

Dezentraler Asylvollzug diskriminiert: Anerkennungsquoten von Flüchtlingen im bundesdeutschen Vergleich, 2010-2015

Lisa Riedel und Gerald Schneider

Decentralized asylum policy discriminates: A comparison of asylum recognition rates in the federal states of Germany

Abstract: This article examines whether the asylum recognition rates differ in the German federal states, despite the uniform provisions of the asylum law and jurisdiction and the clear authority attributed to a federal agency. We build on the principle-agent theory of federalism and argue that the decision-makers in the regional offices of the Federal Office for Migration and Refugees are partly guided by the regional environment. A panel analysis on asylum decisions from 2010 to 2015 supports the thesis that the asylum system is influenced by country-specific interests and attitudes. Although our macroanalysis does not allow inferences about individual discrimination to be made, it reinforces the suspicion that asylum seekers have very different chances of being recognized as refugees. The negative influence of xenophobia on the recognition rates is especially troubling.

Keywords: Asylum policy, Germany, federalism, discrimination, principal-agent models

Schlagworte: Asylpolitik, Deutschland, Föderalismus, Diskriminierung, Prinzipal-Agent-Modelle

1. Einleitung

In der ‚Flüchtlingskrise‘ (BAMF 2016a) der 2010er Jahre nimmt Deutschland bekanntermaßen eine besondere Rolle ein. Die Bundesregierung entschied sich 2015 im Gegensatz zu anderen europäischen Staaten zunächst bewusst gegen Abschirmungs- und Abschreckungsmechanismen (Tekin 2016, S. 340), während osteuropäische Staaten auf vermehrte Restriktion setzten (Eurostat 2016). Die Großzügigkeit Deutschlands hat in den Hintergrund gerückt, dass die Republik als Reaktion auf frühere Flüchtlingswellen eher eine Abschottungspolitik betrieben hatte. So war während der Flüchtlingszuströme aus dem ehemaligen Jugoslawien in den 1990er Jahren Deutschland bei Flüchtlingen zunächst ein gefragtes Aufnahmeland (Avdan 2014, S. 449; Hellmann et al. 2005, S. 149; Münch 1993, S. 10), doch dieser Zustrom versiegte zusehends nach dem sog. Asylkompromiss von 1993 (Aumüller u. Bretl 2008, S. 7; Holzer u. Schneider 2002, S. 39).

Ein zentrales, wenn auch in der Literatur kontrovers beurteiltes Steuerungsinstrument sind die Anerkennungsquoten für Asylbewerber (Holzer et al. 2000a; Holzer u. Schneider 2002; Toshkov 2014), mit denen die Staaten ihre unterschied-

liche Aufnahmebereitschaft signalisieren können. Doch nicht nur zwischen den Staaten, sondern auch innerhalb derer kann sich der Wille unterscheiden, Asylbewerber aufzunehmen. Obgleich auch Bundesstaaten das Asylrecht uniform für ihre Gliedstaaten erlassen, besitzen diese im Vollzug der Maßnahmen eine gewisse Autonomie. Diese diskretionäre Macht hat sich in den 1990er und 2000er Jahren etwa in der Schweiz in höchst unterschiedlichen Chancen für Asylbewerber auf dem Arbeitsmarkt geäußert (Spörndli et al. 1998; Hainmueller et al. 2016). Auch in den USA divergiert die Migrationspolitik zwischen den einzelnen Staaten mitunter stark, was sich unter anderem in einem äußerst ungleichen Umgang mit illegaler Einwanderung manifestiert (Reich u. Barth 2012, S. 422; Thränhardt 2001, S. 15-18). Diese Erfahrungen werfen die Frage auf, ob für Länder, die in der Asylpolitik stärker auf zentralstaatliche Lösungen setzen, ähnliche Ungleichbehandlungen und Diskriminierungspotenziale in der Flüchtlings- und Migrationspolitik auftreten wie zwischen den EU-Mitgliedstaaten (Angenendt 2015, S. 10; Henkes 2008, S. 114; Thränhardt 2001, S. 26-27). Diesen Verdacht legt zumindest die Studie von Holzer et al. (2000b) nahe. Sie konnten für mehr als 200.000 Asylentscheidungen zeigen, dass die Chance, als Flüchtling anerkannt zu werden, zwischen den Kantonen in der Schweiz sehr unterschiedlich ist. Da für Deutschland solche Individualdaten nicht verfügbar sind und die Asylstatistik ohnehin eher rudimentär entwickelt ist, untersuchen wir ähnlich wie die Studien von Neumayer (2005), Toshkov (2014) sowie Vink und Meijerink (2003), wie stark sich die Anerkennungsquoten zwischen den deutschen Bundesländern unterscheiden und inwiefern diese Divergenzen auf sozioökonomische, politische sowie administrativkapazitive Merkmale der Bundesländer zurückzuführen sind. Demnach gehen wir der Frage nach, ob sich auch in einer bundesstaatlich vollzogenen Politik jenes Diskriminierungspotenzial offenbart, das Riker (1964, S. 155) in einer klassischen Studie dem Föderalismus zugesprochen hat: „[...] if in the United States one disapproves of racism, one should disapprove of federalism.“

Wir argumentieren dabei im Sinne der Prinzipal-Agent-Literatur, dass die vom Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (BAMF) in einzelne Zentren delegierten Entscheidungsträger die wahrgenommenen Präferenzen und Restriktionen des jeweiligen Bundeslandes wahrnehmen und sich insofern nicht nur dem bundesstaatlichen Auftraggeber verpflichtet sehen. Unsere Ergebnisse von Paneldaten zwischen 2010 und 2015 belegen, dass die Unterschiede zwischen den Ländern beträchtlich sind und dass unter anderem die letztjährige Fremdenfeindlichkeit die Anerkennungsquote im Folgejahr verringert.

2. Defizite bei der Implementation von Asylpolitik in Mehrebenensystemen

Obwohl der Fokus unserer Arbeit auf der deutschen Asylpolitik liegt, bietet die wissenschaftliche und politische Debatte um das Dublin/Schengen-Regime wichtige Erkenntnisse für unsere Untersuchung. Die Europäische Union (EU) hat seit dem Abschluss des Schengener Abkommens versucht, die Migrations- und Asylpolitik ihrer Mitgliedstaaten einander anzugleichen (Toshkov u. de Haan 2013, S. 663). Diese Bemühungen haben sich vor allem in den sog. Dublin-Verordnungen niedergeschlagen. Die Grundidee dieser multilateralen Abkommen besteht

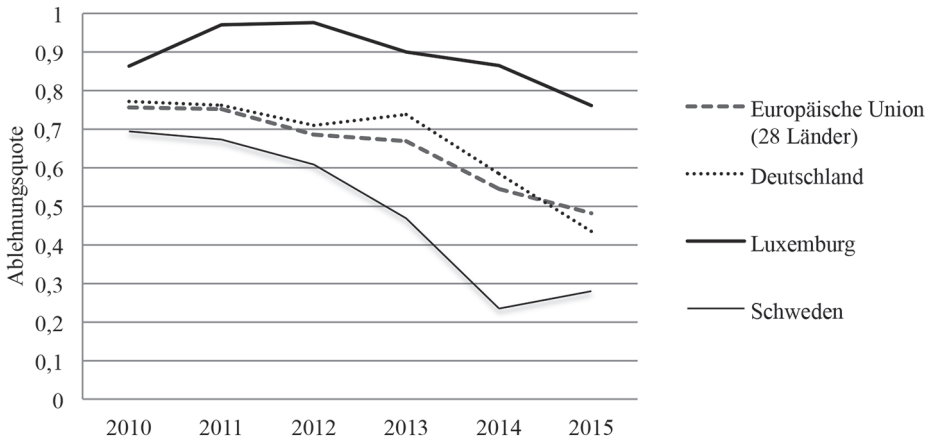
darin, dass dasjenige Land der EU für die Bearbeitung eines Asylantrags zuständig ist, welches vom Asylantragsteller zuerst betreten wurde (Kap. II Art. 3 Abs. 1 Verordnung (EU) Nr. 604/2013). Auf diese Weise soll das ‚Forum Shopping‘, also das Weiterziehen von Asylsuchenden in Länder mit besseren wirtschaftlichen Standards und höheren Annahmquoten, vermieden sowie der Versuch, Asylanträge in mehreren EU-Staaten zu stellen, unterbunden werden (Guild 2006, S. 636; Hailbronner u. Thym 2016, S. 1024). Ausgehend von den Beschlüssen von Tampere 1999 entwickelte die Europäische Union ein ‚Gemeinsames Europäisches Asylsystem‘, das eine fortschreitende Konvergenz des Asylrechts in der Union zum Ziel hat (Hailbronner u. Thym 2016, S. 1024). Dazu zählt eine Harmonisierung im Rahmen der Unterkunftsbedingungen, der Gesundheitsfürsorge, des Bildungszugangs für die Asylbewerber sowie der Entscheidungskriterien über einen Asylantrag (Europäische Kommission 2014a; Toshkov u. de Haan 2013, S. 663). Mit der Implementierung des Stockholmer Programms 2010, das eine Stärkung der gemeinsamen europäischen Innen- und Sicherheitspolitik vorsieht, sollen das Migrations- und Asylrecht weiter aufeinander abgestimmt werden (Europäische Kommission 2014b, S. 42-43). Um die Harmonisierung der Asylverfahren voranzubringen, hat die 2011 erschienene Qualifikationsrichtlinie zudem zentrale Normen des Flüchtlingsstatus festgehalten, darunter beispielsweise Erläuterungen zum Status des subsidiären Schutzes (Richtlinie 2011/95/EU). Auch die Verfahrensrichtlinie von 2013 legt EU-weite Mindestnormen für die Durchführung von Asylverfahren fest (Richtlinie 2013/32/EU).

Trotz diverser europäischer Übereinkünfte unterscheiden sich die tatsächlichen Asylpraktiken innerhalb der einzelnen EU-Staaten jedoch stark. Dies äußert sich in der Zahl der gestellten Asylanträgen wie den Anerkennungsraten für Asylgesuche. Neumayer (2005, S. 63) stellt für den Zeitraum von 1980 bis 1999 fest, dass die unterschiedlichen Herkunftsländer der Asylsuchenden zum Teil für diese Divergenzen verantwortlich sind. Doch auch eine höhere Arbeitslosenquote im Aufnahmeland senkt nach seiner ökonomischen Analyse die Anerkennungschance. Toshkov (2014, S. 209) findet ebenso einen schwachen negativen Einfluss der Arbeitslosenquote auf die Anerkennungsrate. Seine Analyse umfasst den Zeitraum von 1987 bis 2010 und bestätigt zudem einen negativen Effekt der Gesamtzahl der Asylanträge auf die Anerkennungsquote. Avdan (2014, S. 445) zeigt ferner, dass sich terroristische Anschläge in einem Aufnahmeland negativ auf die Anerkennungsquote auswirken. Vink und Meijerink (2003, S. 300, S. 309) analysieren mithilfe von Paneldaten von 1982 bis 2001 den Zusammenhang zwischen der Anzahl an Asylanträgen und den Anerkennungsquoten in den *bis dato* 15 EU-Staaten. Nach ihrer Analyse stellen Asylsuchende ihren Asylantrag primär in denjenigen Ländern, in denen eine höhere Anerkennungsquote sowie bessere Asylbedingungen herrschen. Ferner reagieren die Staaten auf ansteigende Asylanträge, indem sie die nationale Asylpolitik restriktiver gestalten.

In Abbildung 1 wird deutlich, dass sich von 2010 bis 2015 die Ablehnungsquoten von Asylanträgen zwischen den einzelnen Mitgliedstaaten der EU erheblich unterschieden. Exemplarisch lässt sich dies an den Quoten für Luxemburg, Schweden, Deutschland sowie Gesamteuropa ablesen. So wird offenkundig, dass sich die Ablehnungsquoten in manchen Jahren um bis zu 40 Prozentpunkte unter-

schieden. Dies war etwa für das Aufnahmepaar Schweden und Luxemburg im Jahr 2015 der Fall.

Abbildung 1: Ablehnungsquoten von Asylanträgen im europäischen Vergleich, 2010-2015



Anmerkung: Die Asylstatistiken von Eurostat unterscheiden sich von nationalen Geschäftsstatistiken, sodass bei nationalen Quotenstatistiken divergierende Zahlen auftreten können (BAMF 2016b).

Quelle: Eigene Darstellung nach Angaben von Eurostat (2016).

Auch wenn solche Unterschiede aus der Sicht der Asylbewerber drastisch sein mögen, sie lassen sich natürlich leicht auf die beträchtliche diskretionäre Macht der Mitgliedstaaten im Regime von Schengen und Dublin zurückführen. Aber auch in Nationalstaaten gibt es je nachdem nennenswerte Unterschiede für Asylbewerber, als Flüchtlinge anerkannt zu werden. Holzer et al. (2000b) zeigen aufgrund einer Individualdatenanalyse für die Schweiz, dass sich die Anerkennungswahrscheinlichkeit zwischen den betreuenden Kantonen markant unterscheidet. So war für den Untersuchungszeitraum die Chance auf Anerkennung mehr als doppelt so groß im kleinen Nidwalden im Vergleich zum italienischsprachigen Tessin. Daneben ergeben sich unterschiedliche Chancen zwischen den Geschlechtern und aufgrund des Herkunftslandes der Asylbewerber. Systematisch lassen sich die Differenzen auch auf das ungleiche Profil der Kantone zurückführen. Ein höherer Ausländeranteil ist beispielsweise mit einer geringeren Chance auf individuelle Anerkennung verknüpft.

Solche Unterschiede sind im Vollzugsföderalismus zu erwarten, da hier die Gebietskörperschaften die Vorgaben des bundesstaatlichen Auftraggebers mit gewissen Freiheiten umsetzen (Henkes 2008, S. 115; Holzer u. Schneider 2002, S. 156; Spöndli et al. 1998, S. 57). Die politikwissenschaftliche Prinzipal-Agent-Literatur zum Föderalismus sieht in der Machtdelegation mehrheitlich Vorteile. So besteht nach Weingast (1995) in föderalen Arrangements ein zentrales Plus gerade darin, dass über die Beschneidung der zentralstaatlichen Kompetenzen in der Wirt-

schaftspolitik der Wettbewerb als konstituierendes Merkmal der Marktwirtschaft eher erhalten bleibt. Ferner können mit einer Mehrebenenpolitik die Bedürfnisse des regionalen Medianwählers eher gestillt werden als durch uniforme zentralstaatliche Lösungen (Alesina u. Spolaore 2003). Spiro (2001) bewertet in diesem Sinne die Dezentralisierungstendenz in der Einwanderungspolitik als positiv und verweist unter anderem auf die durch diesen Prozess ausgelöste wachsende Befriedigung regionaler Interessen.

Schammann (2015, S. 30) kritisiert dagegen die Anwendung des Wettbewerbsprinzips im Bereich der Flüchtlingspolitik, indem er auf die fehlende Wahlmöglichkeit des Aufnahmeorts der Asylsuchenden hinweist. Wenn es um die Bereitstellung öffentlicher Güter geht, sind die Vorteile von föderalen im Vergleich zu zentralstaatlichen Arrangements wegen Anreizen zum Trittbrettfahren demnach nicht mehr offensichtlich (Hafer u. Landa 2007). Unterschiedliche Präferenzen der Gliedstaaten verstärken solche Tendenzen. Die zugehörige Literatur hat Faktoren wie die administrative Kapazität, die Größe sowie die regionale Bevölkerungseinstellung als Determinanten der substaatlichen diskretionären Macht identifiziert (Cook u. Wood 1989, S. 965; McLaughlin 1987, S. 172; Spörnli et al. 1998, S. 57). Es ist davon auszugehen, dass die mit Asylentscheidungen beauftragten Akteure im Bundesamt für Migration und Flüchtlinge ähnlich Rücksicht auf die regionalen Gegebenheiten nehmen, da durch die geographische Nähe auch emotionale Bindungen entstehen und einige der BAMF-Entscheider aus den Länderverwaltungen rekrutiert wurden. Spörnli et al. (1998, S. 55) bezeichnen die Vollzugsorgane der Schweizer Asylpolitik in diesem Sinne als „[...] Diener mindestens zweier Herren, der eigenen Bevölkerung einerseits und des zentralstaatlichen Gesetzgebers andererseits“. Vor allem in Föderalstaaten mit einer ausgeprägten Autonomie der Gebietskörperschaften können starke subterritoriale Abweichungen entstehen (Benz 2009, S. 29). Sind diese Abweichungen systematischer Natur, kommt es zur positiven oder negativen Diskriminierung von Policy-Empfängern durch die Agenten (Riker 1964; Marx 2016, S. 1). Angesichts der Flüchtlingskrise stellt sich die Frage, ob sich solche Unterschiede eventuell auch im stärker zentralistischen Asylverfahren Deutschlands ergeben.

Braun (2003, S. 59) hat das politische Arrangement zwischen dem Bund und den Ländern als Exekutivföderalismus bezeichnet. In diesem System hat die Länderbürokratie zwar eine starke Stellung, die Rechtsetzung geht aber primär vom Bund aus. Die Länder fungieren damit in vielen Bereichen, wie es auch in großen Teilen beim Asylrecht der Fall ist, als administrative Umsetzungsorgane von Bundesrecht (Hesse u. Renzsch 1991, S. 29). Als Konsequenz der Dualität von Bundesrecht und länderbasierter Implementierung wird deshalb oftmals von einem kooperativen Föderalismus gesprochen (Schuppert 2012, S. 228).

Wie sich dieser Föderalismus deutscher Prägung auf die Asyl- und Migrationspolitik auswirkt, ist bisher nur von wenigen Autoren erforscht. Scott (2014) deckt in einer jüngeren Studie mithilfe einer qualitativen Analyse in ostdeutschen Bundesländern auf, dass der Zugang zum Gesundheitssystem für Asylsuchende und ehemalige Asylsuchende im Duldungsstatus spürbar von administrativen Akteuren auf regionaler Ebene beeinflusst wird. Henkes (2008) befasst sich in seinem Beitrag vor allem mit der deutschen Integrationspolitik und findet heraus, dass

sich die Einbürgerungsquoten in den einzelnen Bundesländern in den 1990er Jahren und zu Beginn des 20. Jahrhunderts stark voneinander unterscheiden. Während in Niedersachsen und Hamburg vergleichsweise hohe Einbürgerungsquoten zu verzeichnen sind, zeigt Bayern im bundesdeutschen Vergleich den niedrigsten Wert. Aumüller und Bretl (2008) stellen in einer qualitativen Analyse fest, dass sich die Integrationspolitiken der untersuchten deutschen Städte markant voneinander unterscheiden. Das bedeutet, dass neben dem Einfluss der Länder auch ein bestimmter Handlungsspielraum auf kommunaler Ebene besteht. Große Differenzen lassen sich beispielsweise bei den Chancen auf Erwerbstätigkeit oder bei den Unterkünften identifizieren (Aumüller u. Bretl 2008, S. 145-146).

Auch im Bereich der Asylverfahren werden Auswirkungen der föderalen Struktur in Deutschland sichtbar. Bisher fand jedoch keine systematische Analyse hierüber statt, sodass dieser Artikel eine Forschungslücke schließt. Bedingt durch die Politikverflechtung zwischen Bund und Ländern treten bei der Umsetzung von Asylverfahren zum Teil erhebliche Koordinationsschwierigkeiten auf. Exemplarisch für die defizitäre Organisation von Asylverfahren ist die Unklarheit darüber, wie viele Flüchtlinge im Jahr 2015 Deutschland tatsächlich erreicht haben. Während das BAMF 441.899 Erstanträge erfasste, wurden über die EASY-Datenbank 890.000 Asylsuchende registriert. Es wird vermutet, dass diese Divergenz durch zahlreiche Mehrfachregistrierungen im EASY-System verursacht ist (Bogumil et al. 2016, S. 296). Die allgemeine Inkompatibilität der in den Asylverfahren tangierten IT-Anwendungen wird von Bogumil et al. (2016) als Defizit identifiziert. Entsprechend kommt es immer wieder zu Überschneidungen und Doppelstrukturen zwischen dem EASY-System des BAMF, der erkennungsdienstlichen Behandlung durch die Bundespolizei, der BüMA-Registrierung der Länder sowie weiteren Bundes-, Länder- wie auch kommunalen Datenbanken (Bogumil et al. 2016, S. 296).

Auch im horizontalen Ländervergleich zeigen sich erhebliche Differenzen in den Verwaltungsprozessen und Verfahrenspraktiken. So sind die einzelnen Bundesländer unterschiedlich konsequent darin, Asylbewerber nach einem gescheiterten Verfahren abzuschieben. Während beispielsweise Bremen das Abschieberecht oft kaum vollzog, hat Bayern es vor allem seit 2015 strikter angewandt und erheblich mehr Ausreisepflichtige abgeschoben (Leubecher 2016). Neben Bayern gelten auch Hessen und Mecklenburg-Vorpommern als Bundesländer mit einer entschiedenen Abschiebepolitik (Fischer et al. 2016). Die Unterkunftsverantwortung für die Asylsuchenden liegt auch im Aufgabenbereich der Länder und wird teilweise unterschiedlich organisiert (Hirsland 2015, S. 21). Die Stadtstaaten Berlin und Hamburg wenden ein einstufiges Unterbringungssystem an, wonach die Landesregierung die Unterbringungen der Asylsuchenden eigenständig organisiert. Ein Gros der Bundesländer nutzt ein zweistufiges Unterbringungssystem mit Länder- und Kommunenverantwortlichkeit; Baden-Württemberg, Bayern, Mecklenburg-Vorpommern und Schleswig-Holstein wiederum haben ein dreistufiges Unterbringungssystem, in dem Landes-, Landkreis- sowie kommunale Zuständigkeiten bestehen (Wendel 2014, S. 14-18).

Im Gegensatz zur Unterkunfts- und Abschiebeorganisation, die zum Kompetenzbereich von Ländern und Kommunen gehören, handelt es sich bei der Ent-

scheidungsbefugnis über Asylgesuche um eine dem Bund inhärente Aufgabe, die über Bundesrecht geregelt wird. Formell wird die Entscheidung über einen Asylantrag von administrativen Akteuren des BAMF gefällt; dieses agiert zwar über Außenstellen, ist aber eine Bundesbehörde. In Tabelle 1 wird deutlich, dass sich die Anerkennungs- und Ablehnungsquoten in den einzelnen Bundesländern dennoch markant voneinander unterscheiden. Im Saarland wurden beispielsweise von 2010 bis 2015 nur 14 Prozent der Asylanträge abgelehnt, während in Sachsen 42,2 Prozent und in Baden-Württemberg 43,4 Prozent negativ entschieden wurden.

Auch die Anerkennungsquote unterscheidet sich zwischen den einzelnen Ländern stark. Während das Saarland und Bremen mit 69 Prozent und 55,7 Prozent als die Bundesländer mit den höchsten Anerkennungsquoten auszumachen sind, stellen Berlin und Sachsen mit 24,6 und 26,9 Prozent die Schlusslichter im Bundesvergleich dar. Ein Vergleich der durchschnittlichen Anerkennungs- und Ablehnungsquoten pro Jahr von 2010 bis 2015 zwischen den Bundesländern bestätigt deren große Diskrepanz. So weisen Berlin, Brandenburg und Sachsen eine signifikant niedrigere Anerkennungsquote auf, während in Bremen, Schleswig-Holstein und dem Saarland Asylgesuche signifikant öfter positiv entschieden werden. Die Ablehnungsquote ist in den Ländern Bremen, Niedersachsen und Saarland signifikant niedriger.¹ Interessant scheint auch, dass in Bundesländern in den Jahren, in denen die CDU oder CSU an der Landesregierung beteiligt sind, eine durchschnittliche Anerkennungsquote von 21,1 Prozent herrscht, während SPD-Beteiligungen bei 25,1 Prozent liegen. Im Rahmen von Großen Koalitionen wurden 22,4 Prozent der Asylanträge positiv entschieden.

In Abbildung 2a wird zudem deutlich, dass die Anerkennungsquote von 2010 bis 2015 stetig zugenommen hat, sich bestehende Differenzen zwischen den Bundesländern jedoch nicht reduziert haben. Dazu wurden exemplarisch Bundesländer mit sehr hohen und sehr niedrigen Anerkennungsquoten herausgegriffen. Um die Streuung der Anerkennungspraxis zu erfassen, nutzen wir wie etwa Neumayer (2005) den Variationskoeffizienten. Dieses Maß erfasst für unsere Anwendung die jährliche Standardabweichung der Quoten geteilt durch den Mittelwert.

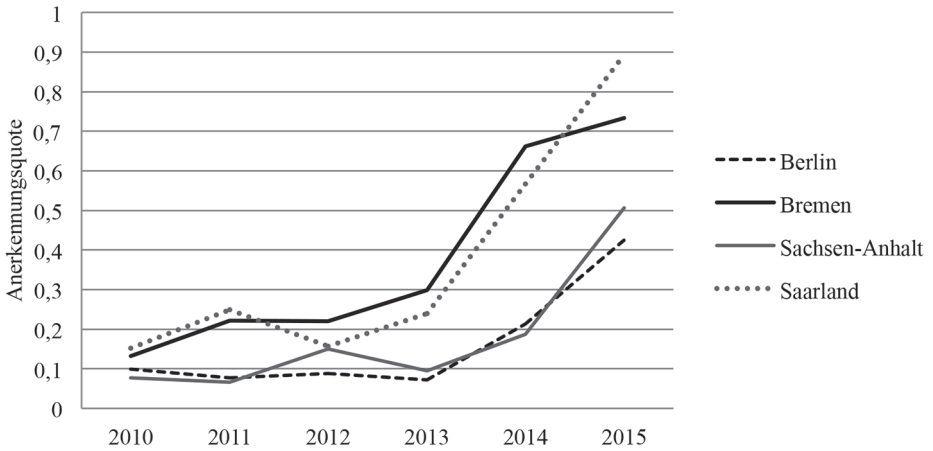
1 Diese Ergebnisse sind mithilfe einer linearen Regression errechnet worden (siehe Online-Anhang Tabelle A1).

Tabelle 1: Zahl der Asylanträge, Anerkennungs- und Ablehnungsquoten sowie Anerkennungsquote für wichtige Herkunftsstaaten nach Bundesländern, 2010-2015

	Zahl der Gesuche	Anerkennungsquote in %	Durchschnittliche Anerkennungsquote in %	Ablehnungsquote in %	Durchschnittliche Ablehnungsquote in %	Anerkennungsquote		
						Syrien	Irak	Afghanistan
Baden-Württemberg	64174	30,3	21,3	43,4	48,9	87,2	64,9	15,1
Bayern	81306	31,9	24,2	38,0	42,2	86,2	66,6	12,9
Berlin	35343	24,6	16,2	38,2	48,6	87,5	64,2	23,3
Brandenburg	23451	31,2	15,4	35,8	47,7	90,7	42,4	10,0
Bremen	7030	55,7	37,8	26,6	37,3	90,3	67,9	31,8
Hamburg	20685	29,5	19,8	38,8	41,3	79,2	74,4	15,0
Hessen	45184	34,1	27,5	39,4	40,1	81,5	65,7	19,8
Mecklenburg-Vorpommern	19470	44,8	22,0	26,6	42,9	90,6	44,0	11,4
Niedersachsen	64432	31,5	23,6	35,2	40,0	72,6	75,5	31,3
Nordrhein-Westfalen	150108	27,9	21,8	41,5	45,5	78,8	72,6	34,4
Rheinland-Pfalz	30297	31,7	22,6	36,8	41,7	81,0	56,9	23,2
Saarland	12456	69,0	37,6	14,1	30,0	91,5	61,2	26,9
Sachsen	31305	26,9	15,7	42,2	46,5	91,3	56,1	13,9
Sachsen-Anhalt	23928	32,4	18,1	39,9	50,1	82,3	37,6	13,3
Schleswig-Holstein	19030	39,1	27,5	32,3	41,5	78,4	60,6	14,9
Thüringen	17491	31,1	21,4	39,9	47,3	85,9	60,9	23,2
Deutschland_gesamt	645690	31,7	23,3	38,3	43,3	83,5	67,9	20,0

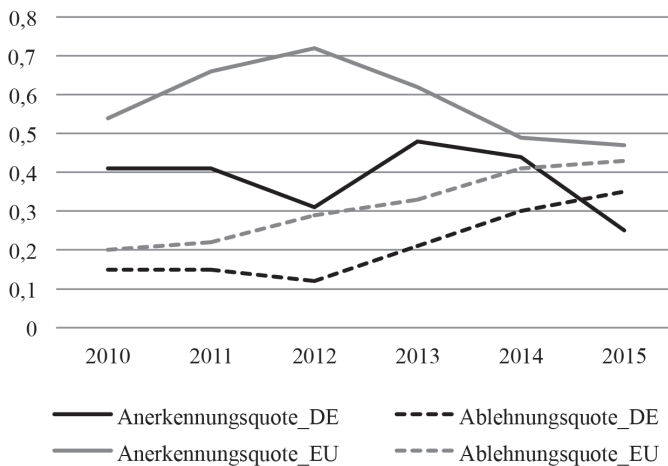
Quelle: Eigene Darstellung.

Abbildung 2a: Anerkennungsquote von Asylgesuchen nach ausgewählten Bundesländern, 2010-2015



Quelle: Eigene Darstellung nach Angaben des BAMF.

Abbildung 2b: Variationskoeffizient der Anerkennungs- und Ablehnungsquote für Deutschland und die EU-28, 2010-2015



Quelle: Eigene Darstellung nach Angaben des BAMF und von Eurostat.

Anhand dieser Unterschiede lässt sich jedoch noch keine tatsächliche Diskriminierung belegen. Demzufolge könnten die Differenzen zwischen den Bundesländern auf einer unterschiedlichen Zusammensetzung der Herkunftsländer beruhen. Es wäre daher vorstellbar, dass die hohe Anerkennungsrate im Saarland einzig auf den Umstand zurückzuführen ist, dass dort mehr Menschen aus Herkunftsländern mit einer hohen Anerkennungswahrscheinlichkeit ihren Asylantrag gestellt haben. Ein Grund für die Ungleichverteilung der Herkunftsländer auf die Bundesländer ist, dass nicht jede Außenstelle des BAMF jedes Herkunftsland administrativ bearbeitet. In Bayern wurden von 2010 bis 2015 beispielsweise 12,6 Prozent aller deutschen Asylentscheidungen gefällt, wobei über 5,5 Prozent der Anträge aus Eritrea entschieden wurde. Das Saarland dagegen hat in diesem Zeitraum im Ganzen nur über 1,9 Prozent der Asylanträge in Gesamtdeutschland entschieden, aber insgesamt 3,7 Prozent der Gesuche aus Eritrea bearbeitet. Asylsuchende aus Eritrea haben im Vergleich zu anderen Herkunftsländern eine sehr hohe Wahrscheinlichkeit, dass ihr Gesuch positiv entschieden wird.

Weitreichendere Erkenntnisse zu den Unterschieden zwischen den Bundesländern liefert daher ein Vergleich der Anerkennungs- und Ablehnungsquoten für Asylsuchende mit identischen Herkunftsländern; damit ließe sich nun auch Diskriminierung nachweisen, gilt doch die Annahme, dass ein gemeinsames Herkunftsland zu einem ähnlichen Ausgang des Asylgesuchs führt. So hängt die Entscheidung über ein Asylgesuch maßgeblich von den politischen und gesellschaftlichen Bedingungen im Herkunftsland ab (Neumayer 2005, S. 59). Während einige Herkunftsländer, darunter Syrien, relativ ausgeglichene Anerkennungsquoten über die Bundesländer hinweg aufweisen, ist die Variabilität der Anerkennungsquote für die Herkunftsländer Irak und Afghanistan erheblich höher (Tabelle 1).

Im Zeitraum von 2010 bis 2015 wurden beispielsweise in Niedersachsen 75,5 Prozent der Asylgesuche aus dem Irak anerkannt, während in Sachsen-Anhalt nur 37,6 Prozent positiv entschieden wurden. Für Asylantragsteller aus Afghanistan war mit 34,4 Prozent die höchste Anerkennungschance in Nordrhein-Westfalen zu verzeichnen, während in Brandenburg nur 10 Prozent der Gesuche anerkannt wurden. Eine lineare Regressionsanalyse bestätigt auch hier einen signifikanten Einfluss einzelner Bundesländer auf die Anerkennungsquote (siehe Tabelle A2 im Online-Anhang). Somit lässt sich für das Herkunftsland Irak eine niedrigere Anerkennungsquote in Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern und Sachsen-Anhalt statistisch nachweisen. Asylantragsteller aus Afghanistan erfuhren dagegen in Bayern, Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern eine negative Diskriminierung. In Mecklenburg-Vorpommern ist die Anerkennungswahrscheinlichkeit von Asylsuchenden aus Afghanistan beispielsweise um bis zu 7,4 Prozent geringer als im Bundesdurchschnitt Hessen. In Nordrhein-Westfalen, Niedersachsen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland wurden dagegen signifikant mehr Anträge aus Afghanistan positiv entschieden.

Zusammenfassend lässt sich konstatieren, dass Asylsuchende mit einem identischen Herkunftsland unterschiedliche Chancen auf Anerkennung haben, abhängig davon, in welchem Bundesland ihr Asylantrag bearbeitet und entschieden wird. In diesem Zusammenhang lässt sich durchaus von einer positiven bzw. negativen Diskriminierung durch die Entscheider in den Außenstellen des BAMF sprechen.

Die Divergenzen in der Anerkennungsquote zwischen den einzelnen Bundesländern sollen mithilfe der politikwissenschaftlichen Variante der Prinzipal-Agent-Theorie erklärt werden, die sich unter anderem aus Niskanens (1975) klassischem Beitrag zur Theorie der Bürokratie entwickelt hat. Wendet man die Begrifflichkeiten auf die Entscheidungspolitik im Asylverfahren an, lassen sich folgende Annahmen treffen: Als formell zuständiger Prinzipal wird hier die Bundesregierung verstanden, hinter der selbstverständlich die Wähler und der Bundestag stehen. Als Agenten gelten die Außenstellen des BAMF in den einzelnen Bundesländern mit den dort agierenden Entscheidern. Zur Entstehung von unterschiedlichen Anerkennungs-wahrscheinlichkeiten kommt es, wenn sich die Entscheider im Rahmen ihres Handlungsspielraums von länderspezifischen Interessen leiten lassen und durch den Einfluss dieser informellen regionalen Prinzipale von Bundesvorgaben abweichen. Auch Salehyan u. Rosenblum (2008, S. 106) bezeichnen in ihrem Beitrag zum Einfluss der medialen und politischen Präsenz von Senderländer auf die Asylanerkennungsquote in den Vereinigten Staaten das Zusammenspiel zwischen der Legislativ- und der Exekutive als Prinzipal-Agent-Beziehung.

Dieser Aufsatz unterscheidet drei Mechanismen, mit denen sich Divergenzen zwischen dem bundesstaatlichen Prinzipal und den regional agierenden Agenten erklären lassen. Erstens vermuten wir, dass sozioökonomische Parameter des Bundeslandes das Verhalten der Vollzugsorgane bedingen. In diesem Punkt wird davon ausgegangen, dass sowohl die wirtschaftliche Lage als auch die gesellschaftliche Zusammensetzung in einem Bundesland einen Effekt auf die Entscheidungsträger im BAMF haben. So könnten sich diese verpflichtet fühlen, etwaigen gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Problemen, die durch vermehrt anerkannte Flüchtlinge entstehen, mithilfe einer restriktiveren Anerkennungspraxis entgegenzuwirken. Umgekehrt erwarten wir, dass in ökonomisch florierenden Bundesländern eine höhere Anerkennungswahrscheinlichkeit besteht. Nach unseren Überlegungen wollen die Asylentscheider in kleineren Bundesländern es der Bevölkerung nicht zumuten, dass über eine höhere Anerkennungsquote die Behördentoleranz sichtbar wird. Auch ein größerer Ausländeranteil dämpft die Bereitschaft zu positiven Entscheidungen, da so unter anderem vermeintliche Integrationsprobleme dieses Teils der Bevölkerung verschärft würden. Wir gehen deshalb davon aus, dass neben der ökonomischen Leistungskraft auch die Bevölkerungszahl sowie der Ausländeranteil eines Landes die Asylentscheidungen beeinflussen. Der erwartete Zusammenhang zwischen Ausländeranteil und Anerkennungsquote lehnt sich an den Befund von Holzer et al. (2000b) an, widerspricht aber der Kontakthypothese Allports (1954), die in der Migrationsliteratur eine große Rolle spielt (Binder et al. 2009).

H1: Je besser die ökonomische Situation eines Bundeslandes, je größer es ist und je geringer dessen Ausländeranteil, desto höher die Anerkennungs-wahrscheinlichkeit von Asylsuchenden.

Ein zweiter Erklärungsstrang im Rahmen des Prinzipal-Agent-Ansatzes fokussiert auf den administrativen und kapazitiven Faktoren der Asylanerkennung. In dieser Perspektive lassen sich die Entscheider von der Leistungsfähigkeit der Länderverwaltungen beeinflussen. Die Aufnahmekapazität eines Bundeslandes erfasst den

finanziellen Spielraum für eine relativ großzügige Asylpolitik. Daneben spielt es in diesem Modell eine Rolle, wie belastbar die Verwaltung in Zeiten von hohen Asylzahlen ist. Wir nehmen an, dass die Mitarbeiter des BAMF in den regionalen Entscheidungszentren in engem Kontakt mit anderen Behörden auf Landkreis- oder kommunaler Ebene stehen, die vermehrt von diesen Belastungen betroffen sind, sodass häufig zu deren Gunsten entschieden wird. So erwarten wir, dass ein höherer Schuldenstand sowie größere Ausgaben für den Asylbereich zu restriktiveren Entscheidungen führen. Des Weiteren halten wir es für wahrscheinlich, dass eine hohe Anzahl an Asylanträgen einen erheblichen administrativen Mehraufwand bedeutet. Diesem könnte durch eine niedrigere Anerkennungsquote Rechnung getragen werden. Einen solchen Zusammenhang weist Toshkov (2014) in einer Panelanalyse zu Anerkennungsquoten in 29 europäischen Staaten über 24 Jahre hinweg bereits nach. Auch Vink und Meijerink (2003) bestätigen eine negative Korrelation zwischen eingegangenen Anträgen und den Anerkennungsquoten im europäischen Vergleich. Aus institutionentheoretischer Warte untersucht Schammann (2015a, S. 177) den Vollzug des Asylbewerberleistungsgesetzes in Bayern und Schleswig-Holstein. Er stellt fest, dass im Süden die bundesstaatlichen Vorgaben „ordnungspolitisch-restriktiv“ und im Norden „wohlfahrtsstaatlich-liberal“ ausgelegt würden.

H2: Eine eingeschränkte Aufnahmekapazität, bedingt durch finanzielle und administrative Belastungen, wirkt negativ auf die Anerkennungsquote.

Das dritte Teilmodell vermutet, dass sich die Entscheider auch von den landespolitischen Präferenzen leiten lassen. So wollen wir testen, ob die politische Stimmung in der Bevölkerung wie auch die ideologische Ausrichtung der größten Regierungspartei in einem Bundesland einen Effekt auf die Entscheidungsträger im BAMF haben. Schließlich wäre vorstellbar, dass die Entscheider sich entweder von ihren eigenen ideologischen Präferenzen beeinflussen lassen oder aber sich durch die Konformität ihrer Entscheidungen mit den politischen Interessen im Bundesland geringere Konfliktpotenziale mit den Vorgesetzten oder der heimischen Bevölkerung erhoffen. Henkes (2008, S. 124) zeigt in seiner Analyse zu Einbürgerungsquoten, dass trotz bundeseinheitlicher Einbürgerungspolitik ein parteilicher Einfluss der Landesregierung auf die Integrationspolitik in den einzelnen Bundesländern besteht. Demgemäß weisen CDU/CSU-geführte Landesregierungen eine niedrigere Einbürgerungsquote auf als SPD-dominierte Länder. Ein ähnlicher Zusammenhang wird auch für die Anerkennungsquote von Asylgesuchen erwartet. In Großen Koalitionen sollten sich diese gegenläufigen Parteeffekte aufheben. Darüber hinaus wird untersucht, ob das Stattfinden einer Landesparlamentwahl einen Effekt auf die Anerkennungsquote hat. Damit tragen wir der Vermutung Rechnung, dass Landesregierungen im Wahlkampf zu einer restriktiveren Asylpolitik tendieren, um Wählerstimmen zu gewinnen.

Ferner wird angenommen, dass rechtsextreme Tendenzen und eine ausländerfeindliche Bevölkerungseinstellung in einem Bundesland die Entscheidungsträger der Asylverfahren beeinflussen (Salehyan u. Rosenblum 2008, S. 108). Entsprechend konnten Spörndli et al. (1998, S. 71) in ihrer Analyse zu Administrationsregularien des Arbeitsmarktes für Asylsuchende in den Schweizer Kantonen nach-

weisen, dass eine negativere Bevölkerungseinstellung gegenüber Asylsuchenden zu restriktiveren Regelungen in der Arbeitsmarktintegration führt. Ellermann (2006, S. 300-304) konnte mithilfe von qualitativen Interviews ferner zeigen, dass die Bevölkerung bei Abschiebungen häufig liberalere Positionen vertritt, als dies der rechtliche Rahmen vorsieht. Die beteiligten Beamten gaben an, sich deshalb häufig unter Druck gesetzt zu fühlen und diverse Strategien zu entwickeln, um Konflikte zu beheben (Ellermann 2006, S. 300-304).

H3a: Eine Beteiligung der CDU oder CSU in der Landesregierung führt zu einer geringeren Anerkennungsquote als die Beteiligung der SPD.

H3b: In einem Jahr, in dem eine Landtagswahl stattfindet, ist die Anerkennungswahrscheinlichkeit von Asylsuchenden geringer.

H3c: Je rechter und gewaltbereiter die politische Stimmung in einem Bundesland, desto niedriger die Chance, als Asylsuchender oder Flüchtling anerkannt zu werden.

Allgemein gehen wir davon aus, dass sich sowohl die Entscheider im BAMF als auch die Richter in den Verwaltungsgerichten, die im Falle einer Klage den Bescheid des BAMF juristisch überprüfen,² von der Stimmung in ihrem Umfeld beeinflussen lassen. Für die ausschließlich den Bundesinteressen verpflichteten Instanzen bestehen Anreize, sich in ihrem Handeln an bundesländerspezifischen Interessen zu orientieren. Wie stark regionale Interessen in Einzelentscheidungen durchschimmern, können wir mit unserer Aggregatdatenanalyse nicht belegen. Eine Übertragung unserer Ergebnisse auf individuelle Entscheider käme einem ökologischen Fehlschluss gleich.³ Wenn unsere Analyse über Regressionen bundesländerspezifische Einflussfaktoren auf die Anerkennungspolitik nachweisen kann, könnte sie jedoch dazu beitragen, die Diskussion über die Fairness der Asylverfahren zu versachlichen und auf Implementationsprobleme hinzuweisen.

3. Datengrundlage und methodische Vorgehensweise

3.1 Datengrundlage der abhängigen und unabhängigen Variablen

3.1.1 Die abhängige Variable

Die jährliche Anerkennungsquote pro Bundesland stellt in Anlehnung an Neumayer (2005, S. 51) und Avdan (2014, S. 452) die hauptsächliche abhängige Variable dar. Sie ergibt sich aus der Summe der Zahl der positiven Entscheidungen

2 Wird dem Asylantrag einer Person durch das Bundesamt für Migration und Flüchtlinge mit einer sogenannten qualifizierten Ablehnung nicht stattgegeben, kann der Antragsteller binnen einer Woche eine Klage beim zuständigen Verwaltungsgericht einreichen (§ 74 Asylgesetz vom 24.10.2015). Wird der Antrag hingegen nur unqualifiziert, d. h. einfach unbegründet abgelehnt, gilt eine Klagefrist von zwei Wochen. Eine erstinstanzliche Klage wird vom zuständigen Verwaltungsgericht bearbeitet (BAMF 2016c). Eine Berufung in zweiter Instanz vor dem Oberverwaltungsgericht oder dem Verwaltungsgerichtshof wird nur zugelassen, wenn diese von einer der beiden juristischen Institutionen genehmigt wird (§ 78 Abs. 1, 2 Asylgesetz vom 24.10.2015).

3 Keith et al. (2013) stellen aufgrund von Individualdaten beispielsweise fest, dass die Diskrepanz in den Anerkennungsquoten zwischen einzelnen Richtern in den Vereinigten Staaten, die über ein Asylgesuch entscheiden, auch auf deren politische Einstellung zurückzuführen ist.

geteilt durch die Gesamtzahl der Entscheidungen. Die positiven Entscheidungen umfassen dabei sowohl die in einem Jahr anerkannten Flüchtlinge nach Art. 16 GG als auch jene Asylbewerber, denen nach der Genfer Flüchtlingskonvention ein Bleiberecht zuerkannt wurde.

Als Datenquelle dienen die aggregierten Entscheidungsdaten, die uns das Bundesamt für Migration und Flüchtlinge auf Anfrage hin für die Jahre 2010 bis 2015 bereitstellte.⁴ Sicherlich hätte ein längerer Untersuchungszeitraum zu besseren und umfassenderen Ergebnissen geführt, was jedoch aufgrund des eingeschränkten Datenzugangs nicht realisiert werden konnte. Mit dem Jahr 2015 sind somit die aktuell verfügbaren Entscheidungen zu Asylgesuchen mit eingeschlossen. Da die Bearbeitungsdauer von Asylanträgen in Deutschland im ersten Halbjahr 2015 durchschnittlich 5,3 Monate betrug, muss davon ausgegangen werden, dass Zahlen zu Asylentscheidungen im Jahr 2015 nur partiell Anträge betreffen, die im selben Jahr eingegangen sind. Im Jahr 2010 lag die durchschnittliche Bearbeitungsdauer noch bei 12,9 Monaten, sodass die Zahlen dieses Jahres primär eingegangene Anträge aus dem Jahr 2009 erfassen (BAMF 2015).

3.1.2 Die unabhängigen Variablen

Zur Untersuchung von ökonomischen Einflüssen werden das Bruttoinlandsprodukt pro Einwohner, das Wirtschaftswachstum sowie die Arbeitslosenquote des jeweiligen Bundeslandes in die Analyse aufgenommen. Demographische Strukturen messen wir über die Bevölkerungszahl sowie den Ausländeranteil. Die Daten werden von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder (2015) und vom Statistischen Bundesamt (2016a, b, c) bereitgestellt.

Um den Einfluss von administrativ-kapazitiven Bedingungen eines Bundeslandes auf die Anerkennungsquote zu klären, untersuchen wir sowohl dessen Schuldenstand pro Einwohner (*Schulden pro Kopf*) als auch dessen Nettoausgaben nach dem Asylbewerberleistungsgesetz je Einwohner (*Asylausgaben pro Kopf*). Die Daten stammen vom Statistischen Bundesamt (2016d, e). Zudem testet dieser Artikel, ob die Zahl der Asylanträge (*Eingegangene Anträge*), die innerhalb eines Jahres in einem Bundesland eingegangen sind, einen Effekt auf die Asylentscheidung hat.

Um die Vermutung des Einflusses von politischen Faktoren zu berücksichtigen, nutzen wir im ersten Schritt eine Variable, welche eine Beteiligung der CDU/CSU bzw. der SPD an der Regierung im Landesparlament erfasst; große Koalitionen

4 Die Zahlen schließen die Entscheidungen über Erst- und Folgeanträge durch Entscheider des BAMF ein. Dabei wird zwischen verschiedenen Status differenziert: erstens, die Anerkennung als Asylberechtigte nach Art. 16a GG; zweitens, die Gewährung von Flüchtlingsschutz gemäß § 3 Abs. 1 Asylgesetz; drittens, ein Abschiebungsverbot nach § 60 Abs. 5/7 Aufenthaltsgesetz; viertens werden die abgelehnten Anträge sowie sonstige Verfahrenserledigungen erfasst. Für die Jahre 2014 und 2015 ist darüber hinaus noch die Gewährung von subsidiärem Schutz nach § 4 Abs. 1 Asylgesetz als Kategorie eingeschlossen.

werden ausgeschlossen.⁵ Darüber hinaus wird untersucht, ob ein Effekt auf die Anerkennungsquote besteht, wenn in einem Bundesland im jeweiligen Jahr eine Landesparlamentswahl stattfindet (*Wahljahr*). Neben einer Überprüfung des Wahljahres wurde auch für eine Wahl im Folgejahr getestet. Da dies die statistische Analyse nicht verbesserte, nahmen wir diese Variable nicht in die hier aufgeführten Modelle auf. Um politisch rechte Tendenzen in der Bevölkerung des Bundeslandes zu erfassen, wird der Stimmenanteil für rechtsextreme Parteien der vergangenen Bundestagswahl herangezogen. Dabei wurde der Stimmenanteil für die NPD sowie die REP summiert (*Anteil rechter Stimmen*) zusammengefasst. Unter der Annahme, dass die AfD primär als rechtspopulistische, nicht aber als rechtsextreme Partei gilt, erfassen wir diese Partei zum Zeitpunkt der Bundestagswahl 2013 nicht als rechtsextrem. Um rechtsextreme Stimmungen in einem Bundesland nicht nur über politisches Wahlverhalten, sondern auch über manifeste rechte Gewalt zu erfassen, fügen wir eine Variable zur Anzahl fremdenfeindlicher Übergriffe hinzu (Statista 2016). Diese wird zudem logarithmiert, um die rechtsschiefe Verteilung der Variablen einer Normalverteilung anzunähern. Durch die Transformation wird die Variable auch weniger anfällig gegenüber Ausreißern. Die Logarithmierung ist insofern problemlos, als kein Wert von null in den empirischen Daten auftritt (Manning u. Mullahy 2001, S. 462).

Die Analyse kontrolliert für das Herkunftsland direkt, da die Zuteilung der Asylbewerber auf die Bundesländer nicht gleichmäßig nach Senderländern geschieht. Salehyan u. Rosenblum (2008, S. 111) sowie Neumayer (2005, S. 59) zeigen, dass die humanitären und ökonomischen Bedingungen des Herkunftslandes einen erheblichen Einfluss auf die Anerkennungswahrscheinlichkeit haben. Daher prüfen wir auch, welche Auswirkungen verschiedene Strukturmerkmale des Herkunftslandes haben. Um für den Einfluss der Wirtschaftslage des Senderlandes auf die Anerkennungs bzw. Ablehnungswahrscheinlichkeit zu kontrollieren, wird dessen Bruttoinlandsprodukt (*BIP im Senderland*) als unabhängige Variable hinzugefügt; die Daten stammen von der Weltbank (2016). Des Weiteren wird die politische Lage des Senderlandes (*Demokratielevel nach Freedom House*) auf ihre Einflüsse hin untersucht. Dem Vorgehen von Neumayer (2005) folgend, handelt es sich bei dieser Variable um die Summe der Indizes für politische Rechte und zivilgesellschaftliche Freiheit, die von Freedom House (2016) bereitgestellt werden. Beide Indizes werden anhand einer siebenstufigen Skala von 1 (*sehr gut*) bis 7 (*sehr schlecht*) gemessen. Zudem testen wir, wie stark das Konfliktlevel eines Herkunftslandes auf die Anerkennungsquote von Asylgesuchen wirkt. Mithilfe des Uppsala Conflict Data Projects werden den Herkunftsländern verschiedene Konfliktintensitäten zugewiesen von 0 (*kein Konflikt*), 1 (*geringer bewaffneter Konflikt*) bis 2 (*kriegerischer Konflikt*) (Gleditsch et al. 2002). Als geringer bewaffneter Konflikt gilt eine Auseinandersetzung, die zwischen 25 und 999 kon-

5 Außer für die Landesregierung in Baden-Württemberg von 2011 bis 2016, welche unter SPD-Beteiligung von den Grünen geführt wurde, handelt es sich bei allen weiteren CDU/CSU- bzw. SPD-Beteiligungen im untersuchten Zeitraum um CDU/CSU- bzw. SPD-geführte Landesregierungen. Für die Regierungszusammensetzung nach Bundesländer pro Jahr von 2010 bis 2015 lassen sich 26 CDU/CSU-Beteiligungen, 44 SPD-Beteiligungen sowie 26 Große Koalitionen ausmachen.

fliktbezogene Todesopfer zu verzeichnen hat; um einen kriegerischen Konflikt handelt es sich bei mindestens 1000 Todesopfern (Themnér 2015, S. 8). Neben ökonomischen und politischen Parametern des Herkunftslandes soll auch geprüft werden, ob die Verbreitung des Islams im Herkunftsland der Asylbewerber einen Effekt auf die Anerkennungsquote hat. An dieser Stelle wird der Vermutung nachgegangen, dass Asylsuchende aus Senderländern mit einem hohen Anteil an Muslimen eine geringere Anerkennungs Wahrscheinlichkeit aufweisen, da unter Umständen Ressentiments bezüglich deren Integrationsfähigkeit bestehen.

3.2 Methodische Vorgehensweise

Da die Daten als gepoolte Zeitreihe vorliegen, empfiehlt sich ein Paneldesign. Dadurch lassen sich je nach Modellspezifikation sowohl zeitspezifische als auch einheits-spezifische Effekte sowie Dynamiken identifizieren (Beck u. Katz 1995, S. 5; Halaby 2004, S. 507-508.; Plümper et al. 2005, S. 329). Häufig werden im Rahmen von Panelanalysen Fixed-Effects-Schätzer herangezogen; durch Differenzbildung lassen sich hierbei zeitkonstante unit-spezifische Komponenten eliminieren. Der Nachteil dieses Verfahrens ist, dass der Einfluss von zeitinvarianten Erklärungsvariablen nicht gezeigt werden kann (Beck u. Katz 2001, S. 492). Da jedoch in der vorliegenden Analyse unter anderem der direkte Einfluss des Herkunftslandes (Modell 6) gemessen werden soll, liefert der Fixed-Effects-Schätzer an dieser Stelle kein befriedigendes Verfahren. Zudem kann ein Fixed-Effects-Schätzer bei autoregressiven Modellen zu verzerrten Schätzungen führen (Beck u. Katz 2011, S. 342). Dem Vorteil des Fixed-Effects-Schätzers, nämlich Variableneffekte konsistent zu schätzen, auch wenn die länder-spezifische zeitkonstante Heterogenität mit den erklärenden Variablen korreliert, wird sich durch eine ausführliche Kontrolle für die Heterogenität der Bundesländer angenähert. Auch weist der Hausman-Test in den meisten Modellspezifikationen darauf hin, dass ein Random-Effects-Schätzer dem Fixed-Effects-Schätzer vorzuziehen ist. Clark und Linzer (2015) verweisen überdies darauf, dass Random Effects-Modelle bei einer kleinen Zahl von Fällen pro Einheit (in unserem Fall die Bundesländer) oft besser abschneiden.

Im Zuge eines Wooldridge Tests des untransformierten Modells hat sich gezeigt, dass eine serielle Korrelation im idiosynkratischen Fehlerterm des linearen Panelmodells auftritt. Der Wooldridge Test gilt bei angemessener Samplegröße als guter Test, um serielle Korrelation aufzudecken (Wooldridge 2002, S. 282). Ferner liefert er auch bei nicht-stationären Prozessen valide Ergebnisse (Drukker 2003, S. 168; Silvapulle u. Evans 1998, S. 51). Um für eine Autokorrelation erster Ordnung zu kontrollieren, wird das Modell daher mithilfe einer Prais-Winsten-Transformation geschätzt. Diese iterative Methode beruht auf einem FGLS-Schätzverfahren (Schmitt 2015, S. 416). Ein einheitlicher AR1-Prozess scheint in diesem Zusammenhang ausreichend, da nicht vermutet wird, dass die serielle Korrelation der Fehlerterme bundesländerspezifisch auftritt (Schneider 2007, S. 230).

Zudem wird die zeitverzögerte abhängige Variable als erklärende Variable hinzugezogen. Damit lassen sich nicht nur autoregressive Prozesse kontrollieren und auftretende Dynamiken im Modell besser erfassen, sondern es wird auch ein theoretischer Mehrwert geschaffen; schließlich wird erwartet, dass die Verwaltungs-

strukturen im BAMF über einzelne Jahre hinweg trotz Modernisierungsprozessen und einem stetigen Personalaufbau annähernd beständig blieben und damit auch die Entscheidungen einer gewissen Kontinuität unterliegen (Keele u. Kelly 2006, S. 23). Demnach wird folgendes Modell getestet:

$$y_{it} - (\beta_0 y_{it-1}) = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta (x_{kit} - \beta_0 x_{kit-1}) + (\epsilon_{it} - \beta_0 \epsilon_{it-1}),$$

wobei α den y-Achsenabschnitt und β_0 den Koeffizient der zeitverzögerten abhängigen Variablen y_{it-1} darstellt. Außerdem werden die weiteren unabhängigen Variablen ($\sum_{k=1}^K \beta (x_{kit} - \beta_0 x_{kit-1})$) erfasst. Deren Anzahl wird durch K wiedergegeben. Das Residuum wird über ϵ eingeschlossen (Plümper u. Troeger 2009, S. 267).

Zur Schätzung der Standardfehler wird auf einen geclusterten Sandwich-Schätzer zurückgegriffen. Unter der Annahme, dass eine Unabhängigkeit zwar zwischen den Beobachtungen in den einzelnen Bundesländern, nicht aber zwischen den Observationen innerhalb eines Bundeslandes besteht, erlaubt dieser Schätzer eine Korrelation innerhalb der Bundesländer (White 1980, S. 817; Williams 2000, S. 645).

Alle geschätzten Modelle kontrollieren für das jeweilige Jahr sowie die Anerkennungsquote und die eingegangenen Anträge aus dem Vorjahr. Modell 1 testet zusätzlich sozioökonomische Erklärungsfaktoren; das heißt das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf, die Bevölkerungszahl, das Wirtschaftswachstum, die Arbeitslosenquote und der Ausländeranteil werden auf ihren Einfluss auf die Anerkennungsquote hin überprüft. In Modell 2 werden mit der Schuldenlast pro Kopf und den Ausgaben für Asyl je Einwohner administrativ-kapazitive Variablen berücksichtigt. Das dritte Modell erfasst politische Kenngrößen. Dazu zählen die Variablen zur SPD- bzw. CDU/CSU-Beteiligung an der Landesregierung, zum Wahljahr, zum Anteil rechter Stimmen und zur Anzahl fremdenfeindlicher Übergriffe. Das Gesamtmodell (Modell 4) hat alle genannten Variablen zum Inhalt. In Modell 5 werden neben den Variablen des Gesamtmodells noch Strukturmerkmale der Herkunftsländer erfasst. Hierzu gehören das Bruttoinlandsprodukt des Senderlandes, dessen Konfliktlevel sowie das dortige Demokratielevel nach Freedom House. Darüberhinaus wird getestet, ob der Anteil der im Herkunftsland lebenden Muslime einen Einfluss auf die Anerkennungsquote hat. In Modell 6 wird anstelle der Strukturdaten wie in Modell 5 mithilfe von Dummyvariablen für die Herkunftsländer direkt kontrolliert.

4. Ergebnisse

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der longitudinalen Analyse der Determinanten der Anerkennungsquote von Asylgesuchen in den deutschen Bundesländern. Die Anerkennungsquote des Vorjahres weist für fast alle Modelle einen signifikant positiven Einfluss auf die aktuelle Anerkennungsquote auf, sodass vermutet werden kann, dass die Entscheider in ihrem Verhalten sowie die Verwaltungsstrukturen *per se* einer gewissen Kontinuität unterliegen. Des Weiteren hat sich im Gesamtmodell (Modell 4) herausgestellt, dass größere Bundesländer tendenziell eine höhere Anerkennungsquote verzeichnen als kleinere Bundesländer; dieser Zusammenhang gilt

auch dann, wenn für die Herkunft kontrolliert wird (Modell 6). Der Einfluss des Ausländeranteils liefert modellabhängig unterschiedliche Ergebnisse. Für Modell 6 zeigt sich zudem ein negativer, dynamischer Einfluss der Arbeitslosenquote auf die Chance, als Asylsuchender oder Flüchtling anerkannt zu werden; eine 1 Prozentpunkte höhere Arbeitslosenquote führt zu einer 0,8 Prozentpunkte geringeren Anerkennungsquote. Entgegen der ursprünglichen Annahme erweist sich in Modell 6 der Effekt des Wirtschaftswachstums auf die Anerkennungsquote als negativ. Die Datenanalyse widerlegt somit Hypothese 1, wonach eine bessere ökonomische Lage zu einer höheren Anerkennungs wahrscheinlichkeit führen sollte.

Tabelle 2: Bestimmungsgründe der Anerkennungsquote von Asylgesuchen in den deutschen Bundesländern, 2010-2015

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Sozio- ökonomie</i>	<i>Büro- kratie</i>	<i>Politik</i>	<i>Gesamt</i>	<i>Gesamt & Herkunfts- parameter</i>	<i>Gesamt & Herkunfts- dummies</i>
Anerkennungsquote _{t-1}	0,895*** (0,12)	0,736*** (0,11)	0,613*** (0,12)	0,277 (0,16)	0,921*** (0,02)	0,596*** (0,05)
Eingegangene Anträge in Tsd. _{t-1}	-0,002 (0,00)	-0,002* (0,00)	0,001 (0,00)	-0,005 (0,00)	-0,001 (0,00)	-0,002* (0,00)
BIP pro Kopf in Tsd. EUR _{t-1}	-0,000 (0,00)			0,000 (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,001 (0,00)
Bevölkerungszahl in Mio. _{t-1}	-0,001 (0,00)			0,013* (0,00)	0,002 (0,00)	0,004*** (0,00)
Wirtschaftswachstum _{t-1}	-0,011 (0,01)			-0,006 (0,00)	-0,007 (0,00)	-0,004* (0,00)
Arbeitslosenquote _{t-1}	-0,000 (0,00)			-0,003 (0,00)	-0,006 (0,00)	-0,008* (0,00)
Ausländeranteil _{t-1}	0,001 (0,00)			-0,007* (0,00)	-0,000 (0,00)	0,001 (0,00)
Schulden pro Kopf in Tsd. EUR _{t-1}		0,007* (0,00)		0,006** (0,00)	0,000 (0,00)	0,005** (0,00)
Asylaufgaben pro Kopf in EUR _{t-1}		-0,003* (0,00)		0,000 (0,00)	0,003*** (0,00)	0,001 (0,00)
Regierung SPD _{t-1}			-0,039 (0,03)	-0,011 (0,02)	-0,012 (0,01)	-0,022 (0,02)
Regierung CDU/CSU _{t-1}			-0,032 (0,02)	-0,033 (0,02)	-0,007 (0,01)	-0,023 (0,02)
Wahljahr			-0,019 (0,02)	-0,026 (0,01)	-0,000 (0,01)	0,005 (0,01)
Anteil rechter Stimmen _{t-1}			-0,010 (0,01)	-0,002 (0,01)	0,004 (0,01)	0,010 (0,01)
Log(fremdenfeindl. Übergriffe) _{t-1}			-0,038** (0,01)	-0,054*** (0,01)	-0,010 (0,01)	-0,004 (0,01)
BIP im Senderland					-0,000 (0,00)	
Konfliktlevel					0,012** (0,00)	

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sozio- ökonomie	Büro- kratie	Politik	Gesamt	Gesamt & Herkunfts- parameter	Gesamt & Herkunfts- dummies
Demokratielevel nach Freedom House					0,002*	
					(0,00)	
%Muslime im Senderland					0,022***	
					(0,01)	
Jahres-Dummys	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Herkunfts-Dummys	Nein	Nein	Nein	Nein	Nein	Ja
Konstante	0,102 (0,07)	0,027 (0,01)	0,259*** (0,06)	0,322** (0,09)	0,106 (0,05)	0,139* (0,06)
N	80	80	80	80	761	1092
R ² gesamt	0,8980	0,9138	0,9212	0,9508	0,8911	0,8695
P	-0,791	-0,108	-0,122	-0,270	-0,373	-0,044

Anmerkung: Prais-Winsten Regression. Die Standardfehler wurden geclustert nach Bundesländern berechnet. Die Tabelle zeigt die unstandardisierten Koeffizienten. In Klammern stehen die Standardfehler. Modell 5 und Modell 6 wurden mithilfe eines Bundesland-Herkunftsland-Dyaden-Datensatz⁶ erstellt.

* Statistische Signifikanz für 0,05-Level. ** Statistische Signifikanz für 0,01-Level. *** Statistische Signifikanz für 0,0001-Level.

Quelle: Eigene Darstellung nach Angaben des BAMF.

Das Bürokratiemodell (Modell 2) zeigt entgegen der vorhergehenden Erwartung, dass gerade Bundesländer mit einem höheren Schuldenstand eine signifikant höhere Anerkennungsquote im Folgejahr aufweisen. Diese fällt jedoch nur schwach aus, sodass eine zusätzliche Schuldenlast von 1000€ pro Einwohner zu einer 0,5 Prozent bis 0,7 Prozent höheren Anerkennungsquote führt. Dieser Effekt ist für drei Modellspezifikationen, darunter Modell 2, 4 und 6, signifikant. Für die Nettoausgaben nach dem Asylbewerberleistungsgesetz lässt sich kein eindeutiges Fazit ziehen. Während Modell 2 einen schwachen negativen Zusammenhang feststellt, wird in Modell 5 ein positiver Zusammenhang gemessen. Alle anderen Modellspezifikationen liefern keine signifikanten Ergebnisse. Dagegen lässt sich für das Bürokratiemodell (Modell 2) sowie das Gesamtmodell, das für die Herkunft kontrolliert (Modell 6), ein negativer, dynamischer Effekt der eingegangenen Anträge auf die Anerkennungsquote postulieren. Somit liegt die Vermutung nahe, dass die Entscheider, die als Agenten für die Legislative tätig sind, in diesem Fall tatsächlich

6 Der Bundesland-Herkunftsland-Dyaden-Datensatz ist nicht-balanciert und enthält die selben Variablen wie der Standarddatensatz (Modell 1-4) sowie eine Bundesland-Herkunfts-Dyaden-Variable und zusätzliche Herkunftsparameter. Zudem wurden Fälle von der Analyse ausgeschlossen, bei denen die Anerkennungsquote aus weniger als 30 Anträgen errechnet wurde. Damit soll sichergestellt werden, dass die Anerkennungs- bzw. Ablehnungsquote pro Bundesland, Jahr und Herkunftsland valide erstellt wurde. Außerdem löschten wir diejenigen Fälle, bei denen das Herkunftsland ungeklärt war.

ihren Handlungsspielraum nutzen, indem sie sich von administrativen Belastungen in ihrem Bundesland beeinflussen lassen und Asylanträge dadurch öfter negativ entscheiden. Eine umfassende Bestätigung der Hypothese 2 kann nicht stattfinden, da die Variable zur Schuldenlast entgegengesetzte Ergebnisse zeigt und die Asylaussagen je Einwohner keine stringenten Ergebnisse liefern.

Im Politikmodell (Modell 3) kann gezeigt werden, dass sich fremdenfeindliche Übergriffe in einem Bundesland unter bestimmten Umständen negativ auf die Anerkennungsquote auswirken. Dieser Effekt zeigt sich beständig für alle Modelle, die mit dem Standarddatensatz und damit ohne Kontrolle für die Herkunft gemessen wurden. Durch die Logarithmierung der Variablen zu fremdenfeindlichen Übergriffen muss eine Anpassung der Interpretation stattfinden; demgemäß lässt sich approximativ schätzen, dass eine Steigerung fremdenfeindlicher Übergriffe um eine Gewalttat zu einem Rückgang der Anerkennungsquote um circa 0,04 Prozent führt. Für Modell 5 und 6, in welchen zudem für Herkunftsparameter sowie die Herkunft *per se* kontrolliert wurde, ist der gefundene Effekt zwar weiterhin negativ, jedoch nicht mehr signifikant. Nichtsdestotrotz handelt es sich hierbei um ein aufschlussreiches Ergebnis, kann doch zumindest nicht vollständig ausgeschlossen werden, dass Entscheider in Bundesländern mit einem hohen Anteil an rechter Gewalt – wenn auch nur in geringem Maße – gegen Asylsuchende diskriminieren. Für alle anderen Variablen im Politikmodell lassen sich keine signifikanten Zusammenhänge postulieren. Das heißt, die Hypothese zum Effekt von CDU/CSU- bzw. SPD-Beteiligungen in den Landesregierungen, die zwar bivariat besteht, kann nicht bestätigt werden. Auch ein Einfluss einer Landesparlamentswahl lässt sich statistisch nicht nachweisen. Um sicherzustellen, dass Modelle 1 bis 4 trotz fehlender Kontrolle für die Herkunft gültige Ergebnisse liefern, wurden diese zudem separat für einzelne wichtige Herkunftsstaaten, darunter Afghanistan, Syrien und den Iran, getestet.⁷ Dabei zeigten sich vergleichbare Ergebnisse, sodass die Aussagekraft der ausgewiesenen Modelle gestützt wird.

Die Ergebnisse für die Herkunftsparameter (Modell 5) zeigen, dass ein höheres Niveau der politischen Gewalt im Senderland die Anerkennungsquote erhöht. Zudem wird deutlich, dass für Asylsuchende aus Staaten mit eingeschränkten zivilen Freiheiten und geringen politischen Rechten die Chance steigt, als Flüchtlinge anerkannt zu werden. Nicht bestätigen konnten wir die Vermutung, dass Asylsuchende aus muslimisch geprägten Senderländern diskriminiert werden; der Koeffizient ist im Gegenteil positiv und zeigt sich robust. Die Herkunftsdummys, die aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht in die Tabelle (Modell 6) aufgenommen wurden, haben sich größtenteils als haltvoll erwiesen. Das heißt, dass ein starker Einfluss des Herkunftslandes auf die Anerkennungswahrscheinlichkeit besteht.

7 Zum Teil sind die Ergebnisse für die einzelnen Herkunftsländer aufgrund der geringeren Fallzahl nicht mehr signifikant. Die Resultate der Modelle 1 bis 4 für Herkunftsländer, die *per se* eine sehr geringe Anerkennungsquote aufweisen wie beispielsweise Serbien oder Kosovo zeigen kaum signifikante Zusammenhänge. Dies lässt sich jedoch auf die sowieso geringe Variabilität der Anerkennungsquoten innerhalb der Bundesländer für diese Senderländer zurückführen.

Zur Validierung der Ergebnisse führen wir diverse Robustheitstests durch. Erstens werden die einzelnen Modelle nicht nur mit der Anerkennungsquote als unabhängige Variable geschätzt, sondern auch mit der Veränderung der Anerkennungsquote. Damit wird dem Umstand Rechnung getragen, dass der Harris-Tavalis Einheitswurzeltest auf die Nichtstationarität der abhängigen Variablen verwies (Harris u. Tzavalis 1999). Der Harris-Tzavalis Test ist vor allem für Daten mit kürzeren Zeitreihen geeignet und gilt auch, wenn keine Normalverteilung vorliegt (Hall u. Mairesse 2002, S. 458). Durch die Differenzbildung in der abhängigen Variable lässt sich ein nichtstationärer Prozess in einen stationären umwandeln (Beck u. Katz 2011, S. 342). Ein erneuter Harris-Tavalis Unit-Root Tests bestätigt nun Stationarität, das heißt, die Verteilung der Variablen, die die Veränderung der Anerkennungsquote erfasst, ist unabhängig von zeitlichen Verschiebungen. Die Ergebnisse dieser Modifikation stimmen außer für die gelagte Anerkennungsquote und das Bestimmtheitsmaß mit den Ergebnissen der ursprünglichen Analyse überein (siehe Tabelle A4 im Online-Anhang).

Als weitere Alternative wurden die Bestimmungsgründe der Anerkennungsquote von Asylgesuchen mithilfe eines Fehlerkorrekturmodells getestet. Damit werden nicht-stationäre Daten effizienter geschätzt. Außerdem lassen sich langfristige und kurzfristige Effekte simultan berechnen (de Boef u. Keele 2008, S. 189; Schmitt 2015, S. 416). Auch diese im Anhang berichtete Variante liefert vergleichbare Resultate und stützt damit die Ergebnisse der Prais-Winsten Regression.

Abschließend wird anstelle der Anerkennungsquote die Ablehnungsquote als abhängige Variable mithilfe einer Prais-Winsten Regression überprüft (siehe Tabelle A6 im Online-Anhang). Insgesamt erweisen sich hierbei weniger Variablen als statistisch signifikant und auch das Bestimmtheitsmaß deutet auf eine geringere Erklärungskraft der untersuchten Variablen hin. Dennoch zeigt sich erneut das Phänomen, dass ökonomisch florierende Länder eher diskriminieren; darauf weisen in einigen Modellspezifikationen das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf sowie die Schuldenlast je Einwohner hin. Auch bestätigen sich im Politik- und Gesamtmodell (Modell 3, 4) die signifikanten Effekte von fremdenfeindlichen Übergriffen. Zudem zeigt sich für Modell 6, welches unter anderem für die einzelnen Herkunftsländer kontrolliert, dass ein höherer Ausländeranteil die Ablehnungsquote verringert; dieses Ergebnis erweist sich als überaus robust. Es lässt sich daher festhalten, dass – entgegen der ursprünglichen Vermutung – in Bundesländern mit höherem Ausländeranteil eine positive Diskriminierung der Asylsuchenden nicht auszuschließen ist und damit die Kontakthypothese (Allport 1954) gestützt wird.

5. Fazit

In der aktuellen Flüchtlingsdebatte wird vor allem die Frage nach einer verstärkten europäischen Zusammenarbeit und damit einhergehend einer zunehmenden Harmonisierung der Asylpolitik innerhalb der Europäischen Union diskutiert. In diesem Artikel wurde jedoch deutlich, dass Differenzen in der Asylpraxis nicht nur zwischen den europäischen Mitgliedstaaten, sondern auch innerhalb von ihnen selber möglich sind. In Deutschland divergieren die Anerkennungsquoten zwischen den einzelnen Bundesländern zum Teil stark. Vor allem Bremen und das

Saarland weisen höhere Anerkennungsquoten auf. In Berlin und Sachsen ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein Asylgesuch positiv entschieden wird, dagegen signifikant niedriger. Auch bei Betrachtung einzelner Herkunftsstaaten haben sich große Unterschiede zwischen den Bundesländern erwiesen, sodass tatsächlich von einer Ungleichbehandlung der Asylsuchenden durch die Entscheider in den Außenstellen des BAMF gesprochen werden kann.

Um die Divergenzen zu erklären, wurde auf die Prinzipal-Agent-Theorie zurückgegriffen. Diese konstatiert, dass ein Interessenskonflikt zwischen dem zentralstaatlichen Prinzipal Bundesregierung bzw. Bundestag und den Agenten (Entscheider im BAMF) besteht. Inwiefern sich dieser Interessenskonflikt auf Unterschiede in der sozioökonomischen Struktur sowie auf administrativ-kapazitive und politische Bedingungen in den einzelnen Bundesländern zurückführen lässt, haben wir mithilfe eines Paneldesigns untersucht.

Aufgrund der Komplexität des Modells bei gleichzeitiger geringer Fallzahl sollten die Ergebnisse jedoch nur vorsichtig interpretiert werden. Schließlich reagiert das verwendete statistische Modell in dieser Konstellation sehr empfindlich auf kleine Abweichungen und zufällige Fehler (Steinberg 2007, S. 199). Auch Beck u. Katz (2011, S. 332) weisen darauf hin, dass die Analyse von komplexen, dynamischen Modellen mit einer Zeitreihe kürzer als 15 Jahre Probleme verursachen kann. Für weiterführende Forschungsarbeiten und fundiertere Ergebnisse empfiehlt sich eine Analyse mit einer längeren Zeitreihe. Da wir die Daten zu den Asylentscheidungen erst auf briefliche Nachfrage erhielten, stellt unsere Analyse einen ersten Schritt zur statistischen Durchdringung eines für längere Zeit wohl wichtigen Politikfeldes dar.

Die Resultate haben gezeigt, dass einige sozioökonomische Parameter Erklärungskraft besitzen. Bundesländer mit einer größeren Einwohnerzahl haben tendenziell eine höhere Anerkennungsquote. Eine höhere Arbeitslosenquote deutet dagegen – zumindest in der Modellspezifikation, die für das Herkunftsland kontrolliert – auf eine geringere Anerkennungsrate hin. Auch hat sich herausgestellt, dass administrativ-kapazitive Größen die Entscheider in den Außenstellen des BAMF beeinflussen können. Schließlich lässt die Tatsache, dass die Anzahl an eingegangenen Asylanträgen aus dem Vorjahr negativ auf die Anerkennungsquote wirken, darauf schließen, dass sich die Entscheider in ihrem Handeln zumindest partiell von bürokratischen Überlastungen lenken lassen. Paradoxerweise sind es jedoch Bundesländer mit einer höheren Schuldenlast pro Einwohner, die eine höhere Anerkennungswahrscheinlichkeit verzeichnen. Des Weiteren zeigt sich in Bundesländern mit einer größeren Anzahl an letztjährigen fremdenfeindlichen Übergriffen eine geringere Anerkennungsquote im Folgejahr. Das bedeutet, eine rechtsextreme Stimmung innerhalb eines Bundeslandes könnte sich tatsächlich auf die Entscheider in den Außenstellen des BAMF auswirken.

Folglich lässt sich zusammenfassen, dass durch den dezentralen Vollzug im Asylrecht ein Potenzial zur Diskriminierung entsteht, das auch teilweise von den Entscheidern in den Außenstellen des BAMF in den einzelnen Bundesländern genutzt wird. Um eine faire Behandlung der Asylbewerber in ganz Deutschland zu garantieren, müsste die Politik effektive Maßnahmen ergreifen und den Handlungs- und Interpretationsspielraum der Entscheider weiter einschränken. Eine

Ungleichbehandlung ist vor allem auch deshalb problematisch, weil die Asylsuchenden keine Chance haben, die Außenstelle des BAMF, die über ihr Gesuch entscheidet, selbst zu wählen (Schammann 2015, S. 30). Das heißt, sie können einer tatsächlichen Diskriminierung kaum entkommen.

Literatur

- Alesina, Alberto, und Enrico Spolaore. 2003. *The Size of Nations*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Allport, Gordon W. 1954. *The Nature of Prejudice*. Cambridge: Perseus Books.
- Angenendt, Steffen. 2015. Wege zu einer kohärenten Politik. *Aus Politik und Zeitgeschichte* 65: 8-17.
- Asylgesetz in der Fassung vom 24.10.2015.
- Aumüller, Jutta, und Carolin Bretl. 2008. *Lokale Gesellschaften und Flüchtlinge: Förderung von sozialer Integration. Die kommunale Integration von Flüchtlingen in Deutschland*. http://www.ehrenamtsbibliothek.de/literatur/pdf_828.pdf. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Avdan, Nazli. 2014. Do asylum recognition rates in Europe respond to transnational terrorism? The migration-security nexus revisited. *European Union Politics* 15: 445-471. DOI: 10.1177/1465116514534908.
- BAMF. 2015. *Das deutsche Asylverfahren – ausführlich erklärt*. https://www.bamf.de/SharedDocs/Anlagen/DE/Publikationen/Broschueren/das-deutsche-asylverfahren.pdf?__blob=publicationFile. Zugegriffen: 10.10.2016.
- BAMF. 2016a. *Mehr Asylanträge in Deutschland als jemals zuvor*, 06.01.2016. <http://www.bmi.bund.de/SharedDocs/Pressemitteilungen/DE/2016/01/asylantraege-dezember-2015.html>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- BAMF. 2016b. *Asylzahlen*. <http://www.bamf.de/DE/Infothek/Statistiken/Asylzahlen/asylzahlen-node.html>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- BAMF. 2016c. *Rechtsmittel gegen die Entscheidung*. <http://www.bamf.de/DE/Fluechtlingschutz/AblaufAsylv/Rechtsmittel/rechtsmittel-node.html>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Beck, Nathaniel, und Jonathan N. Katz. 1995. What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data. *The American Political Science Review* 89: 634-647.
- Beck, Nathaniel, und Jonathan N. Katz. 2001. Throwing out the Baby with the Bath Water: A Comment on Green, Kim, and Yoon. *International Organization* 55: 487-495. DOI: 10.1162/00208180151140658.
- Beck, Nathaniel, und Jonathan N. Katz. 2011. Modeling Dynamics in Time-Series-Cross-Section Political Economy Data. *Annual Review of Political Science* 14: 331-352. DOI: 10.1146/annurev-polisci-071510-103222.
- Benz, Arthur. 2009. *Politik in Mehrebenensystemen*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Binder, Jens, Hanna Zagefka, Rupert Brown, Friedrich Funke, Thomas Kessler, Amelie Mummendey, Annemie Maquil, Stephanie Demoulin und Jacques-Philippe Leyens. 2009. Does contact reduce prejudice or does prejudice reduce contact? A longitudinal test of the contact hypothesis among majority and minority groups in three European countries. *Journal of Personality and Social Psychology* 96: 843-856.
- Bogumil, Jörg, Jonas Hafner, und Sabine Kuhlmann. 2016. Verwaltungshandeln in der Flüchtlingskrise. Vollzugsdefizite und Koordinationschaos bei der Erstaufnahme und der Asylantragsbearbeitung. *Die Verwaltung* 49: 289-300. DOI: 10.3790/verw.49.2.289.

- Braun, Dietmar. 2003. Dezentraler und unitarischer Föderalismus. Die Schweiz und Deutschland im Vergleich. *Swiss Political Science Review* 9: 57-89.
- Clark, Tom S., und Drew A. Linzer. 2015. Should I Use Fixed or Random Effects? *Political Science Research and Methods* 3: 399-408. DOI: 10.1017/psrm.2014.32.
- Cook, Brian J., und B. Dan Wood. 1989. Principal-Agent Models of Political Control of Bureaucracy. *American Political Science Review* 83: 965-978.
- de Boef, Suzanna, und Luke Keele. 2008. Taking Time Seriously. *American Journal of Political Science* 52: 184-200.
- Deutscher Bundestag. 2015. *Rechtsstellung und Befugnisse der Härtefallkommission nach dem Asylverfahrensbeschleunigungsgesetz*. WD3 – 3000 – 322/15. <https://www.bundestag.de/blob/411962/f845ca73347f4d049cd98ed633d27cfa/wd-3-322-15-pdf-data.pdf>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Drukker, David M. 2003. Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal* 3: 168-177.
- Ellermann, Antje. 2006. Street-level Democracy: How Immigration Bureaucrats Manage Public Opposition. *West European Politics* 29: 293-309.
- Europäische Kommission. 2014a. *Das Gemeinsame Europäische Asylsystem*. http://ec.europa.eu/dgs/home-affairs/e-library/docs/ceas-fact-sheets/ceas_factsheet_de.pdf. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Europäische Kommission. 2014b. *A Descriptive Analysis of the Impacts of the Stockholm Programme 2010-2013*. http://ec.europa.eu/dgs/home-affairs/what-we-do/networks/european_migration_network/reports/docs/annual-policy/2013/emn_descriptive_analysis_stockholm_2010_to_2013_final_22may2014.pdf. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Eurostat. 2016. *Erstinstanzliche Entscheidungen über Asylanträge nach Staatsangehörigkeit, Alter, Geschlecht. Jährlich Aggregierte Daten (gerundet) [migr_asydcfsta]*. <http://ec.europa.eu/eurostat/web/asylum-and-managed-migration/data/database>. Zugegriffen: 10.10.2016
- Fischer, Sebastian, Floorian Gathmann, Maximilian Gerl, Frank Kalinowski, Dawood Ohdah, und Anna Reimann. 2016. Umgang mit Flüchtlingen – der Bundesländer-Vergleich. *Spiegel-Online*. <http://www.spiegel.de/politik/deutschland/fluechtlinge-so-organisieren-die-bundeslaender-die-lage-a-1078809.html>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Freedom House. 2016. *Freedom in the World Comparative and Historical Data*. New York: Freedom House.
- Genesis. 2015. *Arbeitslose, Arbeitslosenquoten, Gemeldete Arbeitsstellen: Bundesländer, Jahre*. https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/link/tabellen/13211*. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Genfer Flüchtlingskonvention (GFK) (Original: Abkommen über die Rechtsstellung der Flüchtlinge) in der Fassung vom 28.06.1951.
- Gesetz zur Umsetzung der Richtlinie 2011/95/EU in der Fassung vom 28.08.2013.
- Gleditsch, Nils P., Peter Wallensteen, Mikael Eriksson, Margareta Sollenberg, und Havard Strand. 2002. Armed Conflict 1946-2001: A New Dataset. *Journal of Peace Research* 39: 615-637.
- Guild, Elspeth. 2006. The Europeanisation of Europe's Asylum Policy. *International Journal of Refugee Law* 18: 630-651.
- Hafer, Catherine, und Dimitri Landa. 2007. Public Goods in Federal Systems. *Quarterly Journal of Political Science* 2: 253-275.

- Hailbronner, Kay, und Daniel Thym. 2016. Legal Framework for EU Asylum Policy. In *EU Immigration and Asylum Law*, Hrsg. Kay Hailbronner, und Daniel Thym, 1023-1053. München: C. H. Beck.
- Hainmueller, Jens, Dominik Hangartner, und Duncan Lawrence. 2016. When lives are put on hold. Lengthy asylum processes decrease employment among refugees. *Science Advances* 2: e1600432-e1600432. DOI: 10.1126/sciadv.1600432.
- Halaby, Charles N. 2004. Panel Models in Sociological Research. Theory into Practice. *Annual Review of Sociology* 30: 507-544.
- Hall, Bronwyn H., und Jacques Mairesse. 2002. Testing for Unit Roots in Panel Data. An Exploration Using Real and Simulated Data. In *Identification and Inference for Econometric Models. Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Hrsg. Donald W. K. Andrews, und James H. Stock, 451-475. New York: Cambridge University Press.
- Harris, Richard D. F., und Elias Tzavalis. 1999. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics* 91: 201-226.
- Hellmann, Gunther, Rainer Baumann, Monika Bösche, und Benjamin Herborth. 2005. De-Europeanization by Default? Germany's EU Policy in Defense and Asylum. *Foreign Policy Analysis* 1: 143-164.
- Henkes, Christian. 2008. Integrationspolitik in den Bundesländern? In *Die Politik der Bundesländer. Staatstätigkeit im Vergleich*, Hrsg. Achim Hildebrandt, und Frieder Wolf, 113-136. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hesse, Joachim Jens, und Wolfgang Renzsch. 1991. Zehn Thesen zur Entwicklung und Lage des deutschen Föderalismus. In *Föderalstaatliche Entwicklung in Europa*, Hrsg. Joachim J. Hesse, und Wolfgang Renzsch, 29-48. Baden-Baden: Nomos.
- Hirsland, Katrin. 2015. Aktuelle Zahlen und Entwicklungen. *Aus Politik und Zeitgeschichte* 65: 17-25.
- Holzer, Thomas, und Gerald Schneider. 2002. *Asylpolitik auf Abwegen. Nationalstaatliche und europäische Reaktionen auf die Globalisierung der Flüchtlingsströme*. Opladen: Leske und Budrich.
- Holzer, Thomas, Gerald Schneider, und Thomas Widmer. 2000a. The impact of legislative deterrence measures on the number of asylum applications in Switzerland (1986-1995). *International Migration Review* 34: 1182-1216.
- Holzer, Thomas, Gerald Schneider, und Thomas Widmer. 2000b. Discriminating Decentralization. *Journal of Conflict Resolution* 44: 250-276.
- Keele, Luke, und Nathan J. Kelly. 2006. Dynamic Models for Dynamic Theories: The Ins and Outs of Lagged Dependent Variables. *Political Analysis* 14: 186-205.
- Keith, Linda Camp, Jennifer S. Holmes, und Banks P. Miller. 2013. Explaining the Divergence in Asylum Grant Rates among Immigration Judges. An Attitudinal and Cognitive Approach. *Law & Policy* 35: 261-289. DOI: 10.1111/lapo.12008.
- Klusmeyer, Douglas B., und Demetrios G. Papademetriou. 2009. *Immigration Policy in the Federal Republic of Germany. Negotiating Membership and Remaking the Nation*. New York: Berghahn Books.
- Leubecher, Marcel. 2016. Ein Bundesland schiebt so gut wie gar nicht ab. welt.de. <https://www.welt.de/politik/deutschland/article151995020/Ein-Bundesland-schiebt-so-gut-wie-gar-nicht-ab.html>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Manning, Willard G., und John Mullahy. 2001. Estimating log models: to transform or not to transform? *Journal of Health Economics* 20: 461-494.

- Marx, Reinhard. 2016. Diskriminierung im Zuwanderungs- und Flüchtlingsrecht. In *Handbuch Diskriminierung*, Hrsg. Albert Scherr, Aladin El-Mafaalani, und Emine Gökçen Yüksel, 1-16. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- McLaughlin, Milbrey W. 1987. Learning from Experience. Lessons from Policy Implementation. *Educational Evaluation and Policy Analysis* 9: 171-178.
- Münch, Ursula. 1993. *Asylpolitik in der Bundesrepublik Deutschland: Entwicklung und Alternativen*. Opladen: Leske und Budrich.
- Neumayer, Eric. 2005. Asylum Recognition Rates in Western Europe. Their Determinants, Variation, and Lack of Convergence. *Journal of Conflict Resolution* 49: 43-66.
- Niskanen, William A. 1975. Bureaucrats and politicians. *Journal of Law and Economics* 18: 617-643.
- Plümper, Thomas, und Vera E. Troeger. 2009. Fortschritte in der Panelanalyse. Alternativen zum de facto Beck-Katz-Standard. In *Methoden der vergleichenden Politik- und Sozialwissenschaft. Neue Entwicklungen und Anwendungen*, Hrsg. Susanne Pickel, Gert Pickel, Hans-Joachim Lauth, und Detlef Jahn, 263-276. Wiesbaden: VS Verlag.
- Plümper, Thomas, Vera E. Troeger, und Philip Manow. 2005. Panel data analysis in comparative politics. Linking method to theory. *European Journal of Political Research* 44: 327-354.
- Reich, Gary, und Jay Barth. 2012. Immigration Restriction in the States: Contesting the Boundaries of Federalism? *The Journal of Federalism* 42: 422-448. DOI: 10.1093/publius/pjs025.
- Richtlinie 2011/95/EU. 2011. *Richtlinie des Europäischen Parlaments und des Rates vom 13.12.2011*. <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2011:337:0009:0026:de:PDF>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Richtlinie 2013/32/EU. 2013. *Richtlinie des Europäischen Parlaments und des Rates vom 26.06.2013*. <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2013:180:0060:0095:DE:PDF>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Riker, William H. 1964. *Federalism. Origin, operation, significance*. Boston: Little, Brown and Company.
- Salehyan, Idean, und Marc R. Rosenblum. 2008. International Relations, Domestic Politics, and Asylum Admissions in the United States. *Political Research Quarterly* 61: 104-121.
- Schammann, Hannes. 2015a. Wenn Variationen den Alltag bestimmen. Unterschiede lokaler Politikgestaltung in der Leistungsgewährung für Asylsuchende. *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft* 9: 161-182. DOI: 10.1007/s12286-015-0267-4.
- Schammann, Hannes. 2015b. Flüchtlingspolitik im Föderalismus. *Aus Politik und Zeitgeschichte* 65: 25-31.
- Schmitt, Carina. 2015. Makro-quantitative Methoden. In *Handbuch Policy-Forschung*, Hrsg. Georg Wenzelburger, und Reimut Zohlnhöfer, 409-428. Wiesbaden: VS Verlag.
- Schneider, Christina J. 2007. Political opportunism and budget deficits in the West-German Länder. *Politische Vierteljahresschrift* 48: 221-242.
- Schuppert, Gunnar F. 2012. Föderalismus und Governance. In *Handbuch Föderalismus – Föderalismus als demokratische Rechtsordnung und Rechtskultur in Deutschland, Europa und der Welt*, Hrsg. Ines Härtel, 223-250. Berlin: Springer.
- Scott, Penelope. 2014. Black African asylum seekers' experience of health care access in an eastern German state. *International Journal of Migration, Health and Social Care* 10: 134-147. DOI: 10.1108/IJMHS-11-2013-0043.

- Silvapulle, Paramsothy, und Merran Evans. 1998. Testing for serial correlation in the presence of dynamic heteroscedasticity. *Econometric Reviews* 17: 31-55.
- Spiro, Peter J. 2001. Federalism and immigration: models and trends. *International Social Science Journal* 53: 67-73.
- Spörndli, Markus, Thomas Holzer, und Gerald Schneider. 1998. Diener dreier Herren? Kantonalbehörden und die Vollzugsvielfalt der arbeitsmarktlichen Bestimmungen im schweizerischen Asylrecht. *Swiss Political Science Review* 4: 53-77.
- Statista. 2016. *Anzahl der politisch motivierten Gewalttaten mit rechtsextremistischem Hintergrund in Deutschland von 2009 bis 2015 nach Bundesländern*. <https://de.statista.com/statistik/daten/studie/4707/umfrage/rechtsextreme-gewalt-in-den-bundeslaendern/>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder. 2015. *Bruttoinlandsprodukt, Bruttowertschöpfung in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland, 1991-2015*. <http://www.statistikportal.de/Statistik-Portal/publ.asp#Gesamtrechnungen>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Statistisches Bundesamt. 2016a. *Arbeitslosenzahlen*. https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/link/tabellen/13211*. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Statistisches Bundesamt. 2016b. *Bevölkerungsstand*. <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Bevoelkerung/Bevoelkerungsstand/Bevoelkerungsfortschreibung.html>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Statistisches Bundesamt. 2016c. *Ausländische Bevölkerung*. <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Bevoelkerung/MigrationIntegration/AuslaendBevoelkerung.html>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Statistisches Bundesamt. 2016d. *Schulden beim nicht-öffentlichen Bereich je Einwohner*. <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/logon?language=de&sequenz=tabelleErgebnis&selectionname=71321-0007>. Zugegriffen: 10.10.2016.
- Statistisches Bundesamt. 2016e. *Nettoaussgaben nach dem Asylbewerberleistungsgesetz*, Wiesbaden.
- Steinberg, Paul F. 2007. Causal Assessment in Small-N Policy Studies. *Policy Studies Journal* 35: 181-204.
- Tekin, Funda. 2016. Europapolitische Prioritäten Deutschlands in den Bereichen Innere Sicherheit, Asyl- und Einwanderungspolitik. In *Handbuch zur deutschen Europapolitik*, Hrsg. Katrin Böttger, und Mathias Jopp, 340-353. Baden-Baden: Nomos.
- Themnr, Lotta. 2015. UCDP/PRIO Armed Conflict Dataset Codebook. Centre for the Study of Civil Wars, International Peace Research Institute. Oslo: PRIO.
- Thränhardt, Dietrich. 2001. Zuwanderungs- und Integrationspolitik in föderalistischen Ländern. In *Integrationspolitik in föderalistischen Systemen*, Hrsg. Lale Akgün, und Dietrich Thränhardt, 15-34. Münster: Lit Verlag.
- Toshkov, Dimiter. 2014. The dynamic relationship between asylum applications and recognition rates in Europe (1987-2010). *European Union Politics* 15: 192-214. DOI: 10.1177/1465116513511710.
- Toshkov, Dimiter, und Laura de Haan. 2013. The Europeanization of asylum policy. An assessment of the EU impact on asylum applications and recognitions rates. *Journal of European Public Policy* 20: 661-683. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/13501763.2012.726482>.
- Verordnung (EU) Nr. 604/2013 des Europäischen Parlaments und des Rates in der Fassung vom 26.06.2013.

- Vink, Maarten, und Frits Meijerink. 2003. Asylum Applications and Recognition Rates in EU Member States 1982-2001. A Quantitative Analysis. *Journal of Refugee Studies* 16: 297-315.
- Weingast, Barry R. 1995. The economic role of political institutions: market-preserving federalism and economic development. *Journal of Law, Economics, and Organization* 11: 1-31.
- Weltbank. 2016. *World Development Indicators*. Washington, DC: World Bank.
- Wendel, Kay. 2014. *Unterbringung von Flüchtlingen in Deutschland. Regelungen und Praxis der Bundesländer im Vergleich*. PRO ASYL. https://www.proasyl.de/wp-content/uploads/2014/09/Laendervergleich_Unterbringung_2014-09-23_02.pdf. Zugegriffen: 10.10.2016.
- White, Halbert. 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.
- Williams, Rick L. 2000. A Note on Robust Variance Estimation for Cluster-Correlated Data. *Biometrics* 56: 645-646.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

Autorenangaben

Lisa Riedel
Fachbereich für Politik und Verwaltungswissenschaft
Universität Konstanz
78457 Konstanz
E-Mail: lisa.riedel@uni-konstanz.de

Prof. Dr. Gerald Schneider
Fachbereich für Politik und Verwaltungswissenschaft
und Graduiertenschule für Entscheidungswissenschaften (GSDS)
Universität Konstanz
78457 Konstanz
E-Mail: gerald.schneider@uni-konstanz.de