

Distanz zur Grenze als Indikator für den Erfolg der AfD bei der Bundestagswahl 2017 in Bayern?

Jäckle, Sebastian; Wagschal, Uwe; Kattler, Andreas

Postprint / Postprint

Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Jäckle, S., Wagschal, U., & Kattler, A. (2018). Distanz zur Grenze als Indikator für den Erfolg der AfD bei der Bundestagswahl 2017 in Bayern? *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft : Comparative Governance and Politics*, 12(3), 539-566. <https://doi.org/10.1007/s12286-018-0395-8>

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.

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

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.

Mitglied der

Leibniz-Gemeinschaft

Distanz zur Grenze als Erklärungsfaktor für den Erfolg der AfD bei der Bundestagswahl 2017 in Bayern?

Sebastian Jäckle, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg

Uwe Wagschal, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg

Andreas Kattler, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg

1. Einleitung

Die Bundestagswahl 2017 führte zu einer deutlichen Veränderung der deutschen Parteienlandschaft. Die CDU und SPD brachen so stark ein, dass nach gängigen Definitionen die Bezeichnung „Volksparteien“ nur mehr schwerlich auf die beiden zutrifft (vgl. auch Beyme 2000). Lediglich die CSU entspricht in Bayern noch Großteils diesem Parteientyp. Gleichzeitig etablierte sich die AfD als drittstärkste Kraft im Bundestag. Besonders hohe Stimmenanteile erzielten die Rechtspopulisten in Ostdeutschland, aber interessanterweise auch in Bayern – wo von Journalisten wie auch von Seiten der CSU im Vorfeld der Wahl vielfach auf den Satz von Franz Josef Strauß verwiesen wurde – rechts neben der CSU dürfe es eine keine demokratisch legitimierte Partei geben.¹ Damit könnte auch der Volksparteienstatus der CSU mittel- bis langfristig in Frage gestellt werden.

Weitere Folgen und Ergebnisse der Bundestagswahl waren der Wiedereinzug der FDP in den Bundestag, die höchste parteipolitische Zersplitterung des Bundestages seit Anfang der 1950er Jahre, sowie die komplizierteste und langwierigste Regierungsbildung in der Geschichte der Bundesrepublik. Im Vorfeld der Bundestagswahl wurden die Flüchtlingsfrage und das Sicherheitsthema, oftmals unter Verweis auf deutlich gestiegene Kriminalitätszahlen, von praktisch allen Parteien stark thematisiert. Besonders kritisch zeigte sich

¹ Strauß sagte dies im Zusammenhang mit dem Wahlerfolg der Republikaner in Bayern im Jahr 1986, als diese bei ihrer ersten Wahl direkt auf drei Prozent der Stimmen kamen. Er grenzte das CSU-Lager damit deutlich von dem rechtsextremen Lager ab.

hier die AfD. Die Öffnung der Grenzen im September 2015, die eine unbekannte Zahl von Flüchtlingen eine Einreise nach Deutschland ermöglichte, wurde zum dominierenden Wahlkampfthema. Gerade im Streit zwischen CDU und CSU um die Einführung einer (atmenden) Obergrenze und in der ursprünglichen Ablehnung jeglicher Obergrenzen durch Kanzlerin Merkel wurden die Themen Zuwanderung und Offene Grenzen inhaltlich stark verkoppelt. So betonte die CSU die Bedeutung der Kontrolle der Staatsgrenzen und die regulierte Steuerung der Zuwanderung.

Betrachtet man die Wahlerfolge der AfD in Bayern im Detail zeigt sich eine deutliche geographische Systematik. Insbesondere Gebiete im Osten von Bayern an der Grenze zu Tschechien weisen einen deutlich überdurchschnittlichen AfD-Stimmenanteil auf. Dieser Artikel nimmt diese geographische Varianz in den Blick und sucht zu ergründen, ob hinter diesem offensichtlichen Muster weitere Faktoren soziostruktureller oder ökonomischer Art stehen, oder ob dies nicht der Fall ist und die Grenznähe selbst als Erklärungsfaktor gelten kann. Die zentrale Fragestellung lautet damit: Kann die Distanz zur Grenze – unter Kontrolle weiterer soziodemographischer Faktoren – als Erklärungsfaktor für den Erfolg der AfD bei der Bundestagswahl 2017 in Bayern dienen?

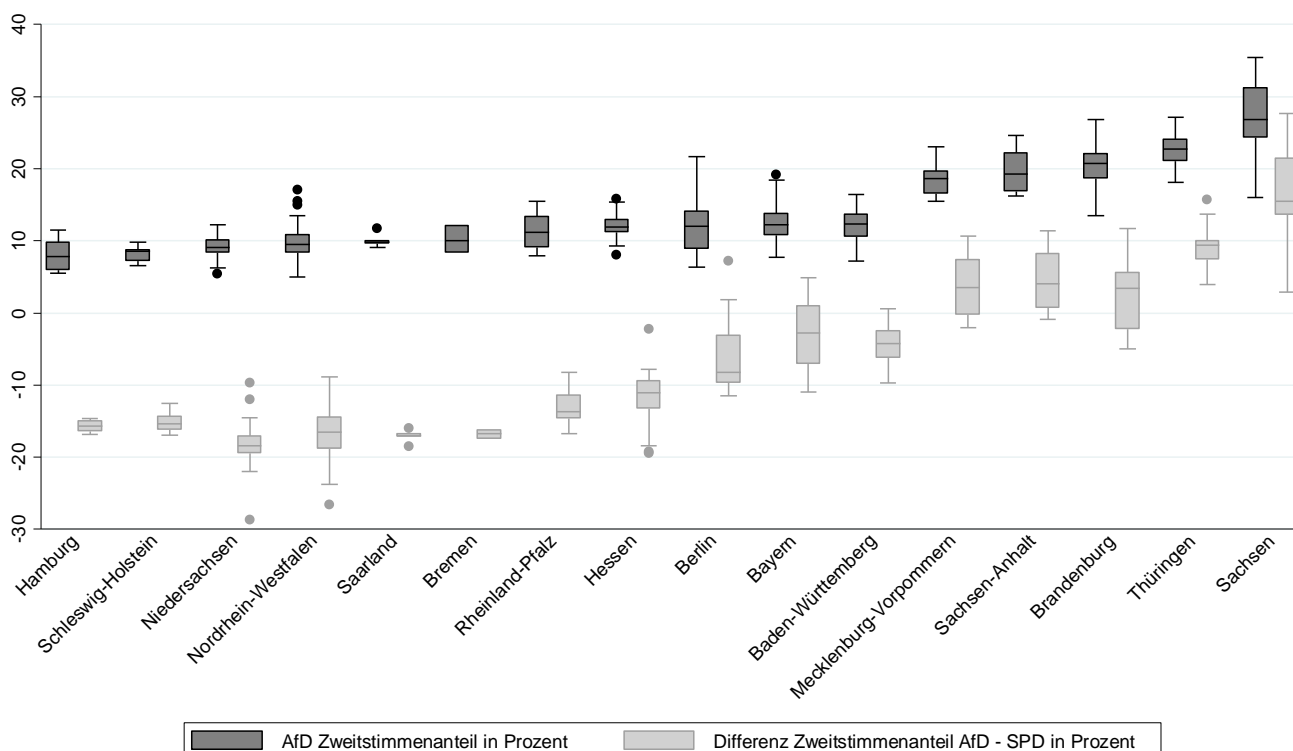
Dabei gehen wir wie folgt vor: Zunächst werden im zweiten Abschnitt die Besonderheiten des AfD-Wahlergebnisses in Bayern im bundesweiten Vergleich betrachtet. Anschließend werden in Abschnitt drei die verschiedenen Erklärungsfaktoren für die Wahl rechtspopulistischer Parteien diskutiert, auf welche im weiteren Verlauf der Analyse zu kontrollieren sein wird. Die theoretischen Überlegungen der Grenznähe als Erklärungsfaktor für den Wahlerfolg der AfD werden im vierten Abschnitt dargelegt. Vor der eigentlichen Modellierung für Bayern wird im Rahmen einer Voruntersuchung im fünften Abschnitt getestet, ob Wahlkreise, die an der Ostgrenze Deutschlands liegen einen höheren AfD-Stimmenanteil aufweisen. Für die Hauptanalyse zu Bayern wird im sechsten Abschnitt die Operationalisierung der Variablen erläutert, wobei das zentrale Element der Untersuchung – der Abstandes jeder bayerischen Gemeinde zur Grenze – über geographische Informationssysteme gemessen wird. Darauf aufbauend folgt in Abschnitt sieben die statistische Analyse des AfD-Wahlerfolgs in Bayern auf Gemeindeebene mittels einer Mehrebenenanalyse. Der letzte Abschnitt fasst die Ergebnisse zusammen und diskutiert generelle Implikationen unseres Ergebnisses für die Forschung zu rechtspopulistischen Parteien.

2. Ausgangslage – das AfD-Wahlergebnis im Bund und in Bayern

Bei der Bundestagswahl erreichte die AfD bundesweit 12,6 Prozent der Zweitstimmen. Besonders stark schnitt sie in Ostdeutschland ab, wo sie sogar drei Direktmandate in Sachsen erzielte. Diese lagen allesamt im Osten Sachsens und direkt an der Grenze zu Tschechien bzw. Polen. Nach den Zweitstimmenergebnissen wurde die AfD in Sachsen sogar stärkste Partei und in den vier anderen Ost-Flächenländern jeweils die

zweitstärkste Partei. Lediglich in Berlin rangiert sie auf Platz 5. Insgesamt ist die AfD klar zweitstärkste politische Kraft in Ostdeutschland, mit einem Zweitstimmenanteil von 22,6 Prozent (ohne Berlin; bzw. 20,5 Prozent mit Berlin), während sie im Westen auf 10,7 Prozent kommt und dort – nach CDU/CSU, SPD und FDP – insgesamt vierstärkste Kraft ist.

Abbildung 1: Boxplots der Zweitstimmensstärke der AfD bei der Bundestagswahl 2017 absolut und im Vergleich zur SPD (Daten auf Wahlkreisebene)



Anmerkungen: Eigene Auswertung auf Basis der Daten des Bundeswahlleiters.

Allerdings kann mit Blick auf die anderen Bundesländer keineswegs von einem rein ostdeutschen Phänomen gesprochen werden. Abbildung 1 zeigt in Form von Boxplots die Wahlergebnisse auf Basis der 299 Wahlkreise. In den fünf ostdeutschen Flächenländern liegt die AfD nur im Wahlkreis Potsdam unter 15 Prozent (13,48%), in allen anderen 48 ostdeutschen Wahlkreisen liegt sie zum Teil deutlich darüber, bis hin zum Spitzenreiter, dem Wahlkreis Sächsische Schweiz-Osterzgebirge in dem sie 35,5 Prozent der Zweitstimmen auf sich vereinen konnte. In neun Wahlkreisen in Ostdeutschland wurde die AfD nach Zweitstimmen sogar stärkste Kraft. Dies gelang ihr im Westen zwar nirgends, aber auch dort schnitt die AfD keineswegs marginal ab, sondern etablierte sich als ernstzunehmende politische Kraft – und wurde landesweit betrachtet – in Hessen, Rheinland-Pfalz und Bayern sogar drittstärkste Partei. Im Wahlkreis Deggendorf

erzielte sie mit einem Zweitstimmenanteil von 19,2 Prozent ihr bestes Ergebnis in Westdeutschland, wohingegen sie in Münster mit 4,9 Prozent am schlechtesten abschnitt.

Die 299 Wahlkreise der Bundesrepublik teilen sich in 88.511 Wahlbezirke auf. In 4.828 Wahlbezirken war die AfD stärkste Partei (= 5,5% aller Wahlbezirke) und in jedem Bundesland bis auf Bremen und das Saarland war die AfD zumindest in einem Wahlbezirk stärkste Kraft. Trotz ihrer deutlichen Verluste haben CDU und CSU zusammen betrachtet deutschlandweit in über 76 Prozent der Wahlbezirke die meisten Zweitstimmen erhalten. Die SPD war dagegen in nur 15,6 Prozent aller 88.511 Wahlbezirke die stärkste Partei.

Tabelle 1: Zahl der lokalen Hochburgen in Deutschland und Bayern

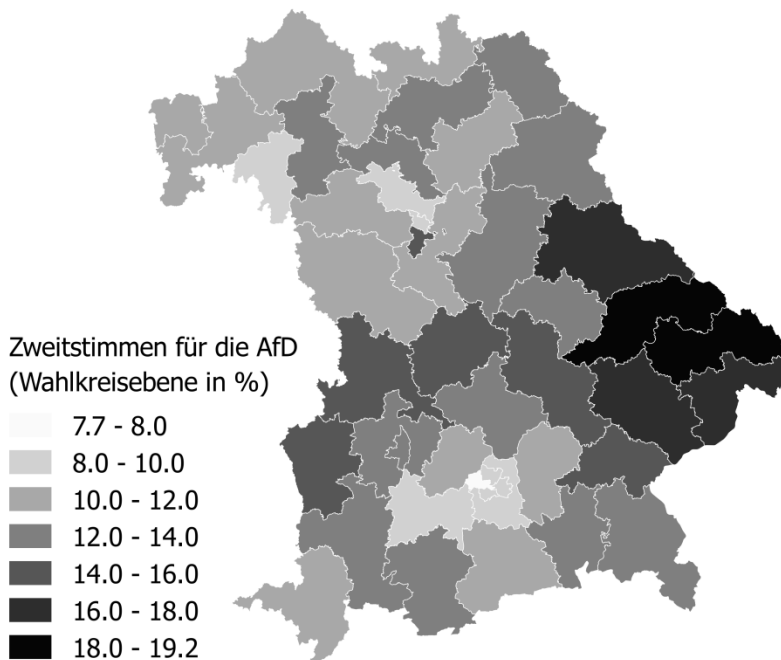
Partei	Deutschland		Bayern	
	Anzahl der Wahlbezirke, in denen eine Partei am stärksten ist	in Prozent der 88.511 deutschen Wahlbezirke	Anzahl der Wahlbezirke, in denen eine Partei am stärksten ist	in Prozent der 17.079 bayerischen Wahlbezirke
CDU	50.719	57,30	-	-
CSU	16.607	18,76	16.607	97,24
SPD	13.797	15,59	224	1,31
AfD	4.828	5,45	62	0,36
Linke	1.866	2,11	17	0,10
Grüne	1.204	1,36	192	1,12
FDP	37	0,04	2	0,01
Summe	89.058	100,61	17.104	100,15

Anmerkung: Die höhere Zahl bei den Summen ergibt sich aus dem Umstand, dass bei Stimmgleichheit jeweils der erste Rangplatz vergeben wurde. Z.B. teilen sich allein CDU und SPD 305 mal den Spitzenplatz im Wahlbezirk. Eigene Berechnungen auf Basis der Wahlstatistik. Die zwölf Wahlbezirke, in denen keine Stimmen abgegeben wurden, sind keiner Partei zugerechnet.

Insbesondere Bayern sticht hervor, da dort die AfD landesweit (noch knapp vor Baden-Württemberg) nicht nur das beste Ergebnis aller westdeutschen Bundesländer erzielte, sondern einzelne bayerische Wahlkreise durchaus das sehr hohe AfD-Niveau Ostdeutschlands erreichten. Auch ist Bayern das einzige westdeutsche Bundesland (sofern man Berlin außen vor lässt), in dem die AfD sich gleich mehrfach gegen die SPD durchsetzen konnte. In insgesamt 17 der 52 bayerischen Wahlkreise (= 32,7 Prozent) bekamen die Rechtspopulisten mehr Zweitstimmen als die Sozialdemokraten. Geht man tiefer auf die Ebene der Wahlbezirke (17.079 in Bayern), dann liegt die AfD in 6.290 davon vor oder Gleichauf mit der SPD (= 36,8 Prozent). Auch wenn dies in Teilen dem traditionell schwachen Abschneiden der SPD in Bayern geschuldet

ist, so zeigt sich doch v.a. im Vergleich zu Baden-Württemberg, wo die AfD insgesamt betrachtet ähnlich gut abschnitt und die SPD wie in Bayern auch extrem schwach war (16,4% in BW, 15,3% in BY), dass in Bayern die Streuung der AfD-Ergebnisse weitaus größer ist. Dieser Streuung liegt in Bayern auch eine vergleichsweise klare geographische Struktur zugrunde. Insbesondere im Osten Bayerns konnte die AfD Gewinne verbuchen (s. Abbildung 2).

Abbildung 2: Zweitstimmenstärke der AfD in den bayerischen Wahlkreisen bei der Bundestagswahl 2017



Es stellt sich die Frage, ob der hohe Stimmenanteil der Rechtspopulisten im Osten Bayerns auf bestimmte sozio-strukturelle, ökonomische oder politische Determinanten zurückzuführen ist, wie sie oftmals im Kontext rechtspopulistischer Wahlerfolge als Erklärungsfaktoren genannt werden, oder ob die Nähe zur Ostgrenze Bayerns noch über diese Faktoren hinaus einen positiven Effekt auf den Stimmenanteil der AfD liefert. Um dieser Frage nachzugehen werden im Folgenden zunächst Theorien der Wahl rechtspopulistischer Parteien diskutiert. Anhand dieser werden Kontrollfaktoren identifiziert, die allesamt eine positive Auswirkung auf den Stimmenanteil der AfD haben sollten. Gemeinsam mit diesen Kontrollvariablen wird dann die zentrale unabhängige Variable dieser Arbeit – die geographische Nähe einer Gemeinde zur bayerischen Grenze (unterschieden nach Nachbarland) – in einem Mehrebenenmodell zur Erklärung des Zweitstimmenanteils der AfD herangezogen. Sofern die in Abbildung 2 gesehene geographische Variation auf die aus etablierten Theorien der Wahl rechter Parteien abgeleiteten Kontrollfaktoren zurückzuführen wäre, sollte die Nähe zur Grenze keine weitere Erklärungskraft aufweisen. Sofern jedoch ein signifikanter Effekt bestehen bleibt, gilt es evtl. die bestehenden Theorien um den Faktor Grenznähe nach Osten zu adaptieren. In dieser Hinsicht greift

der vorliegende Artikel die in den Sozialwissenschaften mittlerweile vermehrt anzutreffende Vorstellung auf, dass räumliche Muster und Varianzen als Ansatzpunkt für Analysen und die Bildung von Theorien dienen können (Cho und Gimpel 2012, S. 444). Vor der eigentlichen Hauptanalyse zu Bayern wird im Sinne einer ersten Vorstudie zudem bundesweit getestet, inwiefern die Lage eines Wahlkreises an den Ostgrenzen Deutschlands positiv mit dem AfD-Wahlergebnis zusammenhängt.

3. Theorien der Wahl rechtspopulistischer Parteien

Die AfD kann wie die österreichische FPÖ, der französische Front National oder der belgische Vlaams Belang als Beispiel einer populistischen Neuen Rechten gelten. Spätestens seit dem großen Zustrom von Flüchtlingen im Laufe des Jahres 2015 kann die Partei als national-konservativ bis latent xenophob, mit einer Anti-Establishment-Haltung auftretend und letztlich eindeutig rechtspopulistisch bezeichnet werden. Die wirtschafts-liberalen Anfänge unter Bernd Lucke, welcher die AfD primär als Anti-Euro Partei gegründet hatte, und die in der deutschen Politikwissenschaft bis 2014 intensiv geführte Debatte, wie die AfD ideologisch einzuordnen sei, waren da bereits so gut wie vergessen (Decker 2015, S. 81; Lewandowsky 2015, S. 123–126).² Auch die Einschätzung, die AfD sei das „funktionale Äquivalent für rechte Parteien in einem Land, in dem offen rechtsextreme und rechtspopulistische Parteien tabuisiert würden“ (Berbuir et al. 2015, S. 173 eigene Übersetzung) ist so mittlerweile nicht mehr zutreffend. Denn bei der Bundestagswahl 2017 trat die AfD mit einem stark auf die populistisch instrumentalisierbaren Themen Flüchtlinge, Anti-Islamismus und Sicherheit zugeschnittenen Wahlkampf an. Mit ihrem Wahlerfolg bei der Bundestagswahl 2017 kann somit konstatiert werden, dass der von Cas Mudde bereits seit der Jahrtausendwende in Westeuropa identifizierte „populistische Zeitgeist“ (Mudde 2004, S. 543), auch in Deutschland – das lange Zeit als vergleichsweise immun gegen rechtspopulistische Anwendungen gegolten hat – angekommen ist.

Bisherige Studien, die den Aufstieg und die Wahlerfolge der AfD bei den Bundestags-, Europa- und Landtagswahlen zu erklären suchen greifen dabei zumeist auf theoretische Grundlagen zurück, die sich bereits in anderen Ländern als Erklärungsfaktoren für die Wahl rechtspopulistischer Parteien erwiesen haben. Vier zentrale Theorien, aus denen in der weiteren Analyse Kontrollfaktoren abgeleitet werden sollen, werden hier vorgestellt. Daneben wird ein fünfter – bereits vergleichsweise alter Ansatz vorgestellt, der zur Erklärung des Wahlerfolgs auf raumgeographische Variablen zurückgreift und damit in der Tradition der Wahlgeographie des Franzosen Siegfried (1913) steht. Dieser Ansatz kann als theoretische Basis der in diesem Artikel getesteten räumlichen Muster gelten.

² Zudem konnte Schmitt-Beck zeigen, dass bereits bei der Bundestagswahl 2013 entgegen der landläufigen Meinung nicht nur die Euro-Krise als Grund für die Wahl der AfD auszumachen war, sondern, dass insbesondere diejenigen, die sich erst sehr kurz vor der Wahl für die Alternative für Deutschland entschieden haben, dies oftmals aufgrund der immigrations- und multikulturalismusskeptischen Grundhaltung der Partei taten (Schmitt-Beck 2014, S. 112).

3.1. Die Modernisierungsverliererthese

Die am breitesten diskutierte und auch getestete Theorie zur Wahl rechtspopulistischer Parteien ist die These, dass Verlierer von Modernisierungsprozessen oder Personen, die sich zumindest selbst als solche sehen, eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen rechtspopulistisch zu wählen. Es handelt sich dabei um eine Theorie, welche makro-soziologisch Wandlungsprozesse ökonomischer, sozialer und kultureller Art beschreibt, die konkrete Auswirkungen auf Individuen aufweisen – den Gewinnern dieser Entwicklungen fällt es leicht sich an die geänderten Umstände zu adaptieren, sie ziehen sogar großen Nutzen aus der Modernisierung, den Verlierern hingegen gelingt die Anpassung an die Zeitumstände nicht, sie erfahren Deprivation, fühlen sich abgehängt und ihre Sorgen und Nöte von den politischen Eliten nicht ausreichend wahrgenommen. Diese auf der Mikro-Ebene angesiedelten Veränderungen, welche die Gesellschaft in Modernisierungsgewinner und –verlierer unterteilt begünstige dann die Wahl rechtspopulistischer Parteien, durch Letztere (Spier 2010, S. 59). Entsprechend könne die Etablierung einer Reihe an rechtspopulistischen Parteien innerhalb Europas nach Frank Decker (2000, S. 248–297) als „Aufstand der Modernisierungsverlierer, sowohl gegen die im Zuge beschleunigter Globalisierungsprozesse wachsenden Einkommensunterschiede, Massenarbeitslosigkeit und relative Marginalisierungstendenzen als auch gegen das Unvermögen sowie den fehlenden Willen der etablierten Parteien diesen Prozessen wirksam entgegenzusteuern“ (Betz 2002, S. 258) verstanden werden. Welche konkreten Personen zu Verlierern der Modernisierung werden (oder sich als solche fühlen) ist allerdings zu einem großen Teil von der jeweiligen Persönlichkeit und auch vom Zufall abhängig. Es lassen sich aber durchaus anhand bestimmter Faktoren einzelne Gruppen identifizieren, die eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen von Modernisierungsprozessen in Mitleidenschaft gezogen zu werden (Spier 2010, S. 59). Betroffen seien insbesondere Personen mit geringem Humankapital, niedriger Bildung und geringer beruflicher Qualifikation, die oftmals in prekären Beschäftigungsverhältnissen wie Minijobs oder Zeitarbeitsverträgen angestellt sind (Lengfeld 2017, S. 213). Selbst wenn auch diese Personengruppen bestimmte Vorteile durch die Modernisierung erfahren, so sehen sie sich doch im direkten Vergleich zu anderen Gruppen, seien es imaginierte Durchschnittsbürger oder eben auch Flüchtlinge, denen vermeintlich mehr zugestanden wird als einem selbst, als relativ schlechter gestellt. An dieser Stelle greift die Theorie der relativen Deprivation (Runciman 1966) nach der die subjektive, selbstwahrgenommene Position in der Gesellschaft im Vergleich zu bestimmten Bezugsgruppen (oder der eigenen Position in der Vergangenheit) ausschlaggebend für das Unzufriedenheitsgefühl ist, auf das mit der Wahl rechtspopulistischer Parteien reagiert wird. In der empirischen Rechtspopulismusforschung liefert die Modernisierungsverliererthese ein zwiespältiges Bild. Einerseits finden sich Arbeiten, die aufzeigen, dass insbesondere Arbeiter, Personen mit einem niedrigen Bildungsgrad, sowie untere und von Abstiegsängsten betroffene mittlere Einkommensschichten, die sich Sorgen um ihre Zukunft machen, überproportional stark rechtsaffine Einstellungen ausbilden und entsprechend rechtspopulistische Parteien wählen (Spier 2010, S. 270–271; Mayer 1999, S. 224; Ulram 2001, S. 216). Andere Arbeiten sehen Modernisierungsverlierer nicht als die Hauptkraft hinter den Erfolgen der Rechtspopulisten (Betz 2002, S. 259–260; Minkenberg 2000). Diese

Uneinigkeit bezüglich der Modernisierungsverliererthese spiegelt sich auch in den bisherigen Arbeiten zum Wahlerfolg der AfD wieder. Während Kroh und Fetz (2016) zeigen, dass in den Jahren von 2014 bis 2016 und damit parallel zur ideologischen Umorientierung der Partei in der Tat eine Proletarisierung der AfD-Wählerschaft zu verzeichnen ist, und auch Jung (2016, S. 31) darlegt, dass die Alternative für Deutschland vor allem bei sozioökonomisch schlechter gestellten Personen mit niedrigem Bildungsabschluss überproportional stark abschneidet, können andere Autoren eben diese Zusammenhänge nicht nachweisen (Schmitt-Beck 2014, S. 44; Schwarzbözl und Fatke 2016). Zum Teil finden sich sogar entgegengesetzte Effekte nach denen gerade die Mittelschicht und ökonomisch besser gestellte Personen eher der AfD zuneigen würden (Bergmann et al. 2016; Lengfeld 2017).

3.2 Die Kontakthypothese

Eine weitere Theorie, die im Zuge der AfD-Wahlerfolge immer wieder genannt wird ist die Kontakthypothese (Allport 1954). Diese besagt, dass psychologisch in allen Menschen grundlegend verankerte Ängste vor dem Fremden sich besonders dann zu manifesten, ausländerfeindlichen oder zumindest immigrationskritischen Einstellungen verfestigen können, sofern betreffende Personen sehr wenig oder keinen Kontakt zu Ausländern, Flüchtlingen oder Menschen mit Migrationshintergrund haben. Solche Einstellungen können in der Konsequenz die Wahl rechtspopulistischer Parteien begünstigen. Umgekehrt kann Kontakt zu Mitgliedern anderer Gruppen als der eigenen Ingroup Vorurteile gegenüber diesen abbauen. Empirisch wurde dieser Effekt mehrfach bestätigt, unter anderem auch in Deutschland bezogen auf Einstellungen zu Ausländern (Wagner et al. 2006). Auch konnte gezeigt werden, dass die Wahrscheinlichkeit einer flüchtlingsfeindlichen Gewalttat in einem Landkreis steigt je geringer der Ausländeranteil in diesem ist (Jäckle und König 2017, S. 241). Bezogen auf den Wahlerfolg rechter Parteien hat sich die Kontakthypothese bislang teilweise bestätigt. So zeigt Teney, dass der Erfolg der NPD bei der Bundestagswahl 2009 in Ostdeutschland und den nördlichen Teilen Bayerns mit niedrigen Anteilen an Ausländern einherging – in großen Teilen Westdeutschlands hätte der Ausländeranteil hingegen keinen Effekt gezeigt (Teney 2012, S. 222).

3.3 Die These der Rationalen Protestwahl – v.a. bezogen auf Flüchtlingspolitik und Sicherheit

Ein weiteres Narrativ der Erklärung des Wahlerfolgs der AfD, welches von der Partei auch selbst bedient wird, lautet, dass die Entscheidung ihr die Stimme zu geben ein rationaler Protest gegen die Politik der bislang herrschenden Parteien wäre. Insbesondere wird dabei auf ein vorgebliches Versagen der Regierung bei der Bearbeitung der Flüchtlingskrise abgezielt, durch die sich die Sicherheitslage in Deutschland vehement verschlechtert hätte (AfD 2017). Nicht umsonst bezeichnete Alexander Gauland die Flüchtlingskrise Ende 2015 auch selbst als „Geschenk“ der die Partei ihren Wiederaufstieg in erster Linie verdanke (Spiegel Online 2015). Ausschließlich die AfD würde hiergegen adäquat vorgehen. Entsprechend sei die Wahl der

Rechtspopulisten als eine rationale Antwort der Bevölkerung insbesondere auf die sich verschärfende Sicherheitslage und eine gestiegene (Ausländer)Kriminalität zu verstehen.

3.4 Die These der Pfadabhängigkeit

Als letzte theoretische Grundlage für den Wahlerfolg der AfD bei der Bundestagswahl 2017 auf die es zu kontrollieren gilt sei auf das Argument der Pfadabhängigkeit verwiesen. Auch wenn rechtspopulistische Parteien generell, aufgrund des vergleichsweise hohen Anteils an Protestwählern oftmals stark volatile Ergebnisse aufweisen, so zeigt sich doch, dass insbesondere Wähler die bereits bei früheren Wahlen ihr Kreuz bei rechten Parteien gemacht haben, mit einer höheren Wahrscheinlichkeit erneut rechts Wählen. Für die Wahl der AfD bei der Bundestagswahl 2017 sind aus Perspektive der Pfadabhängigkeit entsprechend zwei Personengruppen interessant: Einerseits diejenigen, die bei der letzten Bundestagswahl 2013 entweder bereits die – damals noch weniger populistische – AfD, oder andere rechte Parteien (NPD, Republikaner, Pro Deutschland, Die Rechte) gewählt haben, und andererseits die Wähler der CSU, da davon ausgegangen werden kann, dass die AfD mit ihrem vor allem auf eine Reduzierung der Zuwanderung abzielenden Wahlkampf in stark konservativen CSU-Schichten Wähler abwerben wollte.

3.5 Die Wahlgeographie

Bei der Wahlgeographie werden räumliche und raumbezogene Kriterien zur Erklärung der Wahlentscheidung herangezogen. André Siegfried (1913) argumentierte etwa, dass beispielsweise die Höhenlage eines Wahlkreises, die Bodenqualität und klimatische Verhältnisse die Wahlentscheidung bestimmen. In der deutschen Wahlforschung spielte die Wahlgeographie dagegen zumeist nur eine untergeordnete Rolle (vgl. Roth 2008, S. 21). Falter und Winkler (2014) weisen allerdings auf den Aspekt des Gerrymandering hin, also der intimen Kenntnis eines Gebietes, mit dem Ziel die Wahlkreisgrenzen so zu ziehen, damit die Wahl gewonnen wird. Im Zuge der Brexit-Abstimmung sowie den Wahlerfolgen des Front National oder Donald Trumps wurden immer wieder auch die Distanz zu den ökonomischen Zentren eines Landes als Erklärungsansatz bemüht. Diese Distanz kann mit Wohlstandsrückständen und der Abgewandtheit von ökonomischen Zentren zusammenspielen. Auch Rokkan (2000) hat auf das unterschiedliche Wahlverhalten von ökonomisch rückständigen Gebieten gegenüber offenen (etwa an der Küste gelegen) Gebieten hingewiesen. Bei Siegfried hängt Konservatismus eher mit wirtschaftlich prosperierendem Großgrundbesitz zusammen. Auf der anderen Seite sind karge und ökonomisch schwache Gebiete, die krisenanfällig sind, eher einem politischen Radikalismus zuträglich. Grenzgebiete sind per se nicht ärmer als andere Gebiete, doch diese waren es die besonders die Krisenanfälligkeit der Jahre 2015 und 2016 in der Flüchtlingsfrage spürten. Der systemische Schock durch Zuwanderung, aber auch durch mehr Kriminalität in grenznahen Gebieten kann als funktionales Äquivalent zur Ausgangsthese von Siegfried gelten.

4. Grenznähe als Erklärungsfaktor für den Wahlerfolg der AfD?

Wie die hier vorgestellten Theorien operationalisiert werden um sie als Kontrollen nutzbar zu machen, zeigt der sechste Abschnitt. Zunächst sei jedoch noch auf die dieser Arbeit zugrunde liegende Annahme eingegangen, nach der sich Grenznähe (insbesondere zur Ostgrenze Bayerns) positiv auf den Wahlerfolg der AfD auswirken könne und dieser Effekt nicht ausschließlich über mit der Grenznähe kovariierende dritte Variablen zu erklären sei. Zwei mögliche Erklärungen im Sinne der Wahlgeographie sollen hierfür an dieser Stelle gegeben werden.

Die erste steht im Zusammenhang mit der so genannten Flüchtlingskrise. Wie die bisherige Diskussion bereits gezeigt hat, kann diese, wenn nicht als auslösender so doch als verstärkender Faktor bei einer Vielzahl von Wahlentscheidungen zu Gunsten der AfD betrachtet werden. Dabei kamen die Bürgerinnen und Bürger Bayerns unterschiedlich stark mit den ankommenden Flüchtlingen in Berührung. Während in großen Teilen Bayerns der Fokus vor Allem auf den Erstaufnahmeeinrichtungen lag und sich die meisten Einwohner Bayerns selbst nur sehr begrenzt mit den Auswirkungen der Flüchtlingskrise konfrontiert sahen, bekam die Bevölkerung in Nähe der Grenzübergänge (z.B. Simbach, Laufen oder Passau-Achleiten) die teilweise chaotischen Zustände aufgrund der hohen Flüchtlingszahlen, die von den deutschen Behörden trotz eines beträchtlichen Aufgebots an Polizei und Bundesgrenzschutz nur mit großer Mühe überhaupt geregelt werden konnten, deutlich direkter mit (Glas und Wimmer 2015). Hierdurch könnte gerade in diesen Gebieten die Argumentation der AfD vom Kontrollverlust des Staates auf besonders fruchtbaren Boden gefallen sein.

Ein zweiter Grund, weshalb in Nähe der tschechischen Grenze verstärkt AfD gewählt werden könnte hängt mit der Konkurrenzsituation auf dem Arbeitsmarkt zusammen. Auch wenn nicht immer begründet, sitzt gerade in diesen Regionen Bayerns gerade im mittleren und unteren Einkommenssegment die Angst doch tief bei der eigenen Arbeit durch günstigere tschechische oder generell osteuropäische Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer ersetzt zu werden. Diese Ängste konnten sich seit Ende 2007, als Tschechien dem Schengen-Raum beitrug, halten und sogar in den Köpfen der grenznahen Bevölkerung verfestigen. In der Konsequenz mag diese Angst gepaart mit der in den letzten Jahren gestiegenen und medial präsenten Grenzkriminalität (Drogen insbesondere Crystal Meth, Autodiebstahl, Einbrüche) dazu geführt haben, dass gerade in diesen Gebieten die Wähler verstärkt zur AfD tendierten, da sie von dieser eine restriktivere Kriminalitätspolitik und eine Sicherung ihrer Arbeitsplätze erhofften.

Entsprechend dieser beiden potentiellen Erklärungen kann folgende Hypothese formuliert werden:

Die Distanz zur Ostgrenze Bayerns, d.h. zur Grenze nach Österreich und nach Tschechien, hat einen über die bekannten strukturellen Erklärungsfaktoren für die Wahl rechtspopulistischer Parteien hinausreichenden Effekt auf den Wahlerfolg der AfD bei der Bundestagswahl 2017: Je näher eine Gemeinde an der Grenze liegt, desto höher ist dort der AfD-Stimmenanteil.

5. Voranalyse über ganz Deutschland

Bevor wir uns in der Hauptanalyse dem Wahlerfolg der AfD in Bayern im Detail widmen, soll an dieser Stelle noch kurz im Rahmen einer Voranalyse über ganz Deutschland getestet werden, inwiefern Wahlkreise, die an einer der Grenzen in Süd- und Ostdeutschland liegen (d.h. an den Grenzen zu Polen, der Tschechischen Republik und Österreich) einen höheren AfD-Zweitstimmenanteil aufweisen. Um die Ergebnisse über rein bivariate Zusammenhänge hinaus abzusichern wird zudem auf klassische Erklärungsfaktoren für die Wahl rechtspopulistischer Parteien kontrolliert (vgl. Tabelle 2).³

Tabelle 2: AfD-Stärke und Strukturmerkmale der Wahlkreisebene

	Modell A Gesamtdtl.	Modell B Westdtl inkl. Berlin	Modell C Ostdtl.
Ostdeutscher Wahlkreis	8,482*** (0,838)		
Grenzwahlkreis im Süden oder Osten	1,367** (0,632)	1,201** (0,491)	4,051*** (1,457)
Handwerksunternehmen (je 1000 Einwohner)	0,713*** (0,161)	0,534*** (0,132)	0,770 (0,663)
Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte im produzierenden Gewerbe in %	0,145*** (0,0197)	0,147*** (0,0192)	0,231* (0,127)
Anteil Bevölkerung über 60 Jahre in %	0,161* (0,0871)	-0,0334 (0,0862)	0,583** (0,279)
Bruttoinlandsprodukt je Einwohner 2014 in 10.000 Euro	0,466*** (1,363)	0,192 (1,233)	5,421*** (18,32)
Arbeitslosenquote der 15 bis unter 20 Jährigen in %	0,538*** (0,106)	0,550*** (0,103)	-0,184 (0,445)
Konstante	-6,795** (2,760)	0,593 (2,598)	-23,31* (12,29)
N	293	246	47
Adj. R ²	0,751	0,297	0,550
F-Statistik	79,45	21,56	10,37
VIF Max	3,02	2,35	5,49

Anmerkungen: AV = Zweitstimmen der AfD bei der Bundestagswahl 2017 in Prozent; Angegeben sind nichtstandardisierte Koeffizienten, Standardfehler in Klammern; Modelle 1 und 2 aufgrund von Heteroskedastizität mit robusten Standardfehlern; *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1; Keine relevanten Änderungen sofern die für den erhöhten VIF-Wert verantwortliche Variable „Handwerksunternehmen“ aus Modell 3 entfernt wird; Datenquelle: Bundeswahlleiter.

Es zeigt sich, dass für Gesamtdeutschland (Modell A) – auch unter Kontrolle einer Reihe signifikanter soziostruktureller Faktoren – Grenzwahlkreise einen signifikant höheren AfD-Zweitstimmenanteil aufweisen. Ceteris paribus schneiden die Rechtspopulisten in solchen Kreisen um 1,4 Prozentpunkte besser ab als in den nicht an der Ost- bzw. Südgrenze liegenden Wahlkreisen. Darüber hinaus zeigt das Modell A auch einen starken Unterschied zwischen West- und Ostdeutschland (in ostdeutschen Wahlkreisen wird im Schnitt ein um 8,5 Prozentpunkte höherer Wert für die AfD geschätzt als im Westen), weshalb die Analyse in den Modellen

³ Datensatz und Stata-Do-File der statistischen Analysen finden sich zu Replikationszwecken auf www.homepage_des_autors.de.

B und C nochmals getrennt für die beiden Landesteile durchgeführt wurde. Im westdeutschen sample ist der Effekt der Grenzwahlkreise schwächer als in Ostdeutschland, wo für diese Wahlkreise ein um mehr als vier Prozentpunkte höherer AfD-Zweitstimmenanteil geschätzt wird als für Wahlkreise, die nicht an der Grenze zu Polen und Tschechien liegen.

Bezüglich der Kontrollfaktoren lassen sich folgende Befunde festhalten: Die Wirtschaftsstruktur zeigt sich generell als bedeutsam. Der AfD Anteil ist in Ost wie West umso höher, je größer der Anteil der Sozialversicherungsbeschäftigten im produzierenden Gewerbe ist. Auch ein hoher Anteil an handwerklichen Betrieben und eine hohe Jugendarbeitslosigkeit wirken sich positiv auf den AfD-Anteil aus. Dies gilt allerdings nur für westdeutsche Wahlkreise. Auffällig ist der Effekt für die wirtschaftliche Lage eines Wahlkreises gemessen über dessen Bruttoinlandprodukt je Einwohner. Der signifikant positive Effekt dieser Variable geht primär auf Ostdeutschland zurück. Auch beim Alter zeigt sich ein für West und Ost verschiedener Effekt. Während Wahlkreise im Westen, in denen ein hoher Anteil an Personen über 60 Jahre lebt, kein signifikant erhöhten AfD-Anteil aufweisen erhöht jedes Prozent der Über-60-Jährigen im Osten den Anteil der Rechtspopulisten um fast 0,6 Prozentpunkte.⁴

Diese Voranalyse hat auf jeden Fall bereits gezeigt, dass der Faktor Grenznähe durchaus eine gewisse Relevanz bei der Erklärung des Wahlerfolgs der AfD haben kann. Welchen Effekt er genau hat, soll die nun folgende Analyse für Bayern klären.

6. Hauptanalyse: Grenznähe und AfD-Wahlerfolg in Bayern

6.1 Forschungsdesign und methodisches Vorgehen

Bevor im folgenden Abschnitt die eigentliche Hauptanalyse durchgeführt wird, erläutert dieser Abschnitt das Vorgehen in Bezug auf Forschungsdesign und Analysemethode. Generell soll die Varianz der AfD-Wahlergebnisse in Bayern erklärt werden. Die sich in Abbildung 2 zeigende geographische Clusterung der Wahlergebnisse wurde dabei als Basis für die Hypothese genommen, dass die geographische Nähe zur Grenze (insbesondere zur bayerischen Ostgrenze) einen positiven Effekt auf die Wahlergebnisse der AfD zeigt und dass dieser Effekt auch unter Kontrolle einer Vielzahl an möglichen weiteren Erklärungsfaktoren bestehen bleibt.

⁴ Auf Grund von hoher Multikollinearität konnten einige Faktoren wie die Wahlbeteiligung, der Migrationsanteil oder der Anteil an Katholiken und Protestanten nicht in die Modelle aufgenommen werden.

6.1.1 Gemeinden als Analyseebene

Wie weiter oben bereits angedeutet wird in dieser Arbeit davon ausgegangen, dass die theoretisch erwarteten Effekte der betrachteten unabhängigen Variable Distanz zur Grenze sowie der auf den drei vorgestellten Theorien basierenden Kontrollfaktoren nicht ausschließlich direkt auf die Wahlentscheidung zu Gunsten der AfD wirken, sondern zum Teil vermittelt werden durch Einstellungen. Diese Idee fußt auf dem Modell von Scheuch und Klingemann (1967), die individuelle Wahlentscheidung für eine rechtsradikale Partei⁵ sowohl bei individuellen Einstellungen als auch bei diesen mitbeeinflussenden soziostrukturellen Determinanten sehen. Der hier greifende Mechanismus von der Makro-zur Mikro-Ebene kann als Brückenhypothese beschrieben werden nach der beispielsweise durch die Modernisierung hervorgetretene gesellschaftliche Konflikte beim Individuum als irritierend empfundenen Gefühl der Unsicherheit wahrgenommen werden (Arzheimer 2008, S. 119). Diese Unsicherheit führt bei einem Teil der betroffenen Personen zur Herausbildung eines Persönlichkeitszuges, den sie als „Rigidität im Denken“ bezeichnen (Scheuch und Klingemann 1967, S. 18). Personen mit einem solchen *state of mind* würde auch eher dazu neigen aggressive rechtsradikale Bewegungen zu unterstützen, da sie den Versprechungen dieser Bewegungen, die gesellschaftlichen Spannungen abzubauen, oftmals verbunden mit einer klaren Schuldzuweisung an bestimmte Outgroups, Glauben schenken. Auch hier sehen Scheuch und Klingemann allerdings keinen Automatismus, sondern sie argumentieren, dass die rigide Denkweise sich nur dann in Form von rechtsextremen Einstellungen Bahn bricht, sofern in der Gesellschaft hierfür verwertbare Elemente politischer Kultur, d.h. ideologische Bausteine vorhanden sind, die das Bedürfnis nach einfachen Wahrheiten und den vermeintlich unausweichlichen drastischen Maßnahmen befriedigen (Arzheimer 2008, S. 120).⁶

Empirisch hat sich in bisherigen Studien gezeigt, dass insbesondere kulturelle Einstellungen wie Fremdenfeindlichkeit, die Ablehnung von Migration, oder generelles Misstrauen politischen Eliten gegenüber in der Tat als relevante Faktoren bei der Wahlentscheidung zu Gunsten rechtspopulistischer Parteien gelten können (Schmitt-Beck 2014; Inglehart und Norris 2016, S. 27). Tim Spier zeigte allerdings, dass auch wenn die rechtsaffinen Einstellungen politische Unzufriedenheit, Xenophobie und Misanthropie (nicht aber Autoritarismus), die allesamt bei Modernisierungsverlierern stärker ausgebildet sind, den Effekt der strukturellen Modernisierungsverlierervariablen signifikant abschwächen, auch weiterhin direkte Effekte dieser Variablen auf die Wahlabsicht für rechtspopulistische Parteien bestehen bleiben (Spier 2010, S. 193–254). Für einen Test zu welchen Teilen die Wahlentscheidung für die AfD auf direkte Effekte struktureller Variablen oder durch Einstellungsmuster vermittelte Effekte zurückzuführen ist, werden wie in den zitierten

⁵ Auch wenn Scheuch und Klingemann von rechtsradikalen bzw. rechtsextremen Parteien sprechen lässt sich ihr Modell doch problemlos auf rechtspopulistische Parteien übertragen.

⁶ Für eine tiefgreifendere Beschreibung des Scheuch-Klingemann-Modells siehe Arzheimer (2008, S. 117–126). Dieser buchstabiert nicht nur die von den beiden Autoren nur implizit gemachten Annahmen aus, sondern diskutiert auch, dass eine rechtsextreme Einstellung noch nicht zwangsweise zu einer Wahl rechtsextremer Parteien führen muss, sondern hier ebenfalls noch weitere strukturelle Faktoren auf der Meso- und Makroebene (wie die Anzahl rechter Parteien, oder die Präsentation dieser in den Medien) intervenieren.

Arbeiten Individualdaten aus Befragungen benötigt. Diese enthalten jedoch keine oder keine ausreichend genauen Informationen über die in dieser Arbeit zentrale unabhängige Variable – die Distanz zur Grenze.

Aus diesem Grund kann in dieser Analyse nicht auf Individualdaten zurückgegriffen werden, sondern es muss, wie dies in wahlgeographischen Arbeiten in der Regel der Fall ist, auf Aggregatdaten ausgewichen werden. Dabei wird versucht die benötigten Daten auf der niedrigst-möglichen Ebene, auf der diese verfügbar sind, zu erheben, um auf diese Weise möglichst nah an die, die Wahlentscheidung treffenden, Individuen heranzukommen und damit die Gefahr eines ökologischen Fehlschlusses möglichst gering zu halten. Die sich anbietende Eben ist hier die der Gemeinden, lassen sich auf ihr doch sowohl die Wahlergebnisse als auch die Distanz zur Grenze sowie ein Großteil der Kontrollvariablen messen – Kontrollfaktoren, die auf der Gemeindeebene nicht vorliegen, werden auf der Ebene der Kreise gemessen (siehe nächster Abschnitt).

6.1.2 Die Operationalisierung der Variablen

Als abhängige Variable dient der prozentuale Anteil der AfD an den Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2017 in den 2556 bayerischen Gemeinden. Die unabhängige Variable ist die Distanz der Gemeinden zur Grenze. Diese wurde in einem GIS-Programm (QGIS) als geodätische Distanz zwischen den geographischen Mittelpunktkoordinaten der Gemeinden und der Polyline der bayerischen Grenze berechnet. Unterschieden wird dabei zwischen den Grenzen der beiden Anrainerstaaten Tschechien und Österreich sowie der innerdeutschen Grenzen zu den westdeutschen Bundesländern Hessen und Baden-Württemberg und den ostdeutschen Bundesländern Sachsen und Thüringen. Für jede Gemeinde werden damit insgesamt vier kürzeste Distanz zu diesen Grenzen in den Datensatz aufgenommen wird.

Für die Operationalisierung der Modernisierungsverlierertheorie wird auf eine ganze Batterie an Variablen zurückgegriffen, die allesamt als Maße für Gegenden gelten können, in denen eine hohe Deprivationsdichte in Bezug auf Bildung sowie ökonomische, infrastrukturelle, und soziale Phänomene zu verzeichnen ist. Konkret handelt es sich um den Anteil der Schulabgänger mit Abitur und denjenigen ohne Hauptschulabschluss, die Anzahl der Unternehmensinsolvenzen, die Arbeitslosenquote, den Anteil ausschließlich geringfügig Beschäftigter, das verfügbare Einkommen je Einwohner, die Krankenhausbettendichte, den Wanderungssaldo bei jungen Männern (18-29 Jahre) sowie den Anteil der über 65jährigen und den der Pflegebedürftigen an der Gesamtbevölkerung. Um die Kontakthypothese zu operationalisieren wird der Ausländeranteil an der Gesamtbevölkerung herangezogen. Für die Kontrolle der These der rationalen Protestwahl greift die Analyse auf Kriminalitätsdaten der offiziellen Polizeilichen Kriminalstatistik des BKA zurück. Betrachtet werden Wohnungseinbrüche, Autodiebstähle, Raubdelikte, Körperverletzungen und Vergewaltigungen/sexuelle Nötigungen, jeweils gemessen pro 100.000 Einwohner in einem Kreis. Daneben werden die Anteile an nicht-deutschen Tatverdächtigen an denselben Deliktgruppen als Kontrollfaktoren genutzt. Auf Pfadabhängigkeit wird über die beiden Variablen Zweitstimmenanteil rechter Parteien (AfD, Republikaner, NPD, Pro Deutschland und Die Rechte) und Zweitstimmenanteil der CSU jeweils bei den Bundestagswahlen 2013 kontrolliert. Zusätzlich wird noch auf die Größe der Gemeinde über die Dummies Großstadt, Mittelstadt und

Kleinstadt (Ortschaften mit weniger als 5.000 Einwohnern stellen die Referenzkategorie dar), die Bevölkerungsdichte im Kreis und den Männeranteil in der Gemeinde kontrolliert (vgl. dazu Hambauer und Mays 2018). Tabelle 3 gibt einen deskriptiv-statistischen Überblick der verwendeten Variablen. Die Datenquellen aller Variablen finden sich in Tabelle A1 im Anhang.

Tabelle 3: Deskriptive Statistiken der verwendeten Variablen

Art	Variable	Mittelwert	Std.Abw.	Min	Max
AV	Zweitstimmen AfD bei BT-Wahl 2017 in Gemeinde, in %	13,05	3,04	6,27	24,55
UV	Distanz Grenze CZ, in km	126,51	67,98	0,16	305,56
	Distanz Grenze AUT, in km	127,14	89,44	0,18	323,36
	Distanz Grenze WestDtl, in km	84,78	61,56	0,12	242,9
	Distanz Grenze OstDtl, in km	151,99	86,89	0,69	312,57
Kontrollvariablen	Anteil Schulabgänger mit allgem. Hochschulreife in Kreis 2015, in %	23,44	8,15	0	57,9
	Anteil Schulabgänger ohne Hauptschulabschluss in Kreis 2015, in %	4,21	1,5	1,7	9,5
	Bevölkerung 65 Jahre und älter in Kreis, in %	20,34	1,78	15,6	26,2
	Arbeitslosenquote September 2017, Gemeindeebene, in %	2,48	1,02	0,16	8,33
	Unternehmensinsolvenzen 2015, je 10.000 st.-pfl. Untern.	44,35	15,82	14,4	114,2
	Verfügbares Einkommen je Einwohner in Kreis 2015, in 1000 Euro	22,51	2	18,42	34,92
	Wanderungssaldo je 10 000 in Kreis 2015: Männer 18 bis 29 Jahre	294,94	228,35	-130,6	1011,5
	Pflegebedürftige in Kreis 2015, je 1.000 Einwohner ab 65 Jahre	142,52	29,89	93,6	256,1
	Krankenhausbetten in Kreis 2015, je 1.000 Einw.	4,21	3,17	0	30,3
	Anteil aussch. geringf. Beschäftigter an Erwerbspersonen in Gemeinde 2016, in %	12,99	1,94	5,88	19,67
	Ausländeranteil an Gesamtbevölkerung in Kreis 2015, in %	7,54	2,9	3,2	25,2
	Wohnungseinbrüche in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner	45,61	18,39	15,36	145,19
	Autodiebstähle in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner	13,93	5,56	4,62	45,74
	Raubdelikte in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner	9,82	5,48	2,49	64,09
	Körperverletzungen in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner	428,94	114,49	187,62	1459,31
	Vergewaltigungen und sexuelle Nötigungen in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner	5,21	3,02	0	29,91
	Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Wohnungseinbrüchen in Kreis 2016, in %	51,98	28,6	0	100
	Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Autodiebstählen in Kreis 2016, in %	35,73	20,49	0	100
	Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Raubdelikten in Kreis 2016, in %	40,52	21,87	0	100
	Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Körperverletzungen in Kreis 2016, in %	32,59	8,95	14,1	55,99
	Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Vergew. und sex. Nötigung in Kreis 2016, in %	30,68	25,28	0	100
	Zweitstimmen rechte Parteien bei BT-Wahl 2013 in Gemeinde, in %	5,62	1,35	0	11,97
	Zweitstimmen CSU bei BT-Wahl 2013 in Gemeinde, in %	54,6	6,97	32,26	82,66
	Großstadt > 100.000 Einwohner	0	0,06	0	1
	Mittelstadt > 20.000 & < 100.000 Einwohner	0,03	0,17	0	1
	Kleinstadt > 5.000 & < 20.000 Einwohner	0,24	0,43	0	1
	Bevölkerungsdichte in Kreis, Einwohner je qkm	157,66	179,41	66,6	4668,1
	Anteil Männer an Gesamtbevölkerung der Gemeinde zum 31.12.2016, in %	50,25	1,36	44,39	60,72

6.2 Analyse

6.2.1 Statistische Modellierung

Aufgrund der hierarchischen Struktur der Daten, welche auf der Gemeinde- und Kreisebene messen, und der metrischen abhängigen Variable werden lineare Mehrebenenmodelle geschätzt. Aus Perspektive der Varianzaufklärung ist dies ebenfalls angeraten, ergibt sich aus dem Mehrebenenmodell (s. M 0 in Tabelle 2) doch ein Intraklassenkorrelationskoeffizient von 0,54 – was nichts anderes bedeutet, als dass 54% der Gesamtvarianz auf Unterschiede zwischen den Level-2 Einheiten, d.h. zwischen den Kreisen zurückzuführen ist. Eine normale OLS-Regression, die nicht wie eine Mehrebenenanalyse die hierarchische Struktur aktiv modelliert, könnte diesen Varianzanteil nicht erklären. Die Voraussetzungen für eine Mehrebenenanalyse in Bezug auf die Datengrundlage erfüllen die hier verwendeten Daten problemlos. Mit 81 Level-2-Einheiten

(Kreisen) und einer durchschnittlichen Fallzahl pro Level-2-Gruppe von über 31 Gemeinden können Mehrebenenregressionen ohne weiteres gerechnet werden. Die Schätzungen werden mit Restricted Maximum Likelihood (REML) durchgeführt. Sämtliche unabhängige und Kontrollvariablen mit Ausnahme der Stadt-Dummies werden vor der Aufnahme in das Modell am jeweiligen Gesamtmittelwert zentriert um so eine gute Interpretierbarkeit des Intercepts zu gewährleisten. Um einen möglichen nicht-linearen Effekt der Distanz zur Grenze abzubilden werden zwei Modellgruppen gerechnet. In der einen fließt die Distanz regulär (linear) ein, in der anderen in logarithmierter Form. Daneben werden getrennte Modelle für die Grenzen zum Ausland (Österreich und Tschechien) und den innerdeutschen Grenzen (zu den westdeutschen Bundesländern Hessen und Baden-Württemberg und den ostdeutschen Bundesländern Sachsen und Thüringen) gerechnet. Modelle in die alle vier Distanzen gemeinsam eingebracht werden, sind aufgrund hoher Multikollinearitätswerte nicht schätzbar. Für die Distanzvariablen wird zudem getestet, ob bei diesen von einem unterschiedlichen Effekt in den einzelnen Kreisen ausgegangen werden kann und es daher statistisch angebracht ist diese als *Random Slopes* zu schätzen.

6.2.2 Ergebnisse

Die Modelle in Tabelle 4 zeigen, dass in der Tat die Distanz zur Grenze einer Gemeinde einen signifikanten Einfluss auf das dortige AfD-Wahlergebnis hat – und dies auch unter Kontrolle weiterer Erklärungsfaktoren. Die Richtung des Effekts entspricht ebenfalls den Erwartungen. Je weiter die Grenze nach Tschechien oder Österreich entfernt ist, desto schwächer schneidet die AfD ab. Im Modell ohne Kontrollfaktoren (M 1) verringert jeder zusätzliche Kilometer zur tschechischen (bzw. österreichischen) Grenze den AfD-Zweitstimmenanteil um 0,019 (bzw. 0,011) Prozentpunkte. Unter Kontrolle der weiteren Erklärungsfaktoren und der Schätzung der Distanz-Variablen als *Random Slopes* (vgl. M 2) bleiben die mittleren Effekte der Entfernungen zur Grenze beide auf dem 99-Prozent-Vertrauenswahrscheinlichkeitsniveau signifikant und auch substantiell bedeutsam. Beispielhaft soll hier nun der stärkere der beiden Distanzeffekte, der zur tschechischen Grenze, genauer beleuchtet werden. Unter Berücksichtigung der Slope-Varianzen und einem angenommenen Signifikanzniveau von 95% wird für eine Gemeinde, die 50 km von der tschechischen Grenze entfernt ist ein Konfidenzintervall von -2,35 bis + 0,99 Prozentpunkten geschätzt um das sich der Schätzwert für die AfD-Zweitstimmen im Vergleich zu einer Gemeinde, die direkt an der Grenze liegt (Entfernung 0 km) verändern würde.⁷ Hier zeigt sich, dass der Effekt der Entfernung zwar im Mittel deutlich negativ ist, aber es durchaus auch zum Teil für einzelne Gemeinden einen positiven Effekt der Distanz zur tschechischen Grenze geben kann. In Modell 3, in dem als *Crosscheck* die Distanzen zu den innerdeutschen Grenzen (Ost und West) aufgenommen wurden, zeigt sich ein signifikant positiver Effekt der Distanz zu den Grenzen nach Hessen und Baden-Württemberg, wohingegen die Entfernung zur bayerisch-sächsischen und bayerisch-thüringischen

⁷ Das Konfidenzintervall für den Steigungskoeffizienten der Distanz zur Grenze CZ berechnet sich als $-0,0136 \pm 1,96 \cdot \sqrt{0,0003} = \{-0,0469; +0,0197\}$.

Grenze keine Auswirkungen ergibt. Dies passt insoweit zu den vorherigen Ergebnissen, als dass die Distanz zu den westdeutschen Grenzen natürlich sehr stark negativ mit der Distanz zur tschechischen und auch zur österreichischen Grenze korreliert. Die in Tabelle 4 berichteten Modelle enthalten die Distanzen in ihrer regulären, linearen Form. Die Annahme, dass der Entfernungseffekt eventuell nicht-linearer Art sein könnte, bestätigt sich anhand der Modelle, in denen die Distanzen logarithmiert eingebracht werden, nicht. Die Erklärungskraft dieser Modelle ist schwächer (vgl. Tabelle A2 im Anhang). Insgesamt ist die Erklärungskraft der Modelle jedoch zufriedenstellend. Das volle Modell (M 2) kann knapp 52 Prozent der Varianz auf der Mikroebene, d.h. der Varianz innerhalb der Kreise zwischen den Gemeinden, und sogar fast 74 Prozent der Varianz zwischen den Kreisen erklären. Multikollinearität stellt kein Problem dar, da einzig der VIF der Variable Ausländerquote mit einem Wert von über sechs etwas hoch ausfällt. Da eine Entfernung dieser Variable aus den Modellen jedoch keinerlei signifikante Veränderungen bei den Effekten der anderen Variablen bewirkt, wurde sie im Modell belassen.

Tabelle 4: Mehrebenenanalyse des Wahlerfolgs der AfD bei der Bundestagswahl 2017

	M 0	M 1	M 2	M 3
UV	Distanz Grenze CZ, in km	-0,0193*** (0,00254)	-0,0136*** (0,00324)	
	Distanz Grenze AUT, in km	-0,0111*** (0,00221)	-0,0122*** (0,00236)	
	Distanz Grenze OstDtl, in km			0,00007 (0,00387)
	Distanz Grenze WestDtl, in km			0,0102** (0,00434)
Modernisierungsverlierer	Anteil Schulabgänger mit allgem. Hochschulreife in Kreis 2015, in %		-0,0854*** (0,0257)	-0,0869** (0,0358)
	Anteil Schulabgänger ohne Hauptschulabschluss in Kreis 2015, in %		-0,334*** (0,117)	-0,435*** (0,159)
	Bevölkerung 65 Jahre und älter in Kreis, in %		-0,281** (0,124)	-0,275 (0,195)
	Arbeitslosenquote September 2017, Gemeindeebene, in %		0,199*** (0,0443)	0,208*** (0,0439)
	Unternehmensinsolvenzen 2015, je 10.000 st.-pfl. Untern.		0,0173* (0,0103)	0,00199 (0,0156)
	Verfügbares Einkommen je Einwohner in Kreis 2015, in 1000 Euro		-0,0271 (0,131)	-0,201 (0,189)
	Wanderungssaldo je 10 000 in Kreis 2015: Männer 18 bis 29 Jahre		-0,00125 (0,00108)	0,00126 (0,00163)
	Pflegebedürftige in Kreis 2015, je 1.000 Einwohner ab 65 Jahre		0,0199** (0,00880)	0,0313*** (0,0121)
	Krankenhausbetten in Kreis 2015, je 1.000 Einw.		0,0108 (0,0516)	-0,0465 (0,0706)
	Anteil ausschl. geringf. Beschäftigter an Erwerbspersonen in Gemeinde 2016, in %		-0,0880*** (0,0218)	-0,0851*** (0,0218)
K*	Ausländeranteil an Gesamtbevölkerung in Kreis 2015, in %		0,0520 (0,101)	0,0416 (0,149)
	Wohnungseinbrüche in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner		-0,0102 (0,0118)	-0,00652 (0,0165)
Rationale Protestwahl	Autodiebstähle in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner		0,0618** (0,0313)	0,0678 (0,0425)
	Raubdelikte in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner		-0,0141 (0,0334)	-0,0100 (0,0438)
	Körperverletzungen in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner		0,00298* (0,00157)	0,00191 (0,00202)
	Vergewaltigungen und sexuelle Nötigungen in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner		-0,0297 (0,0567)	-0,0241 (0,0812)
	Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Wohnungseinbrüchen in Kreis 2016, in %		0,0163** (0,00722)	0,00390 (0,0109)

	Anteil nichtdt Tatverdächtiger bei Autodiebstählen in Kreis 2016, in %			0,00168 (0,00831)	-0,0132 (0,0124)
	Anteil nichtdt Tatverdächtiger bei Raubdelikten in Kreis 2016, in %			0,00831 (0,00860)	0,0207* (0,0121)
	Anteil nichtdt Tatverdächtiger bei Körperverletzungen in Kreis 2016, in %			-0,00711 (0,0311)	0,0266 (0,0446)
	Anteil nichtdt Tatverdächtiger bei Vergew. und sex. Nötigungen in Kreis 2016, in %			-0,000240 (0,00691)	-0,00902 (0,0100)
Pfaddab	Zweitstimmen rechte Parteien bei BT-Wahl 2013 in Gemeinde, in %			0,676*** (0,0301)	0,658*** (0,0300)
	Zweitstimmen CSU bei BT-Wahl 2013 in Gemeinde, in %			0,0242*** (0,00688)	0,0232*** (0,00688)
Weitere Kontrollen	Großstadt > 100.000 Einwohner			-0,858 (1,078)	-1,592 (1,253)
	Mittelstadt > 20.000 & < 100.000 Einwohner			0,408* (0,238)	0,442* (0,235)
	Kleinstadt > 5.000 & < 20.000 Einwohner			0,130 (0,0900)	0,136 (0,0887)
	Bevölkerungsdichte in Kreis, Einwohner je qkm			-0,000577 (0,000551)	-0,000298 (0,000652)
	Anteil Männer an Gesamtbevölkerung der Gemeinde zum 31.12.2016, in %			0,0737** (0,0292)	0,0749*** (0,0289)
Konstante		13,08*** (0,289)	13,00*** (0,230)	12,97*** (0,177)	13,60*** (0,281)
<i>Zufallseffekte</i>					
	Varianz Distanz Grenze CZ			0,0003 (0,0001)	
	Varianz Distanz Grenze AUT			0,0000 (0,0001)	
	Varianz Distanz Grenze OstDtl.				0,0005 (0,0002)
	Varianz Distanz Grenze WestDtl.				0,0006 (0,0002)
	Varianzanteil Gemeindeebene	2,815 (0,090)	2,784 (0,886)	2,100 (0,070)	2,002 (0,069)
	Varianzanteil Kreisebene	6,396 (1,053)	3,957 (0,673)	1,268 (0,424)	2,394 (1,013)
	R ² -Mikro: Gemeindeebene			0,268	0,480
	R ² -Makro: Kreisebene			0,381	0,591
	Fallzahl Ebene 1: Gemeinden	2.056	2,056	2,056	2,056
	Fallzahl Ebene 2: Kreise und kreisfreie Städte	81	81	81	81

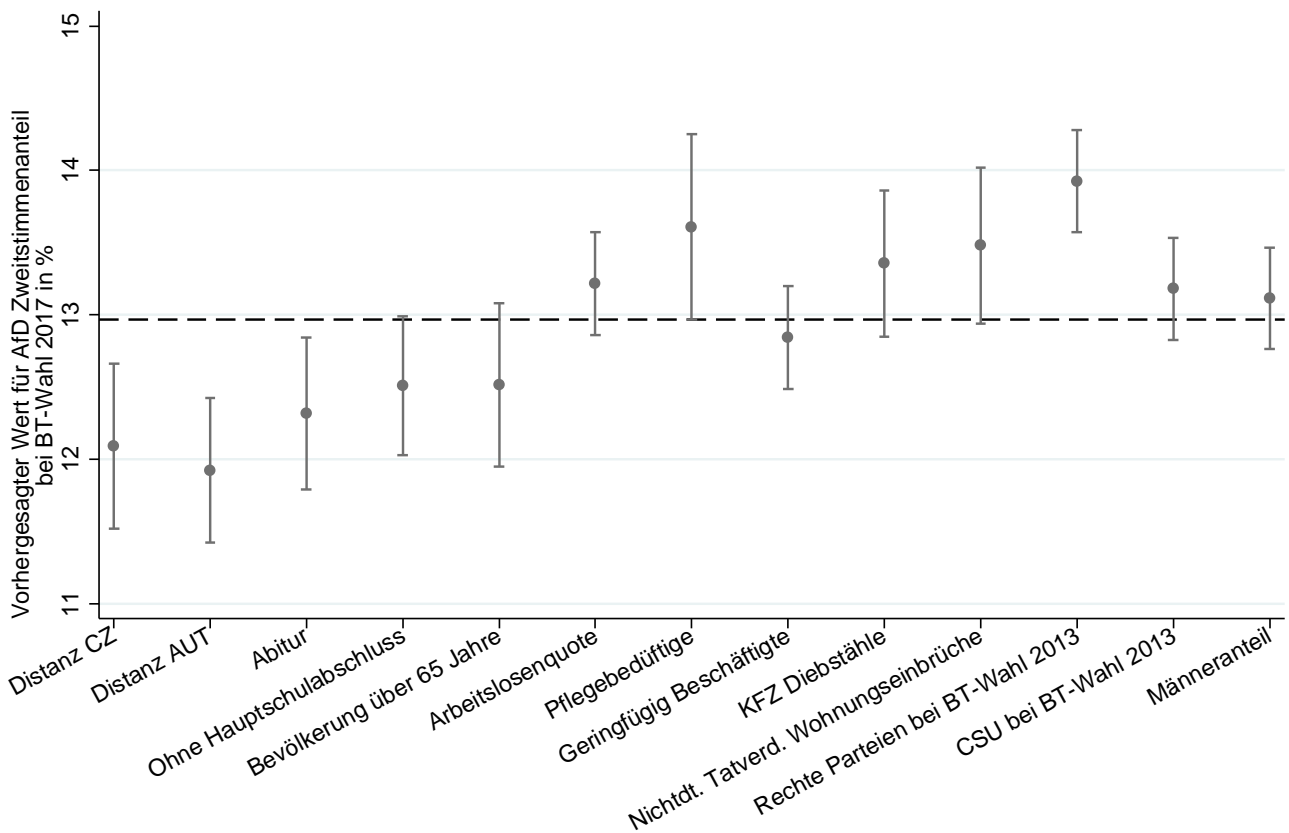
Anmerkungen: K* = Kontakthypothese; AV = Zweitstimmen der AfD bei der Bundestagswahl 2017; Angegeben sind nichtstandardisierte Koeffizienten, Standardfehler in Klammern; *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1; sämtliche Variablen mit Ausnahme der Dummies für die Stadtgröße sind am jeweiligen Gesamtmittelwert zentriert; In den Modellen 2 und 3 sind die Distanzvariablen als Random-Slopes eingebracht, wobei die Intercept-Slope-Kovarianz bei Null angenommen wird (Modelle in denen die Kovarianz frei variieren kann, liefern laut Chi-Quadrat-Test keinen besseren Fit); Aufgrund der komplexen Berechnung von R²-Mikro und R²-Makro bei Random-Slope-Modellen werden diese entsprechend der Empfehlung von Snijders und Bosker (2012, S. 114) anhand der entsprechenden Random-Intercept-Modelle berechnet; Schätzung via REML.

In Bezug auf die Kontrollvariablen zeigen einzelne Operationalisierungen der Modernisierungsverliererthese deutliche Effekte – wenngleich zumeist nicht in die zunächst zu erwartende Richtung. Bei der Bildung muss beispielsweise konstatiert werden, dass sowohl in den Kreisen, in denen der Anteil der Schulabbrecher – der als Indikator für Modernisierungsverlierer gelten kann – sehr hoch ist, als auch in den Kreisen mit einer hohen Abiturientenquote – was eher für Gegenden mit vielen Modernisierungsgewinnern steht – die AfD unterdurchschnittlich abschneidet. Auch wirkt sich ein hohes Level an ausschließlich geringfügig beschäftigten Personen nicht wie es die Modernisierungsverliererthese erwarten würde positiv, sondern signifikant negativ auf das AfD-Ergebnis aus. Einzig die Arbeitslosenquote zeigt den hochsignifikanten und positiven Effekt – jeder zusätzliche Prozentpunkt bei der Arbeitslosequote in einer Gemeinde erhöht den AfD-

Stimmenanteil dort *ceteris paribus* um knapp 0,2 Prozentpunkte. Auf einem niedrigeren Signifikanzniveau zeigen auch der Anteil der Pflegebedürftigen und der Unternehmensinsolvenzen einen positiven Effekt auf den AfD Zweitstimmenanteil. Für die über den Ausländeranteil operationalisierte Kontakthypothese findet sich keine Bestätigung. Die These der rationalen Protestwahl, nach der der AfD-Wahlerfolg v.a. auf eine schlechte Kriminalitäts- und Sicherheitslage, insbesondere befeuert durch eine hohe Ausländerkriminalität zurückzuführen sei, verfängt nur teilweise. Zwar finden sich signifikant positive Effekte der Anzahl an Wohnungseinbrüchen und Körperverletzungen sowie des Anteils nichtdeutscher Tatverdächtiger bei Wohnungseinbrüchen, die allesamt den Anteil der AfD-Stimmen erhöhen, bei den anderen Kriminalitätsvariablen hingegen finden sich keine Effekte. Hochsignifikant hingegen erweisen sich die beiden Pfadabhängigkeitsvariablen: sowohl in Gemeinden, in denen bei der vorangegangenen Bundestagswahl 2013 rechte Parteien als auch in solchen, in denen die CSU besonders gut abgeschnitten hat, ist der Stimmenanteil der AfD höher. Von den weiteren Kontrollvariablen ist nur der Männeranteil deutlich signifikant. Je größer der Anteil der Männer in einer Gemeinde, desto besser fällt dort das Ergebnis der AfD aus.

Aufgrund der zum Teil unterschiedlichen Skalen, auf denen die Variablen messen lässt sich aus der Tabelle 4 nur schlecht herauslesen welche der Variablen den substantiell größten Einfluss ausübt. Aus diesem Grund stellt Abbildung 3 die substantiellen Effekte derjenigen Variablen aus Modell 2 grafisch dar, die sich dort auf dem 95%-Vertrauenswahrscheinlichkeitsniveau als signifikant erwiesen haben. Die Punkte präsentieren die vorhergesagten Werte für eine Erhöhung der jeweiligen Variable um eine Standardabweichung (alle anderen Variablen bleiben konstant bei Null). Hier zeigt sich, dass der Effekt der Distanz zur Grenze nicht nur signifikant ist, sondern in seiner Höhe auch die meisten Kontrollvariablen übertrifft. Einzig bei der Pfadabhängigkeitsvariable des Wahlergebnisses rechter Parteien bei der Bundestagswahl 2013 führt eine Erhöhung um eine Standardabweichung zu einem absolut betrachtet ähnlich großen Effekt.

Abbildung 3: Substantielle Effekte basierend auf Modell 2 – Dargestellt sind die Schätzwerte bei Erhöhung der jeweiligen Variable um eine Standardabweichung + 95% Konfidenzintervalle



7. Zusammenfassung und Ausblick: Was heißt das Ergebnis für die Forschung zu rechtspopulistischen Parteien?

Dieser Artikel begann mit dem deskriptiven Befund, dass die AfD bei der Bundestagswahl 2017 nicht nur in Ostdeutschland, sondern auch im Westen der Bundesrepublik starke Ergebnisse einfahren konnte. Dabei konnten in einer Voruntersuchung zunächst auf Wahlkreisebene zwischen West- und Ostdeutschland durchaus unterschiedliche Erklärungsfaktoren für den AfD-Wahlerfolg beobachtet werden. Signifikant erwies sich unter anderem die Lage eines Wahlkreises an der Grenze in Süd- und Ostdeutschland. Insbesondere Bayern sticht aus den westdeutschen Flächenländern hervor, da die Rechtspopulisten hier nicht nur im Mittel vergleichsweise stark abschnitten, sondern es v.a. auch eine sehr große Streuung der AfD-Wahlergebnisse gibt. Betrachtet man genauer wo in Bayern die AfD besonders gut abschnitt, zeigt sich, dass dies gerade an der bayerischen Ostgrenze der Fall ist. Dieser Artikel ging der Frage nach, inwiefern diese geographische Clusterung sich primär über bekannte Theorien der Wahl rechtspopulistischer Parteien erklären lässt, oder darüber hinaus im Sinne der Wahlgeographie ein Effekt der Grenznähe vorliegt. Als zentrale unabhängige Variable wurde deshalb die geographische Distanz der Mittelpunkte aller 2056 bayerischen Gemeinden zu den Landesgrenzen (unterschieden nach Nachbarstaat, bzw. Nachbarbundesland) berechnet. Eine

Mehrebenenanalyse auf Basis der Wahlergebnisse in diesen Kommunen brachte zum Vorschein, dass der zuvor deskriptiv im Aggregat ersichtliche Grenznähe-Effekt (nach Tschechien und Österreich) auch bei Kontrolle auf die Modernisierungsverliererthese, die Kontakthypothese, die These der rationalen Protestwahl aufgrund einer verschlechterten Kriminalitätssituation und der These der Pfadabhängigkeit in der Wahl rechter Parteien bestehen bleibt. Darüber hinaus zeigt sich, dass der Effekt der Distanz zur Grenze nach Tschechien und Österreich auch substantiell relevant ist und in seiner Stärke einen Großteil der weiteren Kontrollfaktoren übertrifft.

Freilich soll an dieser Stelle nicht davon ausgegangen werden, dass es wirklich die Distanz zur Grenze ist, die sich kausal auf die Wahlentscheidung auswirkt. Vielmehr ist anzunehmen, dass hinter dieser Variable weitere, bislang offensichtlich noch nicht adäquat beachtete Faktoren stehen, auf die es – wie die Analyse gezeigt hat – sinnvollerweise zu kontrollieren gälte. Über die kausalen Mechanismen, die möglicherweise hinter dem gefundenen Effekt liegen könnten, kann an dieser Stelle aber letztlich nur spekuliert werden. Zwei potentielle Varianten wurden im Text angesprochen – erstens könnte argumentiert werden, dass die Bevölkerung im bayerisch-österreichischen Grenzgebiet (insbesondere an der Ostgrenze Bayerns) die Auswirkungen des großen Zustroms an Flüchtlingen im Jahr 2015 (und in Teilen noch 2016) mit den damit einhergehenden katastrophalen Zuständen an den Grenzübergängen sehr viel direkter miterlebte als dies im restlichen Teil Bayerns der Fall war. Diese Erfahrung mag dafür gesorgt haben, dass Bewohner dieses Grenzgebiets empfänglicher für die Positionen der AfD waren, welche sowohl die Überforderung der Behörden als auch den Kontrollverlust staatlicher Autorität beklagte und sich zudem sehr strikt gegen weitere Flüchtlinge positionierte. Der zweite kausale Mechanismus, der möglicherweise eine Rolle spielt ist demgegenüber eher langfristiger Natur. Er geht auf die wirtschaftliche Konkurrenzsituation in den östlichen Grenzgebieten und die damit dort schon seit spätestens dem Schengen-Beitritt der osteuropäischen EU-Mitglieder 2007 vorherrschende und in Teilen auch sicherlich nicht unbegründete Angst vor Arbeitsplatzverlust, aber auch vor grenzüberschreitender Kriminalität zurück. Die Annahme ist, dass sich in einem solchen Klima der fortwährenden Angst – zumindest innerhalb einzelner Bevölkerungsgruppen – rechtspopulistische Einstellungen leichter bilden und verfestigen können als in weniger grenznahen Gebieten, in denen diese Ängste nicht so stark vorherrschen. Denkbar wäre zudem, dass der hier gefundene Effekt der Grenznähe auf in den dortigen Gebieten verstärkt anzutreffende Einstellungsmuster zurückgeht, welche sich nicht alleine auf die getesteten strukturellen Faktoren zurückführen lassen. Ein Test dieser Annahme bedürfte allerdings Individualdaten, bei denen Umfragen mit möglichst exaktem Geokodierungen des Wohnorts der Befragten durchzuführen wären. Bestehende Datensätze leisten dies in der Regel nicht – auch weil zum Teil hier der Datenschutz vorgeht. Die hier aufgeworfene Fragestellung zeigt allerdings die Sinnhaftigkeit sich um solche Daten zu bemühen, und erste methodische Arbeiten zeigen auch auf, welche Möglichkeiten die geokodierte Umfragedaten für weitreichende statistische Analysen bieten (Taylor et al. 2016). Um zu verstehen, welche Prozesse hinter dem in dieser Arbeit gefundenen Effekt der Distanz zur Grenze stecken, wären solche Individualanalysen auf jeden Fall unumgänglich.

Auch wenn er die Antwort auf die Frage, welche kausalen Faktoren hinter dem starken Abschneiden der AfD bei der Bundestagswahl 2017 in den östlichen Gebieten Bayerns standen, damit nicht wirklich liefern kann, hat dieser Artikel aber doch zumindest gezeigt, dass der Faktor der Distanz zur Grenze über bekannte Einflüsse hinaus erklärungskräftig ist. Daraus lässt sich ableiten, dass um eine gute Erklärungskraft für die Varianz rechtspopulistischer Stimmenanteile generell (nicht nur der AfD in Bayern, sondern auch anderer rechtspopulistischer Parteien in anderen Bundesländern oder europäischen Staaten) zu erzielen, dem Faktor der Grenznähe mehr Beachtung geschenkt werden sollte. Noch allgemeiner zeigt diese Analyse, dass geographische Variation bzw. Clusterung in der Politikwissenschaft noch vielfach zu wenig beachtete Faktoren sind, die aber zumindest das Potential besitzen auf bislang unentdeckte kausale Mechanismen hinzuweisen.

Literatur

- AfD. 2017. *Alexander Gauland: Innere Sicherheit erodiert – Schluss mit Vertuschung und Beschönigungen*, Pressemitteilung, abrufbar unter: <https://www.afd.de/alexander-gauland-innere-sicherheit-erodiert-schluss-mit-vertuschung-und-beschoenigungen/>, letzter Zugriff am 5.1.2017.
- Allport, Gordon. 1954. *The Nature of Prejudice*, New York: Doubleday and Company.
- Arzheimer, Kai. 2008. *Die Wähler der extremen Rechten 1980-2002*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften / GWV Fachverlage GmbH, Wiesbaden abrufbar unter: <http://public.eblib.com/choice/publicfullrecord.aspx?p=747504>, letzter Zugriff am 5.1.2018.
- Berbuir, Nicole, Marcel Lewandowsky, und Jasmin Siri. 2015. The AfD and its Sympathisers: Finally a Right-Wing Populist Movement in Germany? *German Politics* 24(2), 154–178. DOI: <https://doi.org/10.1080/09644008.2014.982546>.
- Bergmann, Knut, Matthias Diermeier, und Judith Niehues. 2016. *Die AfD - Eine Partei der Besserverdiener?*, Köln: Institut der deutschen Wirtschaft.
- Betz, Hans-Georg. 2002. Rechtspopulismus in Westeuropa: Aktuelle Entwicklungen und politische Bedeutung. *ÖZP* 31(3), 251–264.
- Beyme, Klaus. 2000. *Parteien im Wandel: Von den Volksparteien zu den professionalisierten Wählerparteien*, abrufbar unter: <http://link.springer.com/openurl?genre=book&isbn=978-3-531-13578-6>, letzter Zugriff am 10.3.2018.
- Cho, Wendy K. Tam, und James G. Gimpel. 2012. Geographic Information Systems and the Spatial Dimensions of American Politics. *Annual Review of Political Science* 15(1), 443–460. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-031710-112215>.
- Decker, Frank. 2000. *Parteien unter Druck: der neue Rechtspopulismus in den westlichen Demokratien*, Opladen: Leske + Budrich.

- Decker, Frank. 2015. Alternative für Deutschland und Pegida: Die Ankunft des neuen Rechtspopulismus in der Bundesrepublik. In *Rechtspopulismus und Rechtsextremismus in Europa*, Hrsg. Frank Decker, Bernd Henningsen, und Kjetil Jakobsen, 75–90. Nomos abrufbar unter: <http://www.nomos-elibrary.de/index.php?doi=10.5771/9783845252940-75>, letzter Zugriff am 3.1.2018.
- Falter, Jürgen W., und Jürgen R. Winkler. 2014. Wahlgeographie und Politische Ökologie. In *Handbuch Wahlforschung*, Hrsg. Jürgen W. Falter, und Harald Schoen, 135–167. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden abrufbar unter: http://link.springer.com/10.1007/978-3-658-05164-8_5, letzter Zugriff am 10.3.2018.
- Glas, Andreas, und Susanne Wimmer. 2015. Grenzgebiet im Ausnahmezustand. *Süddeutsche Zeitung Online*. abrufbar unter: <http://www.sueddeutsche.de/bayern/fluechtlinge-an-der-grenze-grenzgebiet-im-ausnahmezustand-1.2708216>, letzter Zugriff am 5.1.2017.
- Hambauer, Verena, und Anja Mays. 2018. Wer wählt die AfD? – Ein Vergleich der Sozialstruktur, politischen Einstellungen und Einstellungen zu Flüchtlingen zwischen AfD-WählerInnen und der WählerInnen der anderen Parteien. *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft* 12(1), 133–154. DOI: <https://doi.org/10.1007/s12286-017-0369-2>.
- Inglehart, Ronald, und Pippa Norris. 2016. Trump, Brexit, and the Rise of Populism: Economic Have-Nots and Cultural Backlash. *Harvard Kennedy Center Faculty Research Working Paper Series*(26), 1–52.
- Jäckle, Sebastian, und Pascal D. König. 2017. The dark side of the German ‘welcome culture’: investigating the causes behind attacks on refugees in 2015. *West European Politics* 40(2), 223–251. DOI: <https://doi.org/10.1080/01402382.2016.1215614>.
- Jung, Matthias. 2016. Fleisch vom Fleisch der Union? Die Wahlergebnisse der AfD und der Kurs der CDU. *Die Politische Meinung* 61(539), 28–32.
- Kroh, Martin, und Karolina Fetz. 2016. *Das Profil der AfD-AnhängerInnen hat sich seit Gründung der Partei deutlich verändert.*, DIW.
- Lengfeld, Holger. 2017. Die „Alternative für Deutschland“: eine Partei für Modernisierungsverlierer? *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 69(2), 209–232. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11577-017-0446-1>.
- Lewandowsky, Marcel. 2015. Eine rechtspopulistische Protestpartei? Die AfD in der öffentlichen und politikwissenschaftlichen Debatte. *Zeitschrift für Politikwissenschaft* 25(1), 119–134. DOI: <https://doi.org/10.5771/1430-6387-2015-1-119>.
- Mayer, Nonna. 1999. *Ces Français qui votent FN*, Paris: Flammarion.
- Minkenberg, Michael. 2000. The Renewal of the Radical Right: Between Modernity and Anti-modernity. *Government and Opposition* 35(02), 170–188. DOI: <https://doi.org/10.1111/1477-7053.00022>.
- Mudde, Cas. 2004. The Populist Zeitgeist. *Government and Opposition* 39(4), 542–563. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1477-7053.2004.00135.x>.
- Rokkan, Stein. 2000. Staat, Nation und Demokratie in Europa. In *Staat, Nation und Demokratie in Europa. Die Theorie Stein Rokkans, aus seinen gesammelten Werken rekonstruiert und eingeleitet von Peter*

- Flora, Hrsg. Peter Flora, 123–412. Suhrkamp abrufbar unter: <http://katalog.ub.uni-heidelberg.de/titel/65115101>.
- Roth, Dieter. 2008. *Empirische Wahlforschung: Ursprung, Theorien, Instrumente und Methoden*, Wiesbaden: VS, Verl. für Sozialwiss.
- Runciman, Walter Garrison. 1966. *Relative deprivation and social justice: a study of attitudes to social inequality in twentieth-century England*, University of California Press abrufbar unter: <https://books.google.de/books?id=1OfEAAAIAAJ>.
- Scheuch, Erwin K., und Hans-Dieter Klingemann. 1967. Theorie des Rechtsradikalismus in westlichen Industriegesellschaften. In *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, Hrsg. Heinz-Dietrich Ortlieb, 11–29. Mohr.
- Schmitt-Beck, Rüdiger. 2014. Euro-Kritik, Wirtschaftspessimismus und Einwanderungsskepsis: Hintergründe des Beinah-Wahlerfolges der Alternative für Deutschland (AfD) bei der Bundestagswahl 2013. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 45(1), 94–112.
- Schwarzbözl, Tobias, und Matthias Fatke. 2016. Außer Protesten nichts gewesen? Das politische Potenzial der AfD. *Politische Vierteljahresschrift* 57(2), 276–299. DOI: <https://doi.org/10.5771/0032-3470-2016-2-276>.
- Siegfried, André. 1913. *Tableau politique de la France de l'Ouest sous la Troisième République*, Genève; Paris: Slatkine.
- Snijders, Tom, und Roel Bosker. 2012. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, London: Sage.
- Spiegel Online. 2015. AfD-Vize Gauland sieht Flüchtlingskrise als Geschenk abrufbar unter: <http://www.spiegel.de/politik/deutschland/afd-alexander-gauland-sieht-fluechtlingskrise-als-geschenk-a-1067356.html>, letzter Zugriff am 5.1.2017.
- Spier, Tim. 2010. *Modernisierungsverlierer?*, Wiesbaden: Springer Fachmedien abrufbar unter: <http://public.eblib.com/choice/publicfullrecord.aspx?p=751595>, letzter Zugriff am 4.1.2018.
- Taylor, Joanna, Graham Moon, und Liz Twigg. 2016. Using geocoded survey data to improve the accuracy of multilevel small area synthetic estimates. *Social Science Research* 56, 108–116. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2015.12.006>.
- Teney, Celine. 2012. The Group Threat Hypothesis Revisited with Geographically Weighted Regression - The Case of the NPD 2009 Electoral Success. *Zeitschrift für Soziologie* 41(3), 207–226.
- Ullrich, Peter A. 2001. Sozialprofil und Wahlmotive der FPÖ-Wähler: Zur Modernität des rechtspopulismus am Beispiel des Phänomens Haider. In *Schattenseiten der Globalisierung. Rechtsradikalismus, Rechtspopulismus und separatistischer Regionalismus in westlichen Demokratien*, Hrsg. Dietmar Loch, und Wilhelm Heitmeyer, 206–226. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Wagner, Ulrich, Oliver Christ, Thomas F. Pettigrew, Jost Stellmacher, et al. 2006. Prejudice And Minority Proportion: Contact Instead Of Threat Effects. *Social Psychology Quarterly* 69(4), 380–390. DOI: <https://doi.org/10.1177/019027250606900406>.

Anhang

Tabelle A1: Datenquellen

Variable	Quelle
Zweitstimmen AfD bei BT-Wahl 2017 in Gemeinde, in %	Bundeswahlleiter: Ergebnisse nach Wahlbezirken: https://www.bundeswahlleiter.de/bundestagswahlen/2017/ergebnisse/weitere-ergebnisse.html Eigene Aggregation auf gemeindeebene, wobei Stimmen in Briefwahlkreisen, die über mehrere Gemeinden gehen im Verhältnis der Wahlberechtigten mit Sperrvermerk auf die Gemeinden aufgeteilt wurden.
Distanz Grenze CZ, in km Distanz Grenze AUT, in km Distanz Grenze WestDtl, in km Distanz Grenze OstDtl, in km	Eigene Berechnungen (Luftlinie, kürzeste Distanz) auf Basis von Gemeindeverzeichnis Gebietsstand 30.09.2017 https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/LaenderRegionen/Regionales/Gemeindeverzeichnis/Administrativ/Archiv/GVAuszugQ/AuszugGV3QAktuell.html und Verwaltungsgebiete 1:250 000 - Stand 31.12.2016: http://www.geodatenzentrum.de/geodaten/gdz_rahmen.gdz_div?gdz_spr=deu&gdz_akt_zeile=5&gdz_anz_zeile=1&gdz_unt_zeile=13&gdz_user_id=0 ,
Anteil Schulabgänger mit allgem. Hochschulreife in Kreis 2015, in % Anteil Schulabgänger ohne Hauptschulabschluss in Kreis 2015, in %	Regionalatlas Deutschland Indikatoren des Themenbereichs "Bildung" https://www-genesis.destatis.de/gis/genView?GenMLURL=https://www-genesis.destatis.de/regatlas/AI003-2.xml&CONTEXT=REGATLAS01
Bevölkerung 65 Jahre und älter in Kreis, in % Wanderungssaldo je 10 000 in Kreis 2015: Männer 18 bis 29 Jahre Ausländeranteil an Gesamtbevölkerung in Kreis 2015, in % Bevölkerungsdichte in Kreis, Einwohner je qkm	Regionalatlas Deutschland Indikatoren des Themenbereichs "Bevölkerung" https://www-genesis.destatis.de/gis/genView?GenMLURL=https://www-genesis.destatis.de/regatlas/AI002-1.xml&CONTEXT=REGATLAS01
Arbeitslosenquote September 2017, Gemeindeebene, in %	Bundesagentur für Arbeit - Arbeitslose: Deutschland, Länder, Kreise und Gemeinden (Monatszahlen) September 2017 https://statistik.arbeitsagentur.de/nn_31892/SiteGlobals/Forms/Rubrikensuche/Rubrike nsuche_Form.html?view=processForm&resourceId=210368&input_=&pageLocale=de&opicId=17318&year_month=201709&year_month.GROUP=1&search=Suchen
Unternehmensinsolvenzen 2015, je 10.000 st.-pfl. Untern.	Regionalatlas Deutschland Indikatoren des Themenbereichs "Unternehmen" https://www-genesis.destatis.de/gis/genView?GenMLURL=https://www-genesis.destatis.de/regatlas/AI002-1.xml&CONTEXT=REGATLAS01
Verfügbares Einkommen je Einwohner in Kreis 2015, in 1000 Euro	Regionalatlas Deutschland Indikatoren des Themenbereichs "Verdienste und Einkommen" https://www-genesis.destatis.de/gis/genView?GenMLURL=https://www-genesis.destatis.de/regatlas/AI002-1.xml&CONTEXT=REGATLAS01
Pflegebedürftige in Kreis 2015, je 1.000 Einwohner ab 65 Jahre Krankenhausbetten in Kreis 2015, je 1.000 Einw.	Regionalatlas Deutschland Indikatoren des Themenbereichs "Gesundheits- u. Sozialwesen" https://www-genesis.destatis.de/gis/genView?GenMLURL=https://www-genesis.destatis.de/regatlas/AI002-1.xml&CONTEXT=REGATLAS01
Anteil ausschl. geringf. Beschäftigter an Erwerbspersonen in Gemeinde 2016, in %	Bundesagentur für Arbeit, Geringfügig entlohnte Beschäftigte nach Arbeits- und Wohnort (Jahreszahlen), Stichtag 30.Juni 2016 https://statistik.arbeitsagentur.de/nn_31966/SiteGlobals/Forms/Rubrikensuche/Rubrike nsuche_Form.html?view=processForm&resourceId=210368&input_=&pageLocale=de&opicId=746740&year_month=201606&year_month.GROUP=1&search=Suchen

<p>Wohnungseinbrüche in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner</p> <p>Autodiebstähle in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner</p> <p>Raubdelikte in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner</p> <p>Körperverletzungen in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner</p> <p>Vergewaltigungen und sexuelle Nötigungen in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner</p> <p>Anteil nichtdt. Tatverdächtiger bei Wohnungseinbrüchen in Kreis 2016, in %</p> <p>Anteil nichtdt. Tatverdächtiger bei Autodiebstählen in Kreis 2016, in %</p> <p>Anteil nichtdt. Tatverdächtiger bei Raubdelikten in Kreis 2016, in %</p> <p>Anteil nichtdt. Tatverdächtiger bei Körperverletzungen in Kreis 2016, in %</p> <p>Anteil nichtdt. Tatverdächtiger bei Vergew. und sex. Nötigung in Kreis 2016, in %</p>	<p>PKS 2015 - BKA (Länder-, Kreis- und Städte) Übersicht Falltabellen: Grundtabelle - Kreise - ausgewählte Straftaten/-gruppen https://www.bka.de/DE/AktuelleInformationen/StatistikenLagebilder/PolizeilicheKriminalstatistik/PKS2015/BKATabellen/bkaTabellenLaenderKreiseStaedteFaele.html?nn=51356</p>
<p>Zweitstimmen rechte Parteien bei BT-Wahl 2013 in Gemeinde, in %</p> <p>Zweitstimmen CSU bei BT-Wahl 2013 in Gemeinde, in %</p>	<p>Statistische Ämter des Bundes und der Länder: Wahlbezirksstatistik zur Bundestagswahl 2013, Materialbezeichnung: WB3Z13, Zweitstimmen. CD</p>
<p>Großstadt > 100.000 Einwohner</p> <p>Mittelstadt > 20.000 & < 100.000 Einwohner</p> <p>Kleinstadt > 5.000 & < 20.000 Einwohner</p> <p>Anteil Männer an Gesamtbevölkerung der Gemeinde zum 31.12.2016, in %</p>	<p>Eigene Berechnung auf Basis von Verwaltungsgebiete 1:250 000 - Stand 31.12.2016: http://www.geodatenzentrum.de/geodaten/gdz_rahmen.gdz_div?gdz_spr=deu&gdz_akt_zeile=5&gdz_anz_zeile=1&gdz_unt_zeile=13&gdz_user_id=0</p>

Table A2: Mehrebenenanalyse des Wahlerfolgs der AfD bei der Bundestagswahl 2017 (Distanz zur Grenze logarithmiert)

	M 0	M 1	M 2	M 3
UV	Distanz Grenze CZ, in km (log)	-0.547*** (0.113)	-0.835*** (0.230)	
	Distanz Grenze AUT, in km (log)	0.0593 (0.0919)	-0.488*** (0.189)	
	Distanz Grenze OstDtl, in km (log)			0.250* (0.132)
	Distanz Grenze WestDtl, in km (log)			0.166*** (0.0625)
Modernisierungsverfäherer	Anteil Schulabgänger mit allgem. Hochschulreife in Kreis 2015, in %		-0.0818*** (0.0297)	-0.0799*** (0.0287)
	Anteil Schulabgänger ohne Hauptschulabschluss in Kreis 2015, in %		-0.347*** (0.132)	-0.311** (0.127)
	Bevölkerung 65 Jahre und älter in Kreis, in %		-0.266* (0.147)	-0.268* (0.139)
	Arbeitslosenquote September 2017, Gemeindeebene, in %		0.192*** (0.0450)	0.202*** (0.0447)
	Unternehmensinsolvenzen 2015, je 10.000 st.-pfl. Untern.		0.00740 (0.0121)	0.00751 (0.0115)
	Verfügbares Einkommen je Einwohner in Kreis 2015, in 1000 Euro		-0.163 (0.151)	-0.172 (0.145)
	Wanderungssaldo je 10 000 in Kreis 2015: Männer 18 bis 29 Jahre		0.000655 (0.00124)	0.000392 (0.00119)
	Pflegebedürftige in Kreis 2015, je 1.000 Einwohner ab 65 Jahre		0.0402*** (0.00938)	0.0444*** (0.00891)
	Krankenhausbetten in Kreis 2015, je 1.000 Einw.		-0.0107 (0.0580)	-0.0195 (0.0560)
	Anteil ausschl. geringf. Beschäftigter an Erwerbspersonen in Gemeinde 2016, in %		-0.100*** (0.0218)	-0.0771*** (0.0219)
	K* Ausländeranteil an Gesamtbevölkerung in Kreis 2015, in %		0.105 (0.117)	0.109 (0.111)
	Rationale Protestwahl	Wohnungseinbrüche in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner		-0.00450 (0.0133)
Autodiebstähle in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner			0.0475 (0.0350)	0.0480 (0.0332)
Raubdelikte in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner			-0.0191 (0.0369)	-0.00759 (0.0353)
Körperverletzungen in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner			0.00137 (0.00174)	0.00108 (0.00171)
Vergewaltigungen und sexuelle Nötigungen in Kreis 2016, pro 100.000 Einwohner			0.000777 (0.0628)	0.00473 (0.0604)
Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Wohnungseinbrüchen in Kreis 2016, in %			0.00810 (0.00857)	0.00266 (0.00814)
Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Autodiebstählen in Kreis 2016, in %			-0.00985 (0.00982)	-0.00700 (0.00934)
Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Raubdelikten in Kreis 2016, in %			0.00773 (0.00969)	0.000277 (0.00928)
Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Körperverletzungen in Kreis 2016, in %			0.0197 (0.0359)	0.0189 (0.0350)
Anteil nichttdt. Tatverdächtiger bei Vergew. und sex. Nötigungen in Kreis 2016, in %			-0.00482 (0.00793)	-0.00398 (0.00758)
Pfadab	Zweitstimmen rechte Parteien bei BT-Wahl 2013 in Gemeinde, in %		0.672*** (0.0302)	0.682*** (0.0304)
	Zweitstimmen CSU bei BT-Wahl 2013 in Gemeinde, in %		0.0234*** (0.00691)	0.0248*** (0.00691)
Weitere Kontrollen	Großstadt > 100.000 Einwohner		-1.740 (1.154)	-1.659 (1.153)
	Mittelstadt > 20.000 & < 100.000 Einwohner		0.417* (0.237)	0.388 (0.241)
	Kleinstadt > 5.000 & < 20.000 Einwohner		0.145 (0.0896)	0.131 (0.0909)
	Bevölkerungsdichte in Kreis, Einwohner je qkm		-0.000350 (0.000590)	-0.000478 (0.000588)
	Anteil Männer an Gesamtbevölkerung der Gemeinde zum 31.12.2016, in %		0.0812*** (0.0292)	0.0800*** (0.0295)
Konstante	13.08***	13.07***	13.45***	13.15***

	(0.289)	(0.269)	(0.221)	(0.200)
<i>Zufallseffekte</i>				
Varianz Distanz Grenze CZ			0,734	
			(0,472)	
Varianz Distanz Grenze AUT			0,594	
			(0,552)	
Varianz Distanz Grenze OstDtl.				0,000
				(0,000)
Varianz Distanz Grenze WestDtl.				0,000
				(0,000)
Varianzanteil Gemeindeebene	2,815	2,801	2,078	2,171
	(0,090)	(0,892)	(0,691)	(0,069)
Varianzanteil Kreisebene	6,396	5,538	2,568	2,785
	(1,053)	(0,937)	(0,623)	(0,564)
R ² -Mikro: Gemeindeebene		0,0947	0,4455	0,4620
R ² -Makro: Kreisebene		0,1342	0,5394	0,5646
Fallzahl Ebene 1: Gemeinden	2.056	2.056	2.056	2.056
Fallzahl Ebene 2: Kreise und kreisfreie Städte	81	81	81	81

Anmerkungen: K* = Kontakthypothese; AV = Zweitstimmen der AfD bei der Bundestagswahl 2017; Angegeben sind nichtstandardisierte Koeffizienten, Standardfehler in Klammern; *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1; sämtliche Variablen mit Ausnahme der Dummies für die Stadtgröße sind am jeweiligen Gesamtmittelwert zentriert; In den Modellen 2 und 3 sind die Distanzvariablen als Random-Slopes eingebracht, wobei die Intercept-Slope-Kovarianz bei Null angenommen wird (Modelle in denen die Kovarianz frei variieren kann, liefern laut Chi-Quadrat-Test keinen besseren Fit); Aufgrund der komplexen Berechnung von R²-Mikro und R²-Makro bei Random-Slope-Modellen werden diese entsprechend der Empfehlung von Snijders und Bosker (2012, S. 114) anhand der entsprechenden Random-Intercept-Modelle berechnet; Schätzung via REML.