

Ethnische Diskriminierung im Deutschen Bundestag: Ein Feldexperiment.

Ethnic discrimination in the German Bundestag: A field experiment.

Moritz Heß*, Christian von Scheve**, Steffen Zittlau***

* Moritz Heß, Universität Bremen, SOCIUM Forschungszentrum Ungleichheit und Sozialpolitik, Mary-Somerville-Straße 5, 28359 Bremen, E-Mail: mhess@uni-bremen.de

** Christian von Scheve, Freie Universität Berlin, Arbeitsbereich Soziologie mit Schwerpunkt Soziologie der Emotionen, Garystraße. 55, 14195 Berlin, E-Mail: christian.von.scheve@fu-berlin.de

*** Steffen Zittlau, vormals University of Mannheim, Chair of Quantitative Methods in the Social Sciences, A 5, 6, in 68131 Mannheim, E-Mail: zittlau@uni-mannheim.de

Zusammenfassung

Diskriminierung aufgrund ethnischer Zugehörigkeit ist zwar mit rechtlichen und sozialen Normen unvereinbar, wird jedoch vielfach empirisch beobachtet. Die vorliegende Studie geht der Frage nach, ob ethnische Diskriminierung Bestandteil des sozialen Miteinanders in einem Kernbereich der Gesellschaft, der Politik, ist. Der Beitrag untersucht ethnische Diskriminierung in der Interaktion zwischen gewählten politischen Repräsentanten, denen gemeinhin ein moralischer Vorbildcharakter zugeschrieben wird, und ihren Wählerinnen und Wählern. Zudem möchten wir wissen, ob sich das Ausmaß ethnischer Diskriminierung zwischen Vertretern unterschiedlicher Parteien unterscheidet. Dazu haben wir ein Korrespondenztest-Feldexperiment zur Hilfsbereitschaft von Abgeordnetenbüros des Deutschen Bundestags im Vorfeld der Bundestagswahl 2013 durchgeführt. An alle Bundestagsabgeordneten wurden Hilfsersuchen per E-Mail gerichtet, die randomisiert entweder mit einem deutsch oder türkisch klingenden Namen unterzeichnet waren. Unsere Ergebnisse zeigen, dass E-Mails mit dem türkisch klingenden Namen weniger häufig Antworten erhielten. Das ist ein Indiz für ethnische Diskriminierung. Zudem zeigen wir, dass sich das Diskriminierungsverhalten zwischen den Büros der Abgeordneten der im Bundestag vertretenen Parteien unterscheidet. Wir finden eine schwach ausgeprägte Diskriminierungsneigung bei Abgeordnetenbüros der Fraktion CDU/CSU, hingegen keine Anzeichen für Diskriminierung bei Abgeordnetenbüros den Fraktionen SPD, FDP, B90/Die Grünen und Die Linke. Nach Kontrolle des Lebensalters der Abgeordneten, der Bevölkerungsdichte des Wahlkreises der Abgeordneten, des Ausländeranteils in der Wahlkreisbevölkerung und ob es sich um einen ost- oder westdeutschen Wahlkreis handelt, zeigen sich jedoch keine signifikanten Unterschiede zwischen den Fraktionen mehr.

Schlagwörter: Ethnische Diskriminierung, Repräsentation, Bundestagsabgeordnete, Feldexperiment, Korrespondenztest

Abstract

Although ethnic discrimination is largely incompatible with various legal and social norms, it is frequently observed empirically. This study investigates whether ethnic discrimination can be observed in a key social institution, the political arena. In particular, we are interested in ethnic discrimination in interactions between political representatives, who are expected to be moral role models, and the electorate. Moreover, we want to know whether ethnic discrimination can be differentiated along the lines of political parties. To this end, we have designed a correspondence-test field experiment on helping behavior of the offices of Members of the *German Bundestag*, the German Federal Parliament, in the weeks preceding elections to the German Bundestag in 2013. We sent emails to all Members of Parliament who were randomly assigned to emails signed either with a German or Turkish sounding name. Results show that emails with the Turkish sounding name received notably fewer responses than those with the German name, which we interpret as an indicator of ethnic discrimination. Moreover, we find differences in the frequency of discrimination across political factions, with members of the factions CDU/CSU showing moderate levels of discrimination and members of SPD, FDP and B90/Die Grünen and Die Linke showing virtually no discrimination. After controlling for Members' of Parliament age, the percentage of foreigners in their electoral districts, and whether the electoral district is East or West German, we find no significant differences between factions anymore.

Keywords: Ethnic discrimination, MP, representation, field experiment, correspondence test

1. Einleitung

Diskriminierung aufgrund von Geschlecht, Sexualität, Ethnizität oder religiöser Zugehörigkeit ist ein verbreitetes Phänomen, das nicht nur die Chancen und Potenziale betroffener Menschen negativ beeinflusst, sondern zudem zu Ineffizienzen und Fehlallokationen von ökonomischen und gesellschaftlichen Ressourcen führt. Ethnische Diskriminierung – also die Ungleichbehandlung von Personen aufgrund von körperlichen Merkmalen, kulturellen Praktiken oder symbolischen Zuschreibungen – als soziales Problem hat über die vergangenen Jahre sowohl innerhalb der Wissenschaften als auch in gesellschaftspolitischen Debatten breite Aufmerksamkeit erfahren. Dass ethnische Diskriminierung in Deutschland in vielen gesellschaftlichen Bereichen zur Lebenswirklichkeit Betroffener gehört, etwa auf dem Arbeitsmarkt, im Bildungssystem oder bei der Freizeitgestaltung, ist durch zahlreiche Studien gut dokumentiert (z.B. Hainmueller et al. 2015, 2017; ADS 2015; Klink/Wagner 1999; Schneider/Yemane 2014; Groenemeyer/Mansel 2003; Diehl/Fick 2012; Kristen 2006).

Bislang kaum untersucht ist hingegen das Vorkommen ethnischer Diskriminierung in einem gesellschaftlich besonders sensiblen Bereich, der Politik. Hier kann unter anderem die Interaktion zwischen politischen Mandatsträgern*innen und Bürgern*innen als ein wichtiges Instrument der politischen Willensbildung und der politischen Partizipation verstanden werden. Der Zugang zu politischen Repräsentanten sowie deren Responsivität gegenüber den Bürgern*innen sind Voraussetzungen, um die Verantwortlichkeit der Gewählten und die demokratische Repräsentation von Individual- oder Gruppeninteressen im politischen System sicherzustellen (Pitkin 1967). Eine ungleiche Behandlung von Bürgern*innen durch politische Mandatsträger*innen aufgrund deren ethnischer Zugehörigkeit würde einen ungleichen Zugang zu politischer Repräsentation bedeuten, der erstens nicht mit den Werten des Grundgesetzes vereinbar ist und zweitens eine Dysfunktion des politischen Systems darstellen würde. Daher untersucht dieser Beitrag erstmals systematisch, ob ethnische Diskriminierung in Deutschland in einem Kernbereich der repräsentativen Demokratie, der Interaktion zwischen politischen Repräsentanten und Bürgern*innen, vorkommt.

Eine Herausforderung bei der empirischen Analyse ethnischer Diskriminierung ist ihre soziale Unerwünschtheit und diskriminierendes Verhalten tritt zudem häufig unintendiert oder unbewusst auf, so dass klassische Verfahren der Einstellungsforschung hier an ihre Grenzen stoßen. In der sozialwissenschaftlichen Forschung hat sich daher das Feldexperiment als Methode der Wahl etabliert, um diskriminierendes Verhalten zu untersuchen (Kutner et al. 1952; Crosby et al. 1980; Klink/Wagner 1999). Ein grundlegendes Ziel der existierenden Feldexperimente ist, Diskriminierung im tatsächlichen Handlungsvollzug beobachten und im Idealfall die Randbedingungen des Handelns experimentell kontrollieren zu können. Diese Anforderungen setzen vor allem sogenannte Korrespondenztests (Jowell/Prescott-Clarke 1969) um, mit denen eine für die Probanden*innen nicht als solche erkennbare Experimentalsituation hergestellt wird, in der

ein diskriminierungsrelevantes Treatment kontrolliert gesetzt werden kann. Dabei sollen konfundierende Faktoren soweit als möglich konstant gehalten werden, so dass eine methodologisch saubere Identifikation des Treatment-Effekts erfolgen kann (Keuschnigg/Wolbring 2016).

Um die Neigung politischer Mandatsträger*innen zu ethnischer Diskriminierung zu untersuchen, haben wir ein Korrespondenztest-Feldexperiment zur Hilfsbereitschaft von Abgeordneten des Deutschen Bundestags entworfen, das sich an die von Butler und Broockman (2011) durchgeführte Studie zur Diskriminierung durch US-amerikanische Kongressabgeordnete anlehnt. Im Vorfeld der Bundestagswahl 2013 haben wir an die 602 Abgeordneten des 17. Deutschen Bundestags eine E-Mail versandt, in der der Absender um Informationen zur Stimmabgabe bei der bevorstehenden Wahl bittet. Die Abgeordneten erhielten randomisiert entweder eine E-Mail, die mit einem allochthonen, türkischsprachigen Namen oder mit einem autochthonen, typisch deutschsprachigen Namen unterzeichnet war. Die E-Mail-Anfrage hatte insofern eine besondere Relevanz, da ein Verzicht auf die Beantwortung der E-Mail den Absender unter Umständen an der Wahrnehmung des Wahlrechts gehindert hätte.

Ethnische Diskriminierung liegt unseres Erachtens dann vor, wenn sich Unterschiede in der Häufigkeit der Antworten auf die E-Mail-Anfrage zeigen lassen, die systematisch mit dem Namen des Absenders zusammenhängen. Dabei interessieren wir uns nicht nur für die generelle Tendenz zur Diskriminierung aufgrund eines allochthonen Namens, sondern auch für die Frage, wie diskriminierendes Verhalten über die Bundestagsfraktionen bzw. die Parteizugehörigkeit hinweg verteilt ist. Im Folgenden werden wir zunächst einige theoretische Überlegungen zur ethnischen Diskriminierung sowie zur politischen Kommunikation zwischen Abgeordneten und Bürgern*innen anstellen. Im Anschluss daran gehen wir detailliert auf das Forschungsdesign und die verwendeten Methoden ein und präsentieren sodann unsere Ergebnisse. Abschließend diskutieren wir unsere Befunde und geben einen kurzen Ausblick auf künftige Forschungen.

2. Ethnische Diskriminierung in der Politik

Diskriminierung wird üblicherweise als ungleiche Behandlung von Menschen oder Gruppen aufgrund bestimmter Merkmale wie beispielsweise Geschlecht, Alter oder Ethnizität verstanden (Pager/Shepherd 2008). Mit Diskriminierung eng verbunden sind stereotype Vorstellungen und Vorurteile über Mitglieder einer Gruppe, die allein aufgrund der Zugehörigkeit zu dieser Gruppe entstehen (Aronson et al. 2004). Obgleich auch eine positive, bevorzugende Diskriminierung existiert, wird sie üblicherweise als eine benachteiligende und herabwürdigende Handlung wahrgenommen. So zeigt eine Vielzahl von Studien, dass Menschen beispielsweise nicht zu Vorstellungsgesprächen oder Wohnungsbesichtigung eingeladen werden, geringere Löhne und

schlechtere Noten erhalten, weil sie bestimmte Merkmale aufweisen, aufgrund derer sie als Angehörige bestimmter Gruppen identifiziert oder anderweitig sozial kategorisiert werden (Schneider/Yemane 2014; Veit/Yemane 2018; Kaas/Manger 2012; Groenemeyer/Mansel 2003; Diehl/Fick 2012; Kristen 2006).

Der Diskriminierung im Feld der Politik wird aufgrund der gesamtgesellschaftlichen Relevanz des politischen Systems oftmals eine besondere Bedeutung zugeschrieben, wie Bußhoff (2003, S. 27) ausführt: „Das Funktionssystem der Politik hat einen Sonderstatus, einen einzigartigen Status, aber nur insoweit als es als einziges gesellschaftliches Funktionssystem die Gesamtgesellschaft – also auch sich selbst – mit allgemein verbindlichen und bindenden Entscheidungen versorgt [...]“. Der gleichberechtigte Zugang zum politischen System gilt daher als hohes Gut, das durch Diskriminierung an Wert einbüßen würde. Zudem wird dem Feld der Politik vielfach eine Vorbildfunktion für andere gesellschaftliche Teilbereiche zugesprochen, so dass Diskriminierung in diesem Bereich eine besonders fatale Signalwirkung hätte.

Bislang haben sich jedoch nur vereinzelt Untersuchungen mit experimentellen Methoden dem Problem der ethnischen Diskriminierung im Feld der Politik gewidmet. Eine deutlich größere Anzahl an Studien existiert hingegen zu anderen Formen der Diskriminierung (etwa aufgrund von Parteipräferenzen) und zur Diskriminierung in der Kommunikation zwischen Bürgern*innen und öffentlichen Stellen insgesamt, zu denen neben Verwaltungseinrichtungen vielfach auch politische Eliten gezählt werden (Costa 2017). Der überwiegende Anteil der für unsere Fragestellung relevanten Studien bezieht sich dabei auf den US-amerikanischen Kontext. So analysieren Giulietti und Kollegen (2017) anhand eines umfangreichen Korrespondenztests die Diskriminierung schwarzer US-Amerikaner*innen bei E-Mail-Anfragen an öffentliche Einrichtungen wie beispielsweise Schulen, Behörden und Ämter. Die Befunde zeigen, dass Anfragen von Personen mit einem Namen, der typischerweise schwarzen US-Amerikanern*innen zugeschrieben wird (z.B. DeShawn, Tyrone), eine um vier Prozentpunkte geringere Antwortwahrscheinlichkeit aufweisen als Anfragen, deren Namen stereotypisch mit der weißen Bevölkerung assoziiert werden (z.B. Jake, Greg). In einer Studie zur Diskriminierung lateinamerikanisch-stämmiger Wähler*innen in den Vereinigten Staaten konnte ebenfalls gezeigt werden, dass E-Mails mit Anfragen an Angestellte der öffentlichen Verwaltung, die mit Wahlangelegenheiten befasst sind, eine geringere Antwortwahrscheinlichkeit aufweisen, sofern sie von Absendern mit spanisch klingenden Namen stammen (White et al. 2015). Eine der ersten Studien in diesem Bereich und zudem eine der wenigen, die sich dezidiert mit der Diskriminierung durch politische Mandatsträger*innen in den USA befasst hat, kommt zum dem Schluss, dass Personen mit Namen, die typischerweise schwarzen US-Amerikanern zugeschrieben werden, vor allem von republikanischen Abgeordneten diskriminiert werden (Butler/Broockmann 2011). Für die Kommunikation mit südafrikanischen Politikern*innen kann McClendon (2016) zeigen, dass Anfragen von Personen, die den gleichen

ethnischen Hintergrund haben wie die angeschriebenen Politiker und Politikerinnen, eine deutlich höhere Antwortrate erzielen. Eine der wenigen Studien, die Diskriminierung aufgrund der Ethnizität und des Geschlechts in der Kommunikation mit öffentlichen Stellen in Deutschland experimentell untersucht hat, konnte nur eine schwache Neigung zur Diskriminierung nachweisen (Grohs et al. 2015). Eine weitere Studie analysiert neben ethnischer auch andere Formen der Diskriminierung im Antwortverhalten von Jobcentern (Hemker/Rink 2017), kann aber ebenfalls keine Diskriminierung zeigen. Die Autoren*innen weisen jedoch darauf hin, dass Personen mit nicht deutschen Namen sich einer signifikant schlechteren Qualität der Antworten ausgesetzt sehen. Zu vergleichbaren Befunden hinsichtlich Diskriminierungsneigung und Antwortqualität kommt auch eine Studie zum Zugang zu Sozialwohnungen in den USA (Einstein/Glick 2017). Eine in China durchgeführte Untersuchung zeigt hingegen einen substantziellen Diskriminierungseffekt von öffentlichen Verwaltungsangestellten gegenüber Personen mit muslimischen Namen und weist darauf hin, dass ein Eigengruppen-Bias in der politischen Kommunikation auch jenseits eines historisch-institutionellen Rassismus, wie vor allem in den USA, zu beobachten ist (Distelhorst/Hou 2014). Eine angesichts dieser heterogenen Befundlage durchgeführte Meta-Analyse existierender Studien kommt zu dem Ergebnis, dass vor allem Minderheiten und Nachrichten, die an *gewählte* politische Repräsentanten (im Gegensatz zu nicht-gewählten Personen) gerichtet sind, eine deutlich geringere Antwortwahrscheinlichkeit verzeichnen (Costa 2017).¹

Unseres Wissens existieren insbesondere für den deutschsprachigen Raum bisher keine empirischen Studien, die ethnische Diskriminierung durch politische Mandatsträger*innen untersucht haben, wobei gerade diese Gruppe offenbar eine besondere Diskriminierungsneigung zeigen sollte. Die vorliegende Studie wäre daher die erste, die sich dieser Fragestellung annimmt und ethnische Diskriminierung in der Kommunikation zwischen politischen Mandatsträgern*innen – hier die Büros der Abgeordneten des Deutschen Bundestags – und Bürgern*innen untersucht.

2.1 Theoretische Erklärungsmodelle für ethnische Diskriminierung in der Politik

Welche Theorien zur Diskriminierungsneigung politischer Mandatsträger*innen sowie zur Verteilung dieser Neigung über das Parteienspektrum hinweg lassen sich in der Literatur finden?

¹ Eine unveröffentlichte Studie mit Abgeordneten des Deutschen Bundestags weist in diesem Kontext darauf hin, dass auch die Tatsache, ob es sich um Direktmandate oder Listenmandate handelt, einen Einfluss auf die Antwortwahrscheinlichkeit bei personalisierten Email-Anfragen im Gegensatz zu nicht-personalisierten Anfragen hat (Bol et al. 2015).

In der wissenschaftlichen Literatur finden sich zwei klassische Erklärungsansätze zu den Motiven von Diskriminierung. Der Taste-Based Discrimination Ansatz (Becker 1971) geht davon aus, dass persönliche Einstellungen und Präferenzen den Hauptgrund für Diskriminierung darstellen und nicht etwa instrumentell-rationale Erwägungen. Auf dem Arbeitsmarkt wird zum Beispiel eine Bewerberin abgelehnt, weil di/e/r Arbeitgeber*in aufgrund persönlicher Vorlieben und Präferenzen Männern gegenüber Frauen den Vorzug gibt. Hinsichtlich ethnischer Diskriminierung würde der Taste-Based Discrimination Ansatz postulieren, dass Diskriminierung durch individuelle Vorlieben bzw. Abneigungen gegenüber bestimmten ethnischen Gruppen entsteht. Ein/e türkischstämmige/r Wohnungssuchende/r könnte demnach von Vermietern abgelehnt werden, weil diese persönliche Abneigungen gegen die Gruppe der Türkischstämmigen hegen.

Im Gegensatz dazu argumentiert der Statistical Discrimination Ansatz (Arrow 1971; Phelps 1972), dass rational handelnde Akteure bei unvollständiger Informationslage bekannte Gruppenmerkmale zur Einschätzung und Bewertung der Eigenschaften von Gruppenmitgliedern nutzen. Persönliche Vorlieben und Abneigungen gegenüber Gruppen sind hierbei nicht ausschlaggebend für Diskriminierung. Arbeitgeber*innen würden diesem Ansatz zufolge also bei unvollständiger Informationslage eher einen Bewerber als eine Bewerberin einstellen, sofern sie davon ausgehen, dass Frauen beispielsweise durchschnittlich weniger produktiv sind als Männer. Analog hierzu würden Arbeitgeber*innen Angehörige einer bestimmten ethnischen Gruppe diskriminieren, sofern sie davon ausgehen, dass diese im Durchschnitt weniger produktiv oder zuverlässig sind Angehörige anderer Gruppen.

Taste-Based Discrimination

In der US-amerikanischen Forschung der politischen Psychologie ist Taste-Based Discrimination vor allem während der 1990er Jahre mit Blick auf mögliche Zusammenhänge zwischen politischem Konservatismus und Rassismus kontrovers diskutiert worden, wobei der Begriff des „Rassismus“ in diesem Kontext durchaus mit dem der ethnischen Diskriminierung vergleichbar ist (Quillian 2006). Während Befürworter*innen der *Principled Conservatism* These (Sniderman et al. 1991) politischen Konservatismus und rassistische Einstellungen als theoretisch voneinander unabhängige Konstrukte betrachten, findet sich in der psychologischen Forschung Evidenz für einen indirekten Zusammenhang zwischen beiden Einstellungen, der insbesondere durch die soziale Dominanzorientierung moderiert wird (Sidanius et al. 1996). Unter sozialer Dominanzorientierung wird „das Ausmaß, in dem Individuen gruppenbezogene Hierarchien und die Herrschaft durch ‚überlegene‘ Gruppen über ‚unterlegene‘ Gruppen wünschen oder unterstützen“ verstanden (Sidanius et al. 1996). Um Gruppeninteressen zu organisieren und zu rechtfertigen, verwenden Gruppen „legitimierende Mythen“, die hierarchiestärkend oder -

schwächend angelegt sein können. Zu den hierarchiestärkenden Mythen werden Rassismus und Sexismus, aber auch politischer und ökonomischer Konservatismus gezählt (Pratto et al. 1994). Politische Ideologien, die Gleichheit, Freiheit sowie Multikulturalismus in den Vordergrund rücken, werden zumeist als hierarchieschwächend angesehen. Ob und welchen dieser Mythen Akteure zuneigen, ist von der individuellen sozialen Dominanzorientierung abhängig, die wiederum stark durch Persönlichkeitseigenschaften und Sozialisationserfahrungen geprägt wird.

Die *Principled Conservatism* These legt folglich nahe, dass sich ethnisch diskriminierendes Verhalten politischer Repräsentanten theoretisch durch ideologische bzw. parteipolitische Positionierungen erklären ließe. Dies setzt jedoch voraus, dass Parteiprogramme oder -ideologien entsprechende Hinweise, zum Beispiel auf soziale Dominanzorientierungen, enthalten. Mit Blick auf ethnische Diskriminierung finden sich solche Hinweise vermutlich am ehesten im Bereich der Einwanderungs- und Integrationspolitik. Zwar sind sich alle demokratischen Parteien in Deutschland dahingehend einig, dass (ethnische) Diskriminierung nicht wünschenswert ist und entsprechend aktiv unterbunden werden sollte (Joerden 1996). Dies ist angesichts eines breiten gesellschaftlichen Konsens in dieser Frage auch kaum überraschend. Jedoch vertreten die Parteien unterschiedliche Ansichten dazu, welcher Stellenwert der Eindämmung von Diskriminierung eingeräumt werden soll. Pappi und Shikano (2004) kommen zu dem Ergebnis, dass B90/Die Grünen und Die Linke sich mit dem Thema am stärksten auseinandersetzen. Für die Sozialdemokratische Partei (SPD) und die Freie Demokratische Partei (FDP) hat das Thema offenbar eine mittlere Wichtigkeit. Die Christlich Demokratische Union (CDU) und die Christlich-Soziale Union (CSU) widmen dem Thema Diskriminierung im Vergleich die geringste Aufmerksamkeit. Zu einer ähnlichen Einteilung kommt auch Egel (2009) hinsichtlich der Positionierung der Parteien zur Ausländerpolitik. Auch bezüglich der Einstellungen speziell zu ethnischer Diskriminierung findet Tietze (2008) die gleiche Reihenfolge der parteipolitischen Einstellungen, indem sie deren Positionen zur Migration vergleicht. Auch für die Bundestagswahl 2013 findet sich in einer Analyse der Wahlprogramme die gleiche Reihenfolge der Parteien in Bezug auf zum Thema Multikulturalismus. CDU und CSU weisen die negativste Einstellung, SPD und FDP ein schwach negative Einstellung und die Grünen und die Linke keine negative Einstellungen gegenüber der Politik des Multikulturalismus auf². Basierend auf diesen Befunden vermuten wir, dass ethnische Diskriminierung in der Kommunikation zwischen politische Repräsentanten und Bürgern*innen empirisch beobachtbar ist und die Diskriminierungsneigung sich umgekehrt zur Relevanz des Themas in den Parteiprogrammen verhält.

² Siehe https://visuals.manifesto-project.wzb.eu/mpdb-shiny/cmp_dashboard_selectable/ letzter Zugriff 24.09.2018

Statistical Discrimination

Im Gegensatz dazu geht der Statistical Discrimination Ansatz davon aus, dass Gruppenmerkmale als Informationsbasis für das Handeln gegenüber Gruppenmitgliedern genutzt werden. Betrachtet man die Kommunikation zwischen Politikern*innen und Bürgern*innen vor dem Hintergrund der wahrscheinlichen Wahlentscheidungen der Bürger*innen, so wäre zu erwarten, dass eine rationale Abgeordnete, die zur Wiederwahl steht, tatsächlich zwischen Gruppen bzw. Gruppenmitgliedern basierend auf den Informationen zu deren früheren Wahlverhalten diskriminiert (Bartels 1998; Altonji/Blank 1999). Dies sollte auf ethnische ebenso wie auf andere Gruppen zutreffen. In Bezug auf Wähler*innen mit Migrationshintergrund zeigen Wahlanalysen der Bundestagswahl 2013, dass zum Beispiel türkischstämmige Bürgern*innen häufiger die SPD und seltener CDU bzw. CSU wählen als der Durchschnittswähler (vgl. Tabelle 1). Aufgrund der schlechten Datenbasis zum Wahlverhalten von Bürgern*innen mit Migrationshintergrund in Deutschland ist die genaue Größe des Stimmanteilunterschieds jedoch umstritten (Blätte 2015). Eine aktuelle Studie zur Bundestagswahl 2017 liefert nach unserer Einschätzung die detailliertesten und belastbarsten Befunde und kommt zu vergleichbaren, wenn auch weniger deutlichen Befunden (Goerres et al. 2018).

Tabelle 1: Wahlverhalten türkischstämmiger Wahlberechtigter bei der Bundestagswahl am 22. September 2013

| | CDU/CSU | SPD | Linke | Grüne | FDP |
|--------------------------|---------|------|-------|-------|------|
| Türkisch-stämmige Wähler | 6,3 | 57 | 12,1 | 28,6 | 0,9 |
| Gesamt | 41,5 | 25,7 | 8,6 | 8,4 | 4,8 |
| Differenz | -35,2 | 31,3 | 3,5 | 20,2 | -3,9 |
| Relatives Risiko | 0.15 | 2.22 | 1.41 | 3.4 | 0.19 |

Quelle: Erdogan (2013 S. 20). Angaben in Prozent. Ein relatives Risiko <1 bedeutet, dass die Wahlwahrscheinlichkeit der türkischstämmigen Wähler geringer ist als der in der Gesamtwählerschaft (umgekehrt für relatives Risiko >1).

Unter der Annahme, dass die in Tabelle 1 dargestellten Stimmanteile dem Kenntnisstand der Politiker*innen entsprechen, könnte man eine entsprechende (positive wie negative) statistische Diskriminierung von türkischstämmigen Wählern*innen erwarten.

3. Forschungsdesign

Aufgrund der ausgeprägten sozialen Unerwünschtheit ethnischer Diskriminierung (Hort 2007) sind sozialwissenschaftliche Methoden, die Meinungen oder Verhaltensweisen ausdrücklich abfragen – zum Beispiel in Umfragen und Interviews –, vergleichsweise schlecht geeignet, um ethnische Diskriminierung empirisch zu messen (Diekmann 2005). Dies trifft im Besonderen auf die Analyse von diskriminierendem Verhalten durch Berufspolitiker*innen zu, die durch ihren professionellen Kontakt zum Thema Diskriminierung sowie durch ihre zumeist langjährige Erfahrung mit Interview- und Befragungssituationen dem Thema vermutlich mit einer ausgeprägten Reflexivität begegnen. Mit Blick auf ihr Bild in der Öffentlichkeit und ihren Vorbildcharakter werden Berufspolitiker*innen in Situationen, in denen sie direkt mit dem Thema Diskriminierung konfrontiert sind, besonderen Wert auf sozial akzeptiertes und erwünschtes Verhalten legen.

Um sozial unerwünschte Einstellungen und Verhaltensweisen zu analysieren, haben sich in der Vergangenheit vor allem experimentelle Methoden als geeignete Verfahren erwiesen (Klink/Wagner 1999). Insbesondere in der Diskriminierungsforschung sind dabei zuletzt verstärkt Feldexperimente und nicht-reaktive Methoden zum Einsatz gekommen, anhand derer sich Verhalten in vergleichsweise „natürlichen“ Kontexten und Situationen beobachten lässt. Experimentelle Manipulationen werden dabei in der Regel so gewählt, dass sie nicht als solche wahrgenommen werden, sondern Bestandteil gewohnter Interaktionskontexte sind (Diekmann 2005). Insbesondere Korrespondenztest-Designs haben sich als geeignet zur Analyse ethnischer Diskriminierung erwiesen, etwa auf dem Wohnungs- und Arbeitsmarkt (Kaas/Manger 2012, Schneider/Yemane 2014). Dabei werden bis auf spezifische Merkmale ethnischer Zugehörigkeit – zumeist der Name einer Person – identische Treatments (oftmals schriftliche Anfragen oder Bewerbungen) randomisiert den Probanden zugewiesen und anschließend wird das beobachtete Verhalten auf diese Treatments ausgewertet. Ein randomisiertes Treatment erlaubt bei Konstanzhaltung aller übrigen Faktoren eine kausale Interpretation der beobachteten Verhaltensunterschiede. Im Feld der Politik ist dies zum Beispiel mittels fiktiver postalischer oder elektronischer Bürger*innenanfragen an politische Mandatsträger*innen und deren Responsivität realisiert worden. Analog zu diesen eingangs gewürdigten Studien operationalisieren wir ethnische Diskriminierung hier als ein solches prosoziales Verhalten politischer Mandatsträger*innen, dass gegenüber Angehörigen einer ethnischen Minderheit seltener auftritt als gegenüber Angehörigen der ethnischen Mehrheit.

Um ethnische Diskriminierung seitens politischer Mandatsträger*innen in Deutschland zu untersuchen, haben wir uns für die Durchführung eines Korrespondenztest-Feldexperiments mit den Abgeordneten des 17. Deutschen Bundestags entschieden. Zielpopulation waren die 602 Abgeordneten, die einem Wahlkreis zugeordnet waren und einer Fraktion angehörten.³ Diskriminierung sollte dabei im Sinne von Unterschieden in der Hilfsbereitschaft der Abgeordneten gegenüber Bürgern*innen mit einem allochthonen, türkischsprachigen Namen und solchen mit einem autochthonen, deutschsprachigen Namen untersucht werden. Hierfür haben wir an alle Bundestagsabgeordnete gleichlautende E-Mails versandt, in der sich ein Wähler*innen mit einer faktischen Frage zur Stimmabgabe bei der kurz bevorstehenden Bundestagswahl an die Abgeordneten wendet. Die E-Mails unterschieden sich lediglich durch den allochthonen bzw. autochthonen Namen des Absenders sowie die entsprechenden E-Mail-Adressen.

In der E-Mail gaben die Absender an, den Wahlschein für die Bundestagswahl am 22. September 2013 verloren zu haben (s. Abbildung 1). Die Absender wandten sich mit der Frage an die Abgeordneten, ob der Wahlschein zwingend benötigt wird, um an der Wahl teilnehmen zu können⁴. Durch die Information, dass der Absender bereits einen Wahlschein erhalten hat, sollte sichergestellt werden, dass die Abgeordneten davon ausgehen können, dass die Anfragenden tatsächlich wahlberechtigt sind. Diese Information ist wichtig, um potentielle Alternativerklärungen für eine niedrigere Antwortrate bei allochthonen Namen ausschließen zu können. Andernfalls könnten Abgeordnete vermuten, dass die anfragende Person nicht wahlberechtigt ist. Zudem wurden die Anfragen möglichst knapp und präzise, dabei aber trotzdem weitgehend umgangssprachlich formuliert und sollten zudem den Eindruck vermitteln, dass durch eine Antwort eine Wählerstimme mobilisiert werden kann. Die erbetene Information kann von den Abgeordneten zudem mit einem sehr geringen Zeitaufwand bereitgestellt werden. Um die

³ Diese Eingrenzung war nötig, um unser Treatment, das auf die Verantwortlichkeit der Abgeordneten für die Wählerinnen und Wähler ihres Wahlkreises abzielt, möglichst plausibel erscheinen zu lassen. Bei den nicht angeschriebenen Abgeordneten handelte es sich größtenteils um Nachrücker (über die Landeslisten), die keinem Wahlkreis zugeordnet sind. Insgesamt bestand der 17. Bundestag aus 620 Abgeordneten, wir kommen mit den 602 angeschriebenen Personen der Grundgesamtheit also sehr nah.

⁴ Es ist möglich, ohne Wahlbenachrichtigung zu wählen. Dazu muss der oder die Wahlberechtigte im Wählerverzeichnis der Gemeinde eingetragen sein und sich im Wahllokal ausweisen können (Webseite des Bundeswahlleiters, Zugriff am 9.3.2015, <http://www.bundeswahlleiter.de/de/FAQ/wahlbenachrichtigung/030.html>)

Glaubwürdigkeit und Plausibilität der Anfrage weiter zu erhöhen, verweisen die Anfragenden auf die Herkunft aus dem Wahlkreis der jeweiligen Abgeordneten.

Abbildung 1: Wortlaut der versendeten E-Mails

Lieber Herr / Frau [NAME ABGEORDENTE/R],

mir ist ein Missgeschick geschehen, ich habe glaube ich meinen Wahlschein für die Bundestagswahl mit dem Altpapier weggeworfen. Ich weiß nicht, was ich jetzt tun soll und an wen ich mich wenden kann. Auf der Homepage vom Bundestag habe ich gesehen, dass Sie der/die Abgeordnete für meinen Wahlkreis sind, können Sie mir vielleicht helfen.

Ich habe gehört, dass es reicht, wenn man den Ausweis zur Wahl mitbringt, stimmt das überhaupt? Oder soll ich versuchen einen neuen Wahlschein zu bekommen? Wissen Sie, an wen ich mich da wenden kann?

Ich würde mich freuen wenn Sie mir helfen können, ich möchte nämlich gerne wählen gehen!

Mit freundlichen Grüßen

Sercan Özap / Michael Stein

Als Treatment diente uns der allochthone, türkischsprachige Absendername Sercan Özap mit der E-Mail-Adresse se.ozap@gmx.de. Der autochthone Name Michael Stein mit der E-Mail-Adresse mi.stein@gmx.de stellt somit unsere Kontrollbedingung dar. Beide Email-Adressen wurden von uns zum Zweck des Experiments angelegt. Analog zu existierenden Studien zu ethnischer Diskriminierung in Deutschland (Kaas/Manger 2012; Grohs et al. 2015) haben wir einen türkischsprachigen Namen gewählt, da türkischstämmige Personen in Deutschland die größte ethnische Minderheit darstellen und ein türkischsprachiger Name daher als besonders salient gelten kann (Grohs et al. 2015). Beide Namen wurden nach Popularitätskriterien ausgewählt und zählen zu häufig verwendeten türkisch- (Kaas/Manger 2012) bzw. deutschsprachigen Namen. Zusätzlich wurde darauf geachtet, dass sich bei oberflächlichen Suchanfragen im Internet keine tatsächlich lebende Person mit dem jeweiligen Namen findet. Der fiktive Absendername wurde für die Empfänger an zwei Stellen, im Text und in der Absenderadresse der E-Mail, ersichtlich.

Die E-Mails wurden am Mittwoch vor dem Wahlsonntag von den jeweiligen Absenderadressen an die Bundestagsabgeordneten verschickt. Alle Bundestagsabgeordneten verfügen über eine standardisierte E-Mail-Adresse nach dem Muster vorname.nachname@bundestag.de. Die

Zuteilung der Abgeordneten zur Treatment- oder Kontrollgruppe wurde innerhalb der Fraktionen randomisiert⁵. Eine Übersicht über die Verteilung bietet Tabelle 2.

Tabelle 2: Verteilung der versendeten E-Mails

| Absendername | B90/Die | | | | | |
|--------------|---------|---------|-----|-----|--------|-----------|
| | Gesamt | CDU/CSU | SPD | FDP | Grünen | Die Linke |
| Kontrolle | 303 | 118 | 73 | 46 | 33 | 33 |
| Treatment | 299 | 117 | 72 | 45 | 32 | 33 |

Es ist davon auszugehen, dass sich alle Abgeordneten und ihre Mitarbeiter*innen zum Zeitpunkt des Versands der E-Mails im intensiven Wahlkampf befanden und kaum mit der regulären parlamentarischen Arbeit beschäftigt waren. Dies hat den Vorteil, dass alle Probanden*innen der Treatment- oder Kontrollbedingung zudem vergleichbaren Umständen ausgesetzt waren und nahezu ausgeschlossen werden kann, dass Abwesenheiten der Abgeordneten und/oder Mitarbeiter*innen die Ergebnisse verzerren.

Hinsichtlich unseres Forschungsdesigns geben wir zu bedenken, dass in vielen Fällen nicht die Abgeordneten persönlich, sondern möglicherweise deren Mitarbeiter*innen die E-Mail zunächst lesen und ggf. auch beantworteten. Allerdings ist erstens davon auszugehen, dass sich die politischen Einstellungen der Mitarbeiter*innen mit denen ihrer Vorgesetzten weitgehend überschneiden. Zweitens werden in Abgeordnetenbüros auch einfache Anfragen per E-Mail häufig nur nach Rücksprache mit den Vorgesetzten beantwortet, so dass auch hier ein substantieller Einfluss durch die Bundestagsabgeordneten angenommen werden kann. Drittens verfügen Mitarbeiter*innen der Abgeordneten über eigene E-Mail-Adressen (vorname.nachname.ma[x]@bundestag.de), so dass wir durch die Nutzung der personalisierten E-Mail-Adressen der Abgeordneten eine persönliche Ansprache und Adressierung sicherstellen. Trotzdem können wir nicht sicher von den Resultaten unseres Feldexperiments auf die Abgeordneten selbst schließen, sondern im besten Fall auf das der Abgeordnetenbüros, was Mitarbeiter*innen, Sekretariate, studentische Hilfskräfte und die Bundestagsabgeordneten einschließt. Aus diesem Grund sprechen wir im Folgenden stets von Abgeordnetenbüros und nicht von Abgeordneten.

⁵ Zur Randomisierung wurde die `sample()`-Funktion des Statistikprogramms R verwendet.

Ein positives Hilfsverhalten seitens der Abgeordnetenbüros lag vor, wenn die Anfrage beantwortet wurde. Als Antwort wurden alle E-Mails gewertet, die vor der Schließung der Wahllokale (18.00 Uhr am 22. September 2013) eingegangen waren. Davon abgesehen ist der konkrete Inhalt der E-Mails für unsere Analyse unerheblich, also ob es sich etwa um Nachfragen, Antworten auf die in der E-Mail gestellte Frage oder die Verweigerung einer Antwort handelt. Die eingegangenen Antworten konnten den Abgeordnetenbüros eindeutig und ausnahmslos zugeordnet werden.

Bevor wir die Ergebnisse unserer Analysen präsentieren, möchten wir auf einige forschungsethische Überlegungen hinweisen. Erstens impliziert das vorliegende Design eine Täuschung der Versuchspersonen, also der Bundestagsabgeordneten und deren Mitarbeiter*innen. Diese Täuschung ist für das Experiment jedoch unverzichtbar, um Verzerrungen beim Antwortverhalten durch soziale Erwünschtheit ausschließen zu können. Zweitens können die Versuchspersonen geschädigt werden, etwa durch die Inanspruchnahme ihrer zeitlichen und personellen Ressourcen. Wir haben alle notwendigen Maßnahmen getroffen, um die Anonymität der Versuchspersonen zu gewährleisten. Es werden nur Durchschnittswerte publiziert, die keine Rückschlüsse auf Individuen zulassen. Zudem haben wir das Experiment so gestaltet, dass möglichst geringe zeitliche und kognitive Ressourcen in Anspruch genommen werden. Insgesamt wiegen daher der wissenschaftliche Erkenntnisgewinn sowie der gesellschaftliche Nutzen aus den Befunden der Studie schwerer als der unter Umständen entstandene Schaden. Ergänzend haben wir die Bestätigung der Ethikkommission der Universität Mannheim eingeholt, dass die Täuschung der Versuchspersonen für die Studie erforderlich ist und die Versuchspersonen keinen erheblichen Schaden nehmen.

4. Ergebnisse

Im Folgenden berichten wir in einem ersten Schritt deskriptive Ergebnisse, die wir in einem zweiten Schritt um multivariate Analysen erweitern. Wir betrachten zunächst das Antwortverhalten der Abgeordnetenbüros unabhängig von ihrer Parteizugehörigkeit. Allgemein ist eine beachtlich hohe Hilfsbereitschaft festzustellen: 79 Prozent der Abgeordnetenbüros haben auf die E-Mail-Anfrage geantwortet, lediglich 124 Anfragen blieben unbeantwortet. Die hohe Responsivität spricht prinzipiell für die Glaubwürdigkeit und Plausibilität des Feldexperiments. Die mit nur geringem Zeitaufwand zu beantwortende Anfrage, die zudem potenziell mit einer Wählerstimme belohnt werden konnte, war offenbar für viele Büros Motivation genug, mit dem fingierten Wähler in Kontakt zu treten.

Die relativen Antworthäufigkeiten (Tabelle 3) zeigen, dass die Responsivität der Abgeordnetenbüros in der Treatment-Gruppe geringer war als in der Kontrollgruppe. 75 Prozent der mit dem Alias Sercan Özap versendeten Anfragen wurden beantwortet, die Antworthäufigkeit auf die mit dem Namen Michael Stein unterzeichneten Anfragen lag bei 84 Prozent. Die Differenz

von rund neun Prozentpunkten ist beträchtlich. Ethnische Herkunft, signalisiert durch einen türkischsprachigen Namen, scheint in der Tat in der politischen Kommunikation mit Bundestagsabgeordneten eine Rolle zu spielen. Auch zwischen den Fraktionen zeigen sich deskriptive Unterschiede. So ist die Differenz im Antwortverhalten zwischen Treatment- und Kontrollgruppe bei Abgeordnetenbüros der CDU/CSU- und FDP-Fraktionen am größten, gefolgt von Büros der SPD-Fraktion. Bei Abgeordnetenbüros der Fraktionen B90/Die Grünen und Die Linke finden sich keine oder nur sehr kleine Unterschiede. Ein einfacher Chi-Quadrat-Test zeigt einen signifikanten Unterschied für alle Abgeordnetenbüros auf dem 0,001 Signifikanzniveau und einen schwach signifikanten Unterschied für die Fraktion der CDU/CSU auf dem 0,05 Signifikanzniveau.

Tabelle 3: Relative Antworthäufigkeit

| | Treatment | Kontrolle | Differenz | Chi- Quadrat- Test (p- Value) |
|--|-----------|-----------|-----------|--|
| <i>Alle Abgeordnetenbüros</i> | | | | |
| keine Antwort | 25 % | 16 % | + 9 % | 0,007 |
| Antwort | 75 % | 84 % | -9 % | |
| <i>Fraktionszugehörigkeit (Antwort in %)</i> | | | | |
| B90/Die Grünen | 91 % | 91 % | 0 | 0,968 |
| CDU/CSU | 72 % | 84 % | - 12 % | 0,025 |
| Die Linke | 73 % | 67 % | + 5 % | 0,592 |
| FDP | 62 % | 78 % | - 16 % | 0,094 |
| SPD | 82 % | 92 % | -10 % | 0,079 |

Allerdings lässt sich aus den bloßen relativen Häufigkeiten nicht ableiten, dass die beobachteten Effekte keiner dem Zufall geschuldeten Variabilität unterliegen. Zur Überprüfung, ob die in den relativen Häufigkeiten gefunden Unterschiede zwischen den Fraktionen tatsächlich nicht zufällig zustande gekommen sind, haben wir weitere multivariate Analysen durchgeführt, um für potentielle, die Ergebnisse verzerrende Drittvariableneinflüsse kontrollieren zu können.

4.1 Multivariate Analysen

Obwohl die politische Orientierung sicherlich eine der wesentlichen Gemeinsamkeiten der Mitglieder einer Bundestagsfraktion ist, können doch weitere Gemeinsamkeiten und Unterschiede innerhalb sowie zwischen den Fraktionen vermutet werden, die für die Diskriminierungsneigung relevant sind.

Eine mögliche Alternativerklärung wären zum Beispiel Unterschiede in den politischen Selektionsprozessen, aus denen die Bundestagsfraktionen hervorgehen. Abgeordnete der CDU/CSU-Fraktion sind zum Beispiel durchschnittlich älter und stammen tendenziell eher aus ländlichen Regionen. Sie verfügen damit vermutlich auch über weniger Kontakte zu Bürger*innen mit Migrationshintergrund als etwa ihre jüngeren Kollegen*innen von B90/Die Grünen, die eher aus städtischen Milieus stammen, in denen zugleich auch mehr Menschen mit Migrationshintergrund leben.

Aus diesem Grund versuchen wir mit Hilfe von Regressionsanalysen den Zusammenhang zwischen Diskriminierung und politischer Orientierung zu isolieren, indem wir Unterschiede in der sozio-demographischen Zusammensetzung der Fraktionen statistisch kontrollieren. Wir haben vier Drittvariablen identifiziert, die mögliche Alternativerklärungen für fraktionsspezifische Unterschiede im Diskriminierungsverhalten darstellen: Das Alter der Abgeordneten, die Bevölkerungsdichte des Wahlkreises der Abgeordneten, den Ausländeranteil in der Wahlkreisbevölkerung und ob es sich um einen ost- oder westdeutschen Wahlkreis handelt.⁶

Tabelle 4 zeigt die Schätzung eines logistischen Regressionsmodells. Mit dem ersten Modell untersuchen wir die Gesamtheit aller Abgeordnetenbüros. Der Koeffizient des Treatment-Indikators ist negativ und statistisch signifikant. Dies entspricht dem Ergebnis des Chi-Quadrat-Tests.

6 Als Datengrundlage für die Drittvariablen dienen die *Strukturdaten für die Wahl zum 17. Deutschen Bundestag* des Bundeswahlleiters.

Tabelle 4: Logistische Regressionen.

| | Antwort auf Anfrage | | |
|--|---------------------|----------------|----------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| Treatment | -0.55*** (0.21) | -0.03 (0.86) | -0.65 (.2) |
| CDU/CSU | | -0.65 (0.66) | -0.46 (0.68) |
| Die Linke | | -1.61** (0.71) | -1.34* (0.74) |
| FDP | | -1.02 (0.70) | -0.97 (0.73) |
| SPD | | 0.11 (0.74) | 0.37 (0.76) |
| Alter | | | -0.04 (0.02) |
| Ausländerquote (Wahlkreis) | | | 0.06 (0.06) |
| Log Bev.dichte (Wahlkreis) | | | -0.06 (0.19) |
| Ost | | | -0.48 (0.50) |
| CDU/CSU x Treatment | | -0.68 (0.92) | -0.62 (0.94) |
| Die Linke x Treatment | | 0.32 (1.01) | 0.39 (1.05) |
| FDP x Treatment | | -0.75 (0.98) | -0.66 (1.00) |
| SPD x Treatment | | -0.87 (1.00) | -0.83 (1.03) |
| Alter x Treatment | | | -0.01 (0.02) |
| Ausländerquote (Wahlkreis) x Treatment | | | -0.06 (0.08) |
| Log Bev.dichte (Wahlkreis) x Treatment | | | 0.03 (0.27) |
| Ost x Treatment | | | 0.04 (0.68) |
| Konstante | 1.65*** (0.16) | 2.30*** (0.61) | 4.00 (1.04)*** |
| N | 602 | 602 | 602 |
| Log Likelihood | -302.49 | -290.69 | -280.08 |

B90/Die Grünen bildet die Basiskategorie. *p<0.1 **p<0.05; ***p<0.01 Dargestellt sind Logits mit Standardfehlern in der Klammer

In einem zweiten Modell untersuchen wir, ob sich Unterschiede im diskriminierenden Verhalten zwischen Abgeordnetenbüros der unterschiedlichen Bundestagsfraktionen zeigen. Hierzu nehmen wir Dummy-Variablen in das Modell auf, die die Fraktionszugehörigkeit anzeigen. Zudem betrachten wir diese Variablen als Interaktionsterme mit dem Treatment-Indikator. Während die Koeffizienten der Dummy-Variablen fraktionsspezifische Unterschiede in der allgemeinen

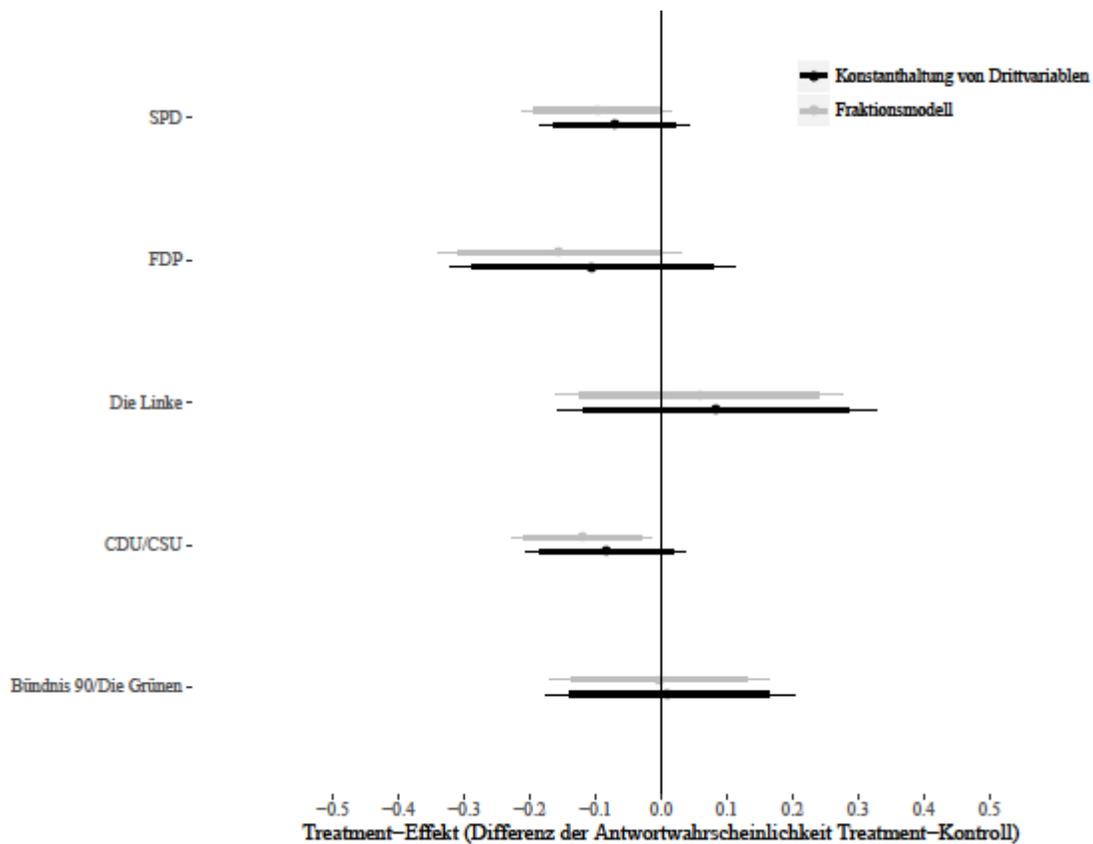
Antworthäufigkeit auffangen, für die wir uns nicht primär interessieren, drücken die Interaktionseffekte die Unterschiede in der Diskriminierungswahrscheinlichkeit zwischen den Fraktionen aus. Da Interaktionseffekte im logistischen Modell jedoch nur schwer zu interpretieren sind (Norton et al. 2004, Ai/Norton 2003), berechnen wir *Predicted Probabilities* und haben die fraktionsspezifischen Diskriminierungseffekte in Abbildung 2 abgebildet. Zudem haben wir Simulationsverfahren als Robustheitstests für die Regressionsanalysen eingesetzt (vgl. Appendix).

Eine negative Differenz der Antwortwahrscheinlichkeiten zwischen Treatment- und Kontrollbedingung zeigt ethnische Diskriminierung an. Zudem sind in Abbildung 2 90%- und 95%-Konfidenzintervalle mit fetten bzw. schlanken horizontalen Linien abgetragen. Während dieses Fraktionsmodell (graue Schätzer und Konfidenzintervalle) zeigt, dass Abgeordnetenbüros der CDU/CSU-Fraktion auf dem 95%-Konfidenzintervallniveau angesichts der ethnischen Zugehörigkeit des Absenders diskriminieren. Dies spiegelt auch wieder die Ergebnisse des Chi-Quadrat-Tests wider. Allerdings kann nicht ausgeschlossen werden, dass konfundieren Drittvariablen die Ergebnisse verzerren.

Das dritte Modell ergänzt daher das Fraktionsmodell um die Drittvariablen und deren Interaktion mit dem Treatment-Indikator, wobei wir die Bevölkerungsdichte logarithmieren. Während die Koeffizienten der Drittvariablen die Effekte dieser Variablen auf die allgemeine Antwortwahrscheinlichkeit auffangen, drücken die Interaktionseffekte den Anteil des Diskriminierungseffekts aus, der auf die Drittvariablen zurückzuführen ist. Mithilfe von *Predicted Probabilities* können wir nun wiederum den Diskriminierungseffekt isolieren, der nicht auf die Drittvariablen zurückzuführen ist. Hierzu halten wir die Drittvariablen konstant, während wir die Fraktionszugehörigkeit variieren. Die Drittvariablen halten wir auf eine Weise konstant, dass wir hypothetische 54-jährige Abgeordnete aus einem westdeutschen Wahlkreis mit durchschnittlicher Bevölkerungsdichte und durchschnittlichem Ausländeranteil vergleichen, die jedoch verschiedenen Fraktionen angehören. Die geschätzten Diskriminierungseffekte sind in Abbildung 2 (schwarze Schätzer und Konfidenzintervalle) dargestellt.

Der Punktschätzer für den Diskriminierungseffekt wird um vier bzw. fünf Prozentpunkte schwächer. Unser Modell mit konstant gehaltenen Drittvariablen liefert somit eine deutlich konservativere Schätzung der Diskriminierungseffekte. Im Falle der CDU/CSU führt dies zu einem nicht statistisch signifikanten Ergebnis.

Abbildung 2: Predicted Probabilities des Antwortverhaltens



Um die Analyse zusammenzufassen: Unser Feldexperiment liefert empirische Evidenz dafür, dass ethnische Diskriminierung durch Abgeordnetenbüros stattfindet. Zudem stellen wir deutliche Unterschiede zwischen den Bundestagsfraktionen fest. Während wir keine Anzeichen von diskriminierendem Verhalten bei Abgeordnetenbüros von SPD, FDP, B90/Die Grünen und Die Linke finden, erhielt bei Abgeordnetenbüros der CDU/CSU-Fraktion der Absender mit dem türkischsprachigen Namen deutlich seltener eine Antwort als der Absender mit dem deutschsprachigen Namen. Des Weiteren haben wir untersucht, inwiefern sich die Unterschiede zwischen den Fraktionen auf deren spezifische sozio-demographische Zusammensetzung zurückführen lässt, oder ob eher die politische Orientierung der Fraktionen für die Unterschiede im Diskriminierungsverhalten ausschlaggebend ist. Zu dieser Frage liefert unsere Analyse jedoch keine eindeutigen Befunde. Zum einen können wir feststellen, dass die Erklärungskraft der Fraktionszugehörigkeit, die bei Konstanthaltung der sozio-demographischen Drittvariablen nun vor allem Unterschiede in der politischen Orientierung anzeigt, im Großen und Ganzen bestehen bleibt. Die politische Orientierung ist somit als ein wichtiger Erklärungsfaktor für diskriminierendes Verhalten zu werten. Allerdings führt unsere Drittvariablenanalyse zu deutlich konservativeren Einschätzungen der Diskriminierungsneigung einiger Fraktionen: Wir finden in

diesem Modell keine statistisch signifikanten Diskriminierungseffekte aufgrund der politischen Orientierung für die einzelnen Fraktionen.

5. Diskussion

Die Diskriminierung von Minderheiten, beispielsweise aufgrund von religiöser Zugehörigkeit oder sexueller Orientierung, ist ein verbreitetes gesellschaftliches Problem, das mit weithin geteilten Werten und geltenden Normen unvereinbar ist. Die vorliegende Studie befasst sich mit einem besonders relevanten und sensiblen gesellschaftlichen Bereich, in dem ethnische Diskriminierung bislang kaum untersucht wurde: dem Feld der Politik bzw. der politischen Kommunikation. Wir haben untersucht, inwiefern politische Mandatsträger*innen in der Kommunikation mit Bürgern*innen zu ethnischer Diskriminierung neigen. Hierzu haben wir ein randomisiertes Feldexperiment unter den Büros der Abgeordneten des Deutschen Bundestags durchgeführt. Die Abgeordnetenbüros wurden mit einer E-Mail konfrontiert, die ein Hilfeersuchen enthielt und entweder von einer Person mit einem türkisch oder einem deutsch klingenden Namen versendet wurde. Diskriminierung liegt in unserem Forschungsdesign dann vor, wenn Absender mit dem Deutsch klingenden Namen signifikant häufiger eine Antwort auf ihr Hilfeersuchen erhalten als Absender mit dem türkischsprachigen Namen.

Insgesamt zeigen unsere Befunde, dass sich die Häufigkeit der Antworten der Abgeordnetenbüros auf E-Mails mit allochtonem bzw. autochtonem Namen deutlich unterscheiden. Die Antworthäufigkeit auf E-Mails, die mit dem autochtonen, also deutsch klingenden Namen unterschrieben waren, war neun Prozentpunkte höher als auf solche, die mit allochtonem Namen unterschrieben waren. Wir deuten dies als klare Evidenz, dass Diskriminierung aufgrund von ethnischer Zugehörigkeit in der politischen Kommunikation zwischen Gewählten und Wählern*innen stattfindet. Es zeigen sich zudem in den deskriptiven Daten deutliche Unterschiede zwischen den Bundestagsfraktionen. Schlüsselte man das Antwortverhalten nach Fraktionszugehörigkeit der Abgeordnetenbüros auf, zeigen unsere Analysen keine ethnische Diskriminierung bei den Fraktionen FDP, SPD, B90/Die Grünen sowie Die Linke, wohl aber in der Fraktion zu einem gewissen Grad bei der CDU/CSU. Allerdings sind unsere Interpretationen der Unterschiede im Ausmaß der Diskriminierung zwischen den Fraktionen und den Motiven der Ungleichbehandlung mit Vorsicht zu genießen. Unser Forschungsdesign erlaubt jedoch keine empirisch zwingenden Schlüsse dahingehend, dass ein kausaler Zusammenhang zwischen der politischen Orientierung der Fraktionen und dem Ausmaß der Diskriminierung existiert. Erstens sind die Fallzahlen in den kleineren Fraktionen sehr klein und die inferenzstatistischen Analysen dadurch weniger robust und auch der Vergleich zwischen den Fraktionen nicht möglich. Weiterhin finden sich nach Kontrolle mit Regressionstechniken auf vier alternative Erklärungsansätze – den

Anteil der Ausländer, die Bevölkerungsdichte, die Lage (West/Ost) des Wahlkreises sowie das Alter der Abgeordneten – keine statistisch signifikanten Effekte mehr für die einzelnen Fraktionen. Daher sollte betont werden, dass wir nur hinsichtlich der generellen Diskriminierung durch die Gesamtheit aller Abgeordnetenbüros von einem stabilen Ergebnis sprechen können, während die fraktionsspezifischen Ergebnisse unter starken Vorbehalten zu interpretieren sind.

Dass Bundestagsabgeordnete und ihre Mitarbeiter*innen in der Kommunikation mit Bürgern*innen diese aufgrund von ethnischen Merkmalen diskriminieren, ist aus gesellschaftlicher Sicht besorgniserregend. Gleichbehandlung ist nicht nur normativ wünschenswert, sondern eine Grundvoraussetzung für das Funktionieren von gleichberechtigter Repräsentation in demokratischen Systemen. Unsere Ergebnisse deuten darauf hin, dass Bundestagsabgeordnete und ihre Büros repräsentativ für das Diskriminierungsverhalten der Gesamtgesellschaft sind: vergleichbare Korrespondenztest-Experimente auf dem Wohnungsmarkt (Auspurg et al. 2011) und dem Arbeitsmarkt (Kaas/Manger 2012) kommen zu erstaunlich ähnlichen Ergebnissen, wenn sie den Diskriminierungseffekt auf Unterschiede von 8,8 bzw. 14 Prozentpunkte in der positiven Responsivität quantifizieren. Schulungen für die Mitarbeiter*innen der Abgeordneten Büro, die für das Thema Diskriminierung sensibilisieren, könnte helfen, die schon geringe Diskriminierung weiter zu reduzieren.

Literatur

- ADS (Antidiskriminierungsstelle des Bundes) (2015): *Ethnische Herkunft*.
http://www.antidiskriminierungsstelle.de/DE/ThemenUndForschung/Ethnische_Herkunft/Ethnische_Herkunft_node.html. Letzter Zugriff: 17.03.2015.
- Ai, Chunrong, & Norton, Edward C. (2003): Interaction terms in logit and probit models. *Economics letters* 80.1: 123-129.
- Altonji, Joseph G. & Blank, Rebecca (1999): Race and Gender in the Labor Market, in: Oxley C. Ashenfelter und David Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*. Boston: Elsevier Science B.V. S. 3144-3259.
- Aronson, Elliot, Wilson, Timothy & Akert, Robin (2004): *Sozialpsychologie*. München: Pearson.
- Arrow, Kenneth (1971): The theory of discrimination, *Working Papers 403*, Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section.
- Auspurg, Katrin, Hinz, Thomas & Schmid, Laura (2011): Contexts and conditions of ethnic discrimination. Evidence from a field experiment in German housing markets. *Ethnic Discrimination in the German Housing Markets - Prevalence, Determinants, and the Contribution to Residential Segregation #01-2011*. Konstanz: Universität Konstanz.

- Bartels, Larry M. (1998): Where the Ducks Are: Voting Power in a Party System, in: John G. Geer (Ed.), *Politicians and Party Politics*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press. S. 43-79.
- Becker, Gary S. (1971): *The Economics of Discrimination*. Chicago: Chicago University Press.
- Blätte, Andreas (2015): Die Stimmen der Migranten im Bundestagswahlkampf 2013: Wahlkampf in der Einwanderungsgesellschaft, in: Karl-Rudolf Korte (Hrsg.), *Die Bundestagswahl 2013*. Wiesbaden: Springer. S. 211-241.
- Bol, Damien, Gschwend, Thomas, Zittel, Thomas & Zittlau, Steffen (2015): *The Electoral Sources of Good Political Representation. A Field Experiment on German MPs*. Konferenzbeitrag des Annual Meeting of the European Political Science Association, Wien, 25.-27. Juni 2015. <https://goo.gl/aaAFBH>. Letzter Zugriff: 21.9.2018.
- Broscheid, Andreas & Gschwend, Thomas (2005): Zur statistischen Analyse von Vollerhebungen. *Politische Vierteljahresschrift* 46(1): O16–O26.
- Bußhoff, Heinrich (2003): *Die Zeitlichkeit der Politik*. Berlin: Dunker und Humboldt.
- Butler, Daniel M. & Broockman, David E. (2011): Do politicians racially discriminate against constituents? A field experiment on state legislators. *American Journal of Political Science* 55(3): 463-477.
- Costa, Mia (2017): How responsive are political elites? A meta-analysis of experiments on public officials. *Journal of Experimental Political Science* 4(3): 241-254.
- Crosby, Faye, Bromley, Stephanie & Saxe, Leonard (1980): Recent unobtrusive studies of black and white discrimination and prejudice: A literature review. *Psychological Bulletin* 87(3): 546-563.
- Diehl, Claudia & Fick, Patrick (2012): Ethnische Diskriminierung im deutschen Bildungssystem. Expertise für die Nationale Akademie der Wissenschaften (Leopoldina). *Working Paper*. Konstanz: Konstanzer Online-Publikations-System (KOPS). <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bsz:352-270951>. Letzter Zugriff: 17.06.2018.
- Diekmann, Andreas (2005): *Empirische Sozialforschung. Grundlagen, Methoden, Anwendung*. Hamburg: Rowohlt.
- Distelhorst, Greg & Yue, Hou (2014): Ingroup bias in social behavior: A national field experiment in China. *Quarterly Journal of Political Science* 9(2): 203-230.
- Egel, Christoph (2009): Weder Reform- noch Blockadekoalition: Die Bilanz der Großen Koalition. *Zeitschrift für Bürgerrechte und Gesellschaftspolitik* 48(3): 129-139.
- Einstein, Katherine L. & Glick, David M. (2017): Does race affect access to government services? An experiment exploring street-level bureaucrats and access to public housing. *American Journal of Political Science* 61(1): 100-116.
- Erdogan, Murat M. (2013): Wahlverhalten türkeistämmiger Bürger bei der Bundestagswahl am 22. September 2013. *Unveröffentlichtes Manuskript*. <https://mmuraterdogan.files.wordpress.com/2013/10/hugo-wahlverhalten-tc3bcrkeiste3a4mmiger-bc3bcrger-in-deutschland-2013.pdf>. Letzter Zugriff: 19.11.2018.

- Giulietti, Corrado, Tonin, Mirco & Vlassopoulos, Michael (2017): Racial discrimination in local public services: A field experiment in the United States. *Journal of the European Economic Association*, jvx045. doi:10.1093/jeea/jvx045.
- Goerres, Achim, Spies, Dennis C. & Mayer, Sabrina J. (2018): Deutsche mit Migrationshintergrund bei der Bundestagswahl 2017: Erste Auswertungen der Immigrant German Election Study zu Deutschtürken und Russlanddeutschen. Unveröffentlichtes Manuskript. <https://goo.gl/py7Uhc>. Letzter Zugriff: 22.9.2018.
- Groenemeyer, Axel & Mansel, Jürgen (2003): *Die Ethnisierung von Alltagskonflikten*. Wiesbaden: Springer.
- Grohs, Stephan, Adam, Christian & Knill, Christoph (2015): Are some citizens more equal than others? Evidence from a field experiment. *Public Administration Review* 76(1). doi: 10.1111/puar.12439.
- Hainmueller, Jens, Hangartner, Dominik & Pietrantuono, Giuseppe (2017): Catalyst or crown: does naturalization promote the long-term social integration of immigrants? *American Political Science Review* 111(2): 256-276.
- Hainmueller, Jens, Hangartner, Dominik & Pietrantuono, Giuseppe (2005): Naturalization fosters the long-term political integration of immigrants. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 112(41): 12651-12656.
- Hemker, Johannes & Rink, Anselm (2017): Multiple dimensions of bureaucratic discrimination: Evidence from German welfare offices. *American Journal of Political Science* 61(4): 786-803.
- Hort, Rüdiger (2007): *Vorurteile und Stereotype. Soziale und Dynamische Konstrukte*. Darmstadt: VDM.
- Joerden, Jan C. (1996): *Diskriminierung - Antidiskriminierung*. München: Springer.
- Jowell, Roger & Prescott-Clarke, Patricia (1969): Racial discrimination and white-collar workers in Britain. *Race* 11(4): 397-417.
- Kaas, Leo & Manger, Christian (2012): Ethnic discrimination in Germany's labour market: A field experiment. *German Economic Review* 13(1): 1-20.
- Keuschnigg, Marc & Wolbring, Tobias (2016): The use of field experiments to study mechanisms of discrimination. *Analyse & Kritik* 38(1): 179-202.
- King, Gary, Tomz, Michael & Wittenberg, Jason (2000): Making the most of statistical analyses: Improving interpretation and presentation. *American Journal of Political Science* 44(2): 341-355.
- Klink, Andreas & Wagner, Ulrich (1999): Discrimination against ethnic minorities in Germany: Going back to the field. *Journal of Applied Social Psychology* 29(2): 402-423.
- Kristen, Cornelia (2006): Ethnische Diskriminierung in der Grundschule? Die Vergabe von Noten und Bildungsempfehlungen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58(1): 79-97.
- Kutner, Bernard, Wilkins, Carol & Yarrow, Penny R. (1952): Verbal attitudes and overt behavior involving racial prejudice. *Journal of Abnormal and Social Psychology* 47(3): 649-652.

- McClendon, Gwyneth H. (2016): Race and responsiveness: An experiment with South African politicians. *Journal of Experimental Political Science* 3(1): 60-74.
- Norton, Edward C., Wang, Hi, & Ai, Chunrong (2004): Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models. *Stata Journal* 4: 154-167.
- Pager, Devah & Shepherd, Hana (2008): The Sociology of discrimination: Racial discrimination in employment, housing, credit, and consumer markets. *Annual Review of Sociology* 34: 181-209.
- Pappi, Franz U. & Shikano, Susumu (2004): Ideologische Signale in den Wahlprogrammen der deutschen Bundestagsparteien 1980 bis 2002. *Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung* 76. Mannheim: MZES.
- Phelps, Edmund S. (1972): The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review* 62(4): 659-661.
- Pitkin, Hanna (1967): *The Concept of Representation*. Berkeley: University of California Press.
- Pratto, Felicia, Sidanius, Jim, Stallworth, Lisa M. & Malle, Bertram F. (1994): Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology* 67(4): 741-763.
- Quillian, Lincoln (2006): New approaches to understanding racial prejudice and discrimination. *Annual Review of Sociology* 32: 299-328.
- Schneider, Jan & Yemane, Ruta (2014): Ethnische Diskriminierung – Störfaktor im Integrationsprozess. *Aus Politik und Zeitgeschichte* 13-14: 15-21.
- Sidanius, Jim, Pratto, Felicia & Bobo, Lawrence (1996): Racism, conservatism, affirmative action, and intellectual sophistication: A matter of principled conservatism or group dominance? *Journal of Personality and Social Psychology* 70(3): 476-490.
- Sniderman, Paul M., Piazza, Thomas, Tetlock, Philip E. & Kendrick, Ann (1991): The new racism. *American Journal of Political Science* 35(2): 423-447.
- Tietze, Klaudia (2008): Migration von Hochqualifizierten im Kontext der Entwicklung der Einwanderungskonzepte deutscher Parteien, in: Uwe Hunger, Can M. Aybek, Andreas Ette und Ines Michalowski (Hrsg.), *Migrations- und Integrationsprozesse in Europa. Vergemeinschaftung oder nationalstaatliche Lösungswege?* Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften. S. 35-50.
- Veit, Susanne & Yemane, Ruta (2018): The ADIS study: A large-scale correspondence test on labor market discrimination in Germany. Technical Report. *WZB Discussion Paper, SP IV 2018-103*. Berlin: WZB.
- White, Ariel R., Nathan, Noah L. & Faller, Julie K. (2015): What do I need to vote? Bureaucratic discretion and discrimination by local election officials. *American Political Science Review* 109(1): 129-142.

Appendix

Eine alternative Analyse der Daten zu den im Artikel beschriebenen Regressionen bildet die Simulationstechnik. Dieser liegt folgende Idee zu Grunde: Obwohl es sich bei unserem Experiment um eine Vollerhebung der Zielpopulation handelt – alle Abgeordnetenbüros mit Fraktionszugehörigkeit, die einem Wahlkreis zugeordnet sind, erhielten eine E-Mail –, lässt sich nicht unterstellen, dass die beobachteten Effekte keiner dem Zufall geschuldeten Variabilität unterliegen (vgl. auch Broscheid u. Gschwend 2005). Das individuelle Antwortverhalten der Versuchspersonen ist nicht als ein deterministischer, sondern als ein probabilistischer Prozess zu verstehen. So wie wir bei einem erneuten Münzwurf nicht dasselbe Ergebnis erwarten würden, obwohl die Erfolgswahrscheinlichkeit konstant bleibt, würden wir bei einer erneuten Durchführung des Experiments keineswegs exakt dasselbe Antwortverhalten erwarten, selbst wenn die Antwortwahrscheinlichkeit aller Abgeordnetenbüros konstant bliebe. Somit ist das Antwortverhalten am ehesten als ein Bernoulli-Prozess zu modellieren: Der Versuchsperson ist eine bestimmte Wahrscheinlichkeit zugeordnet, mit der sie auf eine E-Mail antwortet. Diese Erfolgswahrscheinlichkeit ist nicht auf die Werte 0 oder 1 beschränkt, also nicht deterministisch.

Wir greifen daher auf etablierte Simulationstechniken zurück, um diese „fundamentale Unsicherheit“ (King et al. 2000) abzubilden und in unsere Interpretation der Daten einfließen zu lassen. Jede der Simulationen kann als eine mögliche Realisierung, d.h. eine erneute Durchführung des Experiments gelten. In ihrer Gesamtheit bilden die Simulationen die Unsicherheit durch den probabilistischen Antwortprozess ab. Wie bereits erwähnt, begreifen wir das Antwortverhalten der Versuchspersonen als binomialverteilte Zufallsvariable. Da wir über keinerlei Informationen zu den individuellen Antwortwahrscheinlichkeiten der Versuchspersonen verfügen, müssen wir mit Annahmen arbeiten. Wir nehmen an, dass die Antwortwahrscheinlichkeit homogen innerhalb der Fraktions-Experimentalgruppen verteilt ist, d.h. zum Beispiel alle Abgeordnetenbüros von B90/Die Grünen, die der Treatmentgruppe zugeordnet waren, weisen eine gemeinsame Antwortwahrscheinlichkeit auf. Gleiches gilt für die Angehörigen der übrigen Fraktionen. Obgleich diese Annahme empirisch nicht plausibel ist – einige besonders kommunikative Abgeordnete haben ohne Zweifel eine höhere Erfolgswahrscheinlichkeit als andere, weniger kommunikative Abgeordnete der selben Fraktion, ist sie doch sowohl äußerst hilfreich als auch methodologisch stichhaltig: Sie gibt die obere Grenze der Variabilität an, die dem Zufall geschuldet ist.⁷ Durch die Annahme einer homogenen Gruppenantwortwahrscheinlichkeit führen wir also den

⁷

Die Varianz einer Poisson-Binomialverteilung (eine Generalisierung der Binomial-Verteilung für die Summe von mehreren unabhängigen Bernoulli-Versuchen mit

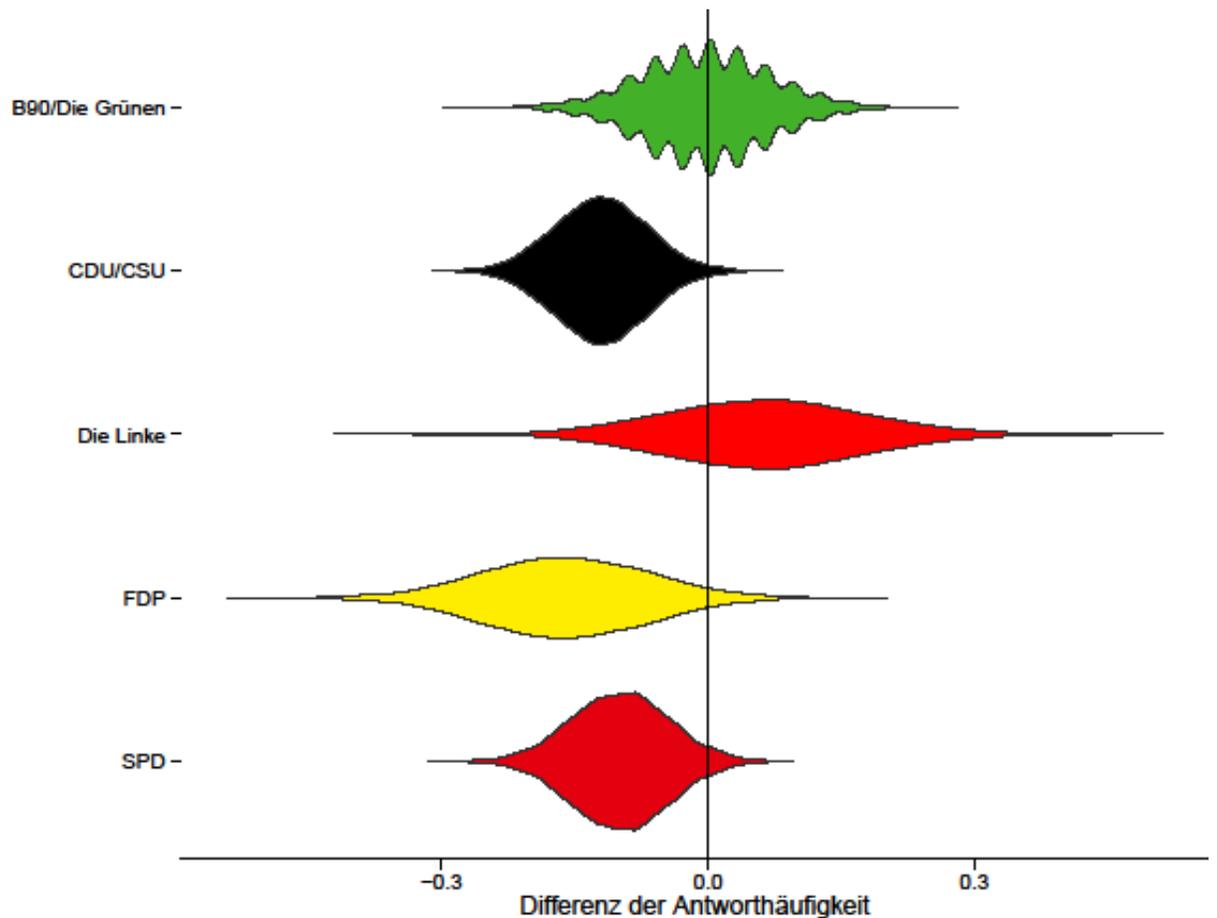
konservativsten Test der Hypothesen durch, d.h. wir überschätzen die Unsicherheit eher als dass wir sie unterschätzen. Die homogene Gruppenantwortwahrscheinlichkeit ist gegeben durch den Maximum-Likelihood-Schätzer für den Parameter der Antwortwahrscheinlichkeit, die beobachtete relative Antworthäufigkeit.

Unsere Simulationsanalyse verfährt folgendermaßen: Für einen Simulationdurchgang ziehen wir für jede Versuchsperson zufällig aus einer Binomialverteilung, deren Erfolgsparameter die jeweilige Gruppenantwortwahrscheinlichkeit darstellt. Hiermit erhalten wir eine mögliche Replikation des Experiments, d.h. eine Simulation des Antwortverhaltens (0 oder 1) für jede Versuchsperson. Für jeden Simulationdurchgang berechnen wir für jede Bundestagsfraktion die Differenz zwischen der Antworthäufigkeit in der Treatment- und der Kontrollgruppe. Wir wiederholen diesen Vorgang 100.000 mal. Die Verteilung aller simulierten Differenzen nähert dann die theoretische Variabilität des Antwortverhaltens an und erlaubt uns, unsere Irrtumswahrscheinlichkeit zu quantifizieren.

Abbildung A1 stellt das 95%-Konfidenzintervall der Differenzen als Violin-Plot dar. Negative Differenzen bedeuten diskriminierendes Verhalten gegenüber dem türkischsprachigen Alias, positive gegenüber dem deutschsprachigen Alias. Dadurch, dass die Binomialverteilung diskret ist, ergibt sich eine fischgrätenartige oder wellige Form der Dichtefunktion. Wie Abbildung A1 zeigt, ist unsere Unsicherheit bei kleineren Fraktionen aufgrund der kleinen Fallzahl am größten, und bei den großen Fraktionen am kleinsten.

unterschiedlichen Erfolgsparametern), ist maximal, wenn alle Erfolgsparameter der Bernoulli-Versuche gleich sind, und entspricht dann zugleich der Varianz der Binomialverteilung.

Abbildung A1: 95%-Konfidenzintervalle der Differenzen zwischen Treatment- und Kontrollgruppe als Violin-Plot, getrennt nach Fraktionen.



Die Simulationsergebnisse ermöglichen klare Aussagen über die statistische Belastbarkeit der beobachteten Treatment-Effekte. Da das Konfidenzintervall im Fall der CDU/CSU-Fraktion den Wert Null nicht einschließt, lässt sich bei dieser Fraktion von einem statistisch signifikanten Effekt sprechen. Obwohl die FDP-Fraktion den größten Treatment-Effekt aufweist, lassen sich aufgrund der geringen Fraktionsgröße kaum statistisch belastbare Aussagen treffen; ebenso für die SPD, bei der der Treatment-Effekt zwar negativ ist, aber nicht groß genug, um ihn von Null unterscheiden zu können. Wie Abbildung A1 zeigt, schließt das Konfidenzintervall für diese beiden Fraktionen Null knapp ein. Das heißt, dass unsere Irrtumswahrscheinlichkeit nicht unter dem von uns gesetzten Niveau von 5 Prozent liegt und die Treatmenteffekte für diese Fraktionen nicht statistisch signifikant sind.⁸ Diese Simulationstechniken zeigen deutlich das Problem der geringen Fallzahlen

⁸ Das 90%-Konfidenzintervall schließt Null nicht ein für die FDP- und SPD-Fraktion. Man könnte also von statistischer Signifikanz auf dem 10%-Niveau sprechen.

bei den kleineren Fraktionen und sie erlauben auch keine Kontrolle des möglichen Einflusses von Drittvariablen. Daher verwenden wir sie lediglich als Robustheitstest für unsere Regressionsanalysen.