondere also alle Faktoren die die Parteientscheidung betreffen (Rudolph und Däubler 2016). Die Messung des Ude-Effektes mit diesem Maß zeigt einen klar positiven Koeffizienten für die SPD in München, zwischen 2,5 (mit Kontrollvariablen für Stimmkreiskandidatenqualität und Wahlkreise, signifikant auf dem 5 %-Niveau) und 4,7 Prozentpunkten (ohne Kontrollvariablen, signifikant auf dem 1 %-Niveau, s. Abb. 2.5 und vgl. Tabelle A2-8 des Online-Appendix). Für keine der anderen Parteien wird aus Abb. 2.5¹⁰ ein negativer Effekt ersichtlich,

¹⁰Die Schätzung wird im Online-Appendix in Tabelle A2-9 ausführlich dargestellt.

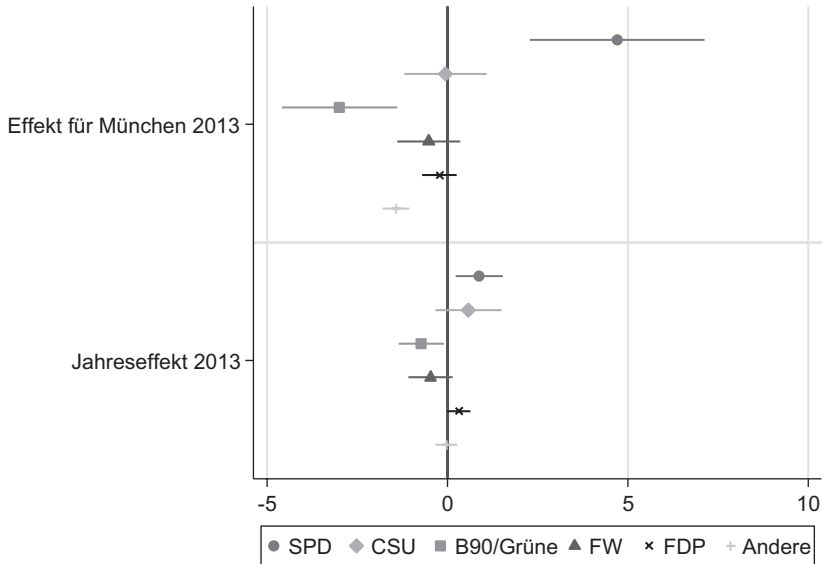


Abb. 2.5 Der München-Effekt bei der Landtagswahl in der Differenz zwischen Erst- und Zweitstimmen auf Stimmkreisebene für alle Parteien. Bem.: N = 90 Stimmkreise. 95 %-Konfidenzintervalle werden dargestellt

mit Ausnahme von B90/Die Grünen und der Sammelkategorie „andere Parteien“. Dies legt nahe, dass ein beträchtlicher Anteil der Wähler der Grünen bei der Landtagswahl 2013 seine Stimme gesplittet und mit der Zweitstimme SPD gewählt hat. Der Punktschätzer für die „Difference-in-Tiers“ der Grünen beträgt 3,0 Prozentpunkte (ohne Kontrollvariablen, signifikant auf dem 1 %-Niveau, s. Abb. 2.5) – bei einem Erststimmenanteil der Grünen von 11,8 Prozentpunkten sind dies über 25 % der potenziellen Grünen-Wähler. Auch bei der Kategorie „andere Parteien“, mit einer geschätzten Differenz von 1,4 Prozentpunkten ist der Anteil des Effektes mit 15 % der Erststimmen (9,9 Prozentpunkte) substantiell. Dieses Ergebnis ist robust für die Inklusion von Kontrollvariablen für die Qualität der Stimmkreiskandidaten und die Wahlkreisliste, wird mit beiden Kontrollvariablensets jedoch insignifikant.¹¹

¹¹Bei Inklusion beider Kontrollvariablensets wird das Ergebnis für B90/Grüne insignifikant; das Ergebnis für die „anderen Parteien“ liegt nahe an Null und wechselt das Vorzeichen – die CSU-Differenz in Zweit- und Erststimmen wird dagegen signifikant negativ. Das SPD-Ergebnis bleibt robust.

2.2.3 Diskussion

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Evidenz für einen starken Ude-Effekt speziell in München und spezifisch auf Ebene der Zweitstimme spricht, zugunsten der SPD und zulasten insbesondere der Grünen. Ob hier wirklich ein expliziter Wechselmechanismus vorgelegen hat lässt sich am besten mit Individualdaten nachvollziehen: Gaben SPD-Zweitstimmenwähler überproportional häufig an, dass sie bei der letzten Wahl die Grünen gewählt haben? Gaben Wähler, die äußern ihre Stimme gesplittet zu haben an, dass dies auf Grund des Kandidaten Christian Ude geschah? Daten des Exit Polls erlauben es, diese Fragen zu beantworten (vgl. Kap. 10). Plausibilität verleiht dieser Interpretation die Parallelität des Trends in SPD-Erst- und Zweitstimmen in der Zeitperiode vor 2009, sowie 2009–2013 in den anderen Stimmkreisen Bayerns. Theoretisch spiegeln die empirischen Ergebnisse ein Modell des Wahlvorgangs wieder, in dem Wähler Partei- und Kandidateneffekte gegeneinander abwägen: Auf Ebene der Erststimme kann die Kandidatur Udes die Wahlentscheidung nur indirekt beeinflussen: Über die zusätzliche Valenz, die der Kandidat Ude der Partei SPD für Ude-geneigte Wähler potenziell verleiht. Auf Ebene der Zweitstimme kann das Parteiendifferenzial zwischen SPD und der für einen Wähler zweitpräferierten Partei jedoch direkt durch einen Kandidaten-Effekt – Ude ist nun ja explizit in der offenen SPD-Liste wählbar – zugunsten der SPD gedreht werden. Dies scheint der Effekt zu sein, den wir hier empirisch beobachten. Letztlich lässt sich dies als der Spill-Over eines Amtsinhaberbonus („incumbency effects“) von der kommunalen elektoralen Arena zur Arena der Landtagswahl interpretieren¹² – gerade, da der Effekt bei der Landtagswahl geografisch speziell für die Stimmkreise der Kommune München zeigbar ist.¹³ Fraglich ist, ob Wähler unter einem alternativen Wahlsystem ihre Stimme anders gesplittet hätten – man nehme an, ein Ude-geneigter Wähler, der vormals mit beiden Stimmen eine andere Partei gewählt hatte, wäre indifferent, ob seine Erst- oder Zweitstimme an die SPD geht. Das Wahlsystem mit der offenen Liste legt ihm nun ein Stimmensplitting derart nahe, dass die Zweitstimme zur SPD-Stimme wird. Aus Sicht der SPD mag diese Art des Splittings jedoch nicht

¹²Vgl. zum schwer zu messenden „incumbency effect“ allgemein Lee (2008). Vgl. zum Spill-Over des Amtsinhaberbonus von Bundestagswählerst- auf Bundestagswahlzweitstimmen Hainmueller und Kern (2008).

¹³Potenzielle Effekte in Oberbayern sind aufgrund potenzieller Störvariablen schwierig zu messen. Unter der Annahme eines parallelen Trends würde sich für Oberbayern ein Effekt von ca. 1,8 Prozentpunkten zeigen.

Tab. 2.1 Vergleich der Erst- und Zweitstimmenergebnisse (in %) für CSU und SPD in den Münchner Stimmkreisen

Stimmkreisnummer	Stimmkreisname	CSU Erststimmen	CSU Zweitstimmen	SPD Erststimmen	SPD Zweitstimmen
101	München-Hadern	37,5	37,3	31,1	34,7
102	München-Bogenhausen	36,3	35,8	28,9	33,3
103	München-Giesing	33,8	34,7	29,1	34,5
104	München-Milbertshofen	32,3	31,4	33,8	37,6
105	München-Moosach	39,5	40,3	31,7	33,7
106	München-Pasing	42,0	42,1	27,1	31,3
107	München-Ramersdorf	43,0	42,2	29,5	32,3
108	München-Schwabing	31,6	31,9	29,2	35,8

optimal gewesen sein: Hätte nur ein Teil des systematischen Zweitstimmenbonus der SPD in München auf die SPD-Erststimmen umgelegt werden können, hätte die SPD vermutlich mehr als einen Münchner Stimmkreis auf Erststimmenebene gewonnen – dies wäre politisch für die SPD ein wichtiges Zeichen gewesen, gerade da in München viele prominente CSU-Vertreter als Stimmkreiskandidaten angetreten sind. Unter der Annahme, dass der SPD-Zweitstimmenbonus von ca. 4,7 Prozentpunkten komplett zum Erststimmenanteil hinzugekommen wäre, hätte die SPD den CSU-Erststimmenanteil in München-Giesing und München-Schwabing etwa ein- bzw. überholt (s. Tab. 2.1).

Literatur

Bechtel, M. M., & Hainmueller, J. (2011). How lasting is voter gratitude? An analysis of the short- and long-term electoral returns to beneficial policy. *American Journal of Political Science*, 55(4), 852–868.

- Fischer, S. (2007). Edmund Stoiber. Der gefühlte Sieger. In D. Forkmann & S. Richter (Hrsg.), *Gescheiterte Kanzlerkandidaten* (S. 356–391). Wiesbaden: VS Verlag.
- Hainmueller, J., & Kern, L. (2008). Incumbency as a source of spillover effects in mixed electoral systems: Evidence from a regression-discontinuity design. *Electoral Studies*, 27, 213–227.
- Lechner, M. (2010). The estimation of causal effects by difference-in-difference methods. *Foundations and Trends in Econometrics*, 4(3), 165–224.
- Lee, D. S. (2008). Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections. *Journal of Econometrics*, 142, 675–697.
- Massicotte, L. (2011). Mixed systems. In J. M. Colomer (Hrsg.), *Personal representation. The neglected dimension of electoral systems* (S. 97–115). Colchester: ECPR Press.
- Reif, K., Hermann, S., & Pippa, N. (1997). Second-order elections. *European Journal of Political Research*, 31(1–2), 109–124.
- Rudolph, L., & Däubler, T. (2015). Replication data for “Holding individual representatives accountable: The role of electoral systems”. *Harvard Dataverse V1*. doi:[10.7910/DVN/E2187A](https://doi.org/10.7910/DVN/E2187A).
- Rudolph, L., & Däubler, T. (2016). Holding individual representatives accountable: The role of electoral systems. *The Journal of Politics*, 78(3), 746–762.

Exit Polls und Hybrid-Modelle

Ein neuer Ansatz zur Modellierung von
Wählerwanderungen

Klima, A.; Küchenhoff, H.; Selzer, M.; Thurner, P. (Hrsg.)

2017, VIII, 184 S. 34 Abb., 4 Abb. in Farbe., Softcover

ISBN: 978-3-658-15673-2