Institut für Soziologie
Methoden der empirischen Sozialforschung
Matrikel: 2672061
E-Mail: sabrinaroski@web.de
Leipzig, 14. Juli 2014

Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt

Eine Replikation des Papers: Granato, Nadia, und Frank Kalter. 2001. Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt. KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 53:497-520.

Bachelorarbeit

zur Erlangung des akademischen Grades Bachelor of Arts

vorgelegt von

Sabrina Roski

Inhaltsverzeichnis

Abstract 2

1. Einführung 3

2. Relevanz von Replikationen 4

3. Theoretischer Hintergrund 6

3.1 Unterinvestition in Humankapital 6

3.2 Diskriminierungsprozesse 9

3.3 Aktueller Forschungsstand 10

4. Review Granato und Kalter (2001) 13

4.1 Fragestellung 14

4.2 Methoden 14

4.3 Ergebnisse 15

5. Replikationsanalyse 16

5. 1 Datengrundlage 16

5.2 Stichprobe 17

5.3 Variablenbildung 18

5.4 Modellbildung 21

5.5 Ergebnisse 22

6. Diskussion 30

8. Anhang 39

9. Selbstständigkeitserklärung 44

Abstract

Die Zuwanderer aus den ehemaligen Anwerbeländern und ihre Nachkommen sind auf dem deutschen Arbeitsmarkt anhaltend schlechter gestellt. Dabei sind viele der damaligen Ursachen, die zu Ungleichheit führten, heute nicht mehr gegeben. Für diese Ungleichheit lassen sich zwei mögliche Ursachen skizzieren: Zum einen könnten die Ungleichheiten Diskriminierungsprozessen und zum anderen der Unterinvestition in Humankapital geschuldet sein (Granato und Kalter 2001, S. 497). Auf Grundlage der Daten des Mikrozensus von 1996 untersuchen Granato und Kalter (2001) mittels statistischer Analyse die Ursache der ethnischen Ungleichheit. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Daten eindeutig auf Bildungsunterschiede als Ungleichheitsprozesse hindeuten – also die Unterinvestition von Humankapital in Form von Bildung.

Die im Folgenden ausgearbeitete Replikation als Methode intersubjektiver Nachprüfbarkeit soll die Gütekriterien Reliabilität und Validität, und somit auch die Generalisierbarkeit einer wissenschaftlichen Arbeit, prüfen. Auf Grundlage derselben Daten (Mikrozensus 1996) wird die Untersuchung von 2001 rekonstruiert und wiederholt. Einführend werden auf die Relevanz von Replikationen in den Sozialwissenschaften eingegangen und die dem Paper zugrunde liegenden Hauptannahmen dargelegt. Anschließend folgt eine Review zum Paper, in der die verwendeten Methoden beleuchtet und eine kurze Erläuterung der daraus resultierten Ergebnisse gegeben werden. Schließlich wird die Replikationsanalyse nebst Diskussion ausgearbeitet. Die Ergebnisse der Replikation bestätigen die Ergebnisse von Granato und Kalter (2001) weitestgehend.

1. Einführung

Migration und speziell die Entwicklung der deutschen Arbeitsmigration in Folge der Anwerbeabkommen[1] sind ein für die Sozialwissenschaften äußerst relevantes Thema, welches häufig den Untersuchungsgegenstand empirischer Sozialforschung bildet (Brenke und Neubecker 2013; Brücker 2003; Derfler und Bešić 2013; Granato 2003; Haas et al. 2013; Herwig und Konietzka 2012; Hönekopp et al. 2002; Schittenhelm 2004).

So steht auch bei Granato und Kalter (2001)[2] eine Fragestellung im Vordergrund, die sich mit den Folgen dieser Arbeitsmigration auseinandersetzt. Insbesondere wird sich mit der Problematik beschäftigt, dass Gastarbeiter und ihre Nachkommen auf dem deutschen Arbeitsmarkt anhaltend schlechtere Positionen einnehmen als Deutsche. Anhand deskriptiver Statistiken stellen Granato und Kalter fest, dass die Anteile von Arbeitern und Angestellten unter deutschen und ausländischen Beschäftigten im Vergleich zwischen 1962 und 1996 zwar gleiche Tendenzen in ihrer Entwicklung zeigen, jedoch immer noch drastische Unterschiede bestehen. Festzuhalten ist, dass der Angestelltenanteil bei Migranten in 30 Jahren von 10,2 auf 29,1 Prozent anstieg, der Angestelltenanteil unter den Deutschen jedoch nach wie vor auf einem deutlich höheren Niveau verbleibt. Granato und Kalter folgern, „dass Migranten zwar in etwa gleichem Umfang wie die Deutschen von der Strukturveränderung des Arbeitsmarktes profitieren konnten, sich die Chancenungleichheit in Bezug auf die Besetzung von Angestelltenpositionen jedoch nicht verringert hat“. Die 1962 herrschende Lage, dass unter den Migranten ein Arbeiteranteil von 89,8 Prozent bestand, sei mit dem Prinzip der „Unterschichtung“ des Arbeitsmarktes erklärbar: Unterschichtung ist eine Folge der spezifischen Anwerbung von niedrigqualifizierten Arbeitern mit zumeist niedrigem formalem Bildungsniveau, die sich in den unteren Ebenen der sozialstrukturellen Hierarchie ansiedeln (Geißler 2006, S. 249).

Die wirtschaftliche Lage Deutschlands und auch der Arbeitsmarkt haben sich seither

[1] Die Anwerbeabkommen der Bundesrepublik Deutschland wurden zwischen 1955 und 1968 mit Italien, Spanien, Griechenland, Türkei, Marokko, Portugal, Tunesien und Jugoslawien abgeschlossen (Eichenhofer 2012, S. 135). Aus dem starken Wirtschaftswachstum in der Bundesrepublik resultierte ein Fachkräftemangel, der durch die Abkommen gesättigt werden sollte. Die Aufenthaltsdauer der türkischstämmigen Arbeitsmigranten wurde anfangs auf zwei Jahre festgeschrieben (Pries 2013, S. 67). Zunehmend jedoch ließ die „Rückkehrorientierung“ der Gastarbeiter aufgrund struktureller Veränderungen nach und viele der Arbeitsmigranten siedelten sich dauerhaft in der Bundesrepublik an (Krumme 2004, S. 141). Die Politik der Bundesrepublik hat auf dieses Phänomen lange kaum und später nur zögerlich mit integrativen Maßnahmen auf diese Strukturveränderung reagiert (Pagenstecher 1996, S. 153).

[2] Wenn nicht weiter vermerkt, ist in den folgenden Ausführungen immer zu dieser Studie Bezug genommen.

jedoch verändert. Aufgrund der wirtschaftlichen Strukturveränderungen und damit einhergegangenen Branchenverschiebung ist der Bedarf an niedrig qualifizierter Arbeit in den letzten Dekaden gesunken (Leicht und Stockmann 1993, S.246). Auch hat sich durch den Anwerbestopp 1973 die Struktur der Migranten sowie der Immigration verändert und wird seither von „Familiennachzug“ geprägt (Haug 2000, S. 177). Auf Basis dieser Veränderungen lässt sich die anhaltende ethnische Chancenungleichheit im Arbeiter- und Angestelltensegment nur schwer erklären, denn die gestiegenen Anteile von Migranten in Angestelltenpositionen aufgrund der Entwicklung des deutschen Arbeitsmarktes bilden keinen ausreichenden Indikator für real gestiegene Chancen. Aufgrund der Humankapitalthese und Diskriminierungstheorie wird in der Untersuchung geprüft, welcher der beiden Ansätze die Problematik plausibel erklärt.

Das Paper von Granato und Kalter eignet sich besonders gut als Replikationsvorlage, da es sich thematisch mit einer umfassend untersuchten Problematik beschäftigt und darüber hinaus den Anforderungen an die statistischen Kenntnisse eines Bachelorstudierenden genügt. Ferner ergibt sich in diesem Fall nicht die Problematik bezüglich des Zugangs zu den Daten, da diese extern beim Statistischen Bundesamt (Forschungsdatenzentrum[3]) angefordert werden können.

2. Relevanz von Replikationen

In der empirischen Sozialforschung gibt es einige Beispiele (darunter der Coleman-Report[4]), in denen durch Sekundäranalysen und Replikationen Fehler in Studien aufgedeckt wurden. So konnte beim Coleman-Report eine Unstimmigkeit am Befund des Mitschülereffektes aufgezeigt werden (Cain und Watts 1970, S. 228). Dieser beschreibt den Einfluss von Mitschülern auf die Leistungen der anderen Schüler, lässt sich methodisch aufgrund anderer Effektgrößen wie Schule, Gemeinschaft et cetera jedoch nur schwer isolieren (OECD 2004, S.109). Anhand einer Sekundäranalyse mit den von Coleman erhobenen Daten wurde später festgestellt, dass es bei der Berechnung des Effektes zu einem Fehler kam und daher Zweifel am positiven Einfluss auf die Leistung von Mitschülern in Abhängigkeit anderer Schüler besteht (Cain und

[3] s. Abschnitt 5.1

[4] Der Coleman-Report war eine im Jahr 1964 durch den US-Kongress angeordnete Untersuchung zur Chancengleichheit im Bildungswesen in Bezug auf Hautfarbe, Religion und Nationalität. Leiter des Projekts war der Soziologe James S. Coleman, der mit seiner Forschungsgruppe insgesamt 4000 Schulen mit 632.000 Schülern untersuchte (Diekmann 2011, S. 41).

Watts 1970, S. 239). Laut Diekmann (2011) zeigt dieses Beispiel auf, wie wichtig weitere empirische Studien zur Prüfung einer Hypothese sind, wenn es darum geht, die Gültigkeit einer Theorie festzustellen. Durch die erneute Überprüfung von Hypothesen soll daher nicht eine fehlerhafte Arbeitsweise des durchführenden Wissenschaftlers impliziert werden, sondern viel mehr die intersubjektive Nachprüfbarkeit sichergestellt und somit auch eine stärkere Aussagekraft von Theorien angestrebt werden. Durch diese Methode können gleichermaßen mögliche Mängel aufgedeckt und bestenfalls bereinigt werden.

In den Sozialwissenschaften werden Replikationen vergleichsweise selten durchgeführt (Meinefeld 1985, S. 308). Zum einen liegt es daran, dass replizierte Studien gemeinhin als nicht originell gelten, da bereits von anderen Forschern erstellte Designs und Daten verwendet werden (Brüderl 2008, S. 8; Diekmann 2011, S. 70). Zum anderen werden Wiederholungsarbeiten häufig als Angriff gegen die Arbeitsethik der Forschenden aufgefasst, sodass eine mögliche Konfliktsituation resultieren könnte (Diekmann 2011, S. 70). Hinzu kommt, dass Replikationen eine sehr geringe Publikationswahrscheinlichkeit aufweisen, da Artikel in Fachzeitschriften tendenziell neue Forschungsergebnisse beinhalten statt bereits veröffentlichte Studien zu evaluieren (Mok et al. 2014, S. 3). Dieser Mechanismus hat zur Folge, dass weniger Ressourcen zur Anfertigung von Replikationsstudien investiert werden, da diese – im Hinblick auf den Forschungswettbewerb – wenige Erfolgsaussichten bergen. Insgesamt lässt sich festhalten, dass Replikationen also weniger als Eigenleistung sondern mehr als Kritik an wissenschaftlicher Arbeit aufgefasst werden und daher kaum Anreize zu Wiederholungsarbeiten gegeben sind.

Die Relevanz von Replikationen lässt sich aus gegebenen Mechanismen jedoch deutlich herausstellen: Aufgrund der niedrigen Replikationsquote werden wissenschaftliche Arbeiten selten überprüft (Meinefeld 1985, S. 308). Bei einer möglichen Fälschung werden also die Kosten im Sinne einer Enthüllung verringert, während der Nutzen in Form von Ergebnissen in optima forma und erhöhter Publikationswahrscheinlichkeit steigt (Brüderl 2008, S. 5). Eine weitere Schwierigkeit besteht darin, an die in den Studien verwendeten Daten zu gelangen, da viele Wissenschaftler ihre Erhebungen nicht öffentlich zugänglich machen (Freese 2007, S. 156). Um Wissenschaftlichkeit gewährleisten zu können, sind Replikationen daher dringend notwendig. In anderen Disziplinen wie beispielsweise der Sozialpsychologie oder Ökonomie haben Replikationen einen weitaus höheren Stellenwert als in der Soziologie (Mok et al. 2014; Freese 2007, S. 155). Ursache dafür sind strengere Publikationsvorschriften für Autoren und auch häufiger veröffentlichte Sekundär- und Wiederholungsstudien in Fachzeit-

schriften dieser Disziplinen (Freese 2007, S. 156).

Ein weiterer Anreiz zur Anfertigung von Replikationen stellt sich für Studierende und Doktoranden im Erlenen wissenschaftlichen Arbeitens dar (Mok et al. 2014, S. 3). Eine Wiederholungsstudie bietet auf vielfältigen Leistungsstufen die Möglichkeit, eine durch den Originalartikel angeleitete Studie selbstständig durchführen zu können. Die Bereiche Theoriebildung, Methoden, Datenanalyse sowie das wissenschaftliche Schreiben werden durch die Arbeit an einer Replikation abgedeckt. Es ergeben sich also die Vorteile, dass Studien vergleichsweise kostengünstig wiederholt werden können und die Beteiligten gleichzeitig einen angemessenen Nutzen davon tragen. Für eine Bachelorarbeit bietet sich daher die Replikation eines Artikels an, der bisherige Studieninhalte abdeckt und somit vollkommen selbstständig bearbeitet werden kann. Die vorliegende Arbeit soll Anreiz geben, in den Sozialwissenschaften und insbesondere der Soziologie die Replikation als Methode intersubjektiver Nachprüfbarkeit zu etablieren.

3. Theoretischer Hintergrund

Granato und Kalter vermuten zwei mögliche Ursachen der Persistenz ethnischer Ungleichheit. Zum einen könnten die Ungleichheiten aufgrund einer ungleichen Ausstattung mit für die Positionierung relevanten Kapitalien zwischen Deutschen und Arbeitsmigranten erklärt werden. Zum anderen könnten die Benachteiligungen in einem ungleichen Ertrag für ausländische Bewerber mit gleichen Kapitalien im Vergleich zu Deutschen gründen. Diese Ursachen werden im Folgenden näher beleuchtet. In Abschnitt 3.1 werden mögliche Erklärungen zur Ursache ungleicher Humankapitalausstattungen zwischen Deutschen und Migranten gegeben. In Abschnitt 3.2 werden Ansätze zu verschiedenen Diskriminierungstheorien erörtert. Anschließend werden diese beiden Erklärungsansätze mit aktuellen Forschungsinhalten ergänzt.

3.1 Unterinvestition in Humankapital

Der Humankapitalthese liegt die Annahme zugrunde, dass für die Chancenungleichheit zwischen Migranten und Deutschen auf dem Arbeitsmarkt eine Ungleiche Ausstattung mit für die Positionierung relevanten Kapitalien verantwortlich ist (Granato und Kalter 2001, S. 500). Es stellt sich also die Frage, warum Arbeitsmigranten in Deutschland unter Umständen durchschnittlich niedrigeres Humankapital aufweisen. „Humankapital bedeutet nach der OECD-Definition Wissen, Qualifikationen, Kompetenzen und sonstige Eigenschaften, die dem Einzelnen eigen sind und es ihm ermöglichen, persönliches, soziales und wirtschaftliches Wohl-

ergehen zu erzeugen“ (Keeley 2008, S. 33). Es bildet einen zentralen Bestandteil der heutigen Wachstumsgesellschaft und wird häufig messbar gemacht. Beispielsweise stellen die formalen Bildungsabschlüsse eine Eigenschaft von Humankapital dar, die auf dem Arbeitsmarkt einen transparenten Vergleichsrahmen zwischen Bewerbern schaffen soll. Sie sind eine für Arbeitgeber häufig gewählte Form der Einschätzung von Fähigkeiten eines potentiellen Arbeitnehmers, da die tatsächliche Evaluation der Produktivität nur unter hohen Kosten erfolgen kann. Der Vergleich formaler Bildungsniveaus bietet eine schnelle Lösung zur Einschätzung der erwarteten Produktivität und Fertigkeit des potentiellen Arbeitnehmers. So gilt beispielsweise laut Screening-Hypothese bei steigenden formalen Bildungsabschlüssen gleichzeitig die Annahme steigender Produktivität im Beruf (Arrow 1973, S. 194).

Zur Erklärung, warum Migranten tendenziell niedrigeres Humankapital aufweisen, lassen sich zunächst drei Grundmechanismen nennen:

(1) Die in den 1950er Jahren von der Bundesrepublik initiierte Anwerbung von Arbeitskräften aus dem Ausland erfolgte recht selektiv, da die beruflichen und schulischen Qualifikationen der Personen aus den Herkunftsgesellschaften meist ein niedrigeres Niveau aufwiesen. Einerseits, da die spezifische Nachfragesituation der Bundesrepublik Deutschland sich durch den Bedarf meist niedrigqualifizierter Arbeit kennzeichnete. Und andererseits, weil ein generelles Bildungsgefälle zwischen Aufnahme- und Herkunftsländern bestand (Brücker et al. 2013, S. 267).

(2) Humankapital ist spezifisch, das heißt es ist von bestimmten Kontexten beziehungsweise Randbedingungen abhängig (Granato und Kalter 2001, S. 501). Ändert sich der Kontext beispielsweise im Falle eines Umzuges ins Ausland, so geht damit auch ein Teil des im Heimatland erworbenen Humankapitals verloren. Dazu gehören Sprachkenntnisse, kulturelle Praktiken oder auch länderspezifisches Wissen (Bildungs-, Wirtschafts- und Sozialsystem).

(3) Ein weiterer Unterschied der Humankapitalien könnte in verschiedenen Präferenzen der Arbeitsmarktteilnehmer liegen. Die anfänglichen Rückkehrabsichten der Arbeitsmigranten können daher die Neigung, in spezifisches Humankapital zu investieren, verringert haben. Auf Seiten der Arbeitgeber könnte diese Rückkehrorientierung ebenfalls die Bereitschaft, in jene Arbeitnehmer zu investieren, gehemmt haben. Die durch diese Hemmung resultierenden Benachteiligungen können unter dem Stichwort „Alternativrollen“ zusammengefasst werden (Granato und Kalter 2001, S. 501).

Eine Verstärkung der drei Grundmechanismen kann durch Segmentation begünstigt werden. Segmentationsprozesse beschreiben dabei die Zerteilung des Arbeitsmarktes in ge-

schlossene interne Teilmärkte (Doeringer und Piore 1978, S.25). Interne Arbeitsmärkte zeichnen sich durch von dem Betrieb fest vorgegebene Karrieremuster (Hierarchie) und das Prinzip der Seniorität aus. Zwischenbetrieblicher Mobilität wird in diesem Konzept eine eingeschränkte Rolle zugeschrieben, da „Einstiegspositionen am unteren Ende der Firmenhierarchie zu erwarten“ sind (Granato und Kalter 2001, S. 502). Für Arbeitsmigranten stellt dieses Konzept zwei Hürden dar: Einerseits hemmt das Prinzip der Seniorität mit Hinblick auf die Rückkehrorientierung die Investitions- beziehungsweise Beförderungsneigung in den Betrieben und andererseits sind die Einstiegspositionen für Migranten zunehmend am unteren Ende der Firmenhierarchie zu erwarten. Die Segmentation des Arbeitsmarktes begünstigt somit die Effekte selektiver Migration, spezifischen Humankapitals und möglicher Alternativrollen.

Die Theorien der Humankapitalthese bezogen sich bislang ausschließlich auf die erste Generation der nach Deutschland eingewanderten Arbeiter. Es lässt sich mit Vererbungstheorien erklären, wie sich die geringeren Humankapitalausstattungen der Migranten erster Generation auf ihre Nachkommen vererbt haben und so auch möglicherweise zum Merkmal dieser Gruppe wurden (Granato und Kalter 2001, S. 503). Die Bildungsentscheidungen oder auch Investitionsneigungen von Nachkommen werden entscheidend durch das Bildungskapital der Eltern mitbestimmt (Hillmert 2012, S. 325). So kann spezifisches Wissen der Eltern über das Bildungssystem oder auch die bloße Hilfe bei den Hausaufgaben großen Einfluss auf Bildungserfolge und auch –entscheidungen von Kindern haben. Dieses spezifische Wissen oder auch die Erfahrungen sind bei Arbeitsmigranten häufig eingeschränkt. Die Nachkommen können daher nicht in gleichem Maße vom Bildungskapital der Eltern profitieren wie Kinder von Eltern, die in Deutschland aufgewachsen sind. Granato und Kalter nennen darüber hinaus einige Untersuchungen, die aufgrund von Vererbungsprozessen nicht nur eine Verlangsamung der Anpassung an das Bildungsniveau des Aufnahmelandes, sondern sogar eine vollkommene Reproduktion des Humankapitals ethnischer Gruppen vorstellbar machen. Diese Untersuchungen machen die Humankapitaltheorie auch für die Nachkommen von Arbeitsmigranten plausibel.

Es lässt sich festhalten, dass durch die Grundmechanismen für die Ungleichverteilung von Humankapital und auch die segmentierte Struktur des Arbeitsmarktes sowie Vererbungsprozesse eine mögliche Theorie für die Persistenz ungleich verteilter Humankapitalien für Migranten gegeben ist. Hierbei ist jedoch zu beachten, dass die Thesen der Humankapitaltheorie mögliche Diskriminierungsprozesse schon während des Bildungserwerbs nicht ausschließt.

3.2 Diskriminierungsprozesse

Wenn die gleiche Ausstattung von Kapitalien auf dem deutschen Arbeitsmarkt für Migranten zu ungleichen Erträgen führt, lassen sich Diskriminierungsprozesse vermuten. Diskriminierung definiert sich dadurch, dass askriptive Merkmale einer Person bei kontrollierter Produktivität negativen Einfluss auf ihre Arbeitsmarktchancen haben (Granato und Kalter 2001, S. 505). Askriptive Merkmale beschreiben dabei Eigenschaften, die einer Person extern zugeschrieben werden und keinen direkten Einfluss auf die Arbeitsqualität haben. Beispiele askriptiver Merkmale sind Geschlecht, Herkunft, Religion oder auch Ethnie. Der Begriff der Produktivität gibt in dieser Definition ein Problem auf, da er sich in zweierlei Hinsicht interpretieren lässt. Eine Möglichkeit stellt dar, Produktivität rein auf die Arbeitsqualifikationen für das spezifische Berufsfachgebiet zu beschränken. Eine weitere Möglichkeit der Interpretation ist die Erweiterung des Begriffes auf alle für die Ausführung des Berufes relevanten Faktoren (zum Beispiel Sprachfähigkeiten, kulturelle Praktiken, aber auch Alternativrollen für den Arbeitgeber). Wirkt ein askriptives Merkmal über eine Drittvariable (zum Beispiel Sprachfähigkeiten), so hängt der Befund einer Diskriminierung größtenteils davon ab, ob diese Drittvariablen kontrolliert werden – also unter den Bereich der Produktivität fallen – oder nicht (Skrobanek 2007, S. 118). Granato und Kalter stellen drei Ansätze vor, die Diskriminierung sehr direkt anhand askriptiver Merkmale definieren, um dem Problem der Produktivität weitestmöglich zu entgehen:

(1) Im Falle einer Monopson-Situation kann Lohndiskriminierung auftreten, wenn das Arbeitsangebot aufgrund eines askriptiven Merkmals – beispielsweise der Ethnie – in Gruppen unterteilt werden kann. Unter der Annahme gruppenunterschiedlicher Preiselastizitäten des Angebots ist die Wahl des Arbeitgebers für die Gruppe mit der niedrigsten Preiselastizität ökonomisch am sinnvollsten (Granato und Kalter 2001, S. 505). Es handelt sich in diesem Fall um Lohndiskriminierung, da die Unterteilung in die Gruppen aufgrund eines askriptiven Merkmals vorgenommen wurde.

(2) Im Modell der „tastes for discrimination“ von Gary S. Becker (1971) werden ethnische Präferenzen (sogenannte „tastes“) von Arbeitgebern und auch Arbeitnehmern beschrieben. Aus Vorurteilen entstehen ethnische Präferenzen und somit die Tendenz, bestimmte Gruppen zu bevorzugen. Diese Präferenzen sowohl negativer als auch positiver Hinsicht gehen dann in die Nutzenfunktionen der Akteure ein und führen dazu, dass nicht nur Arbeitgeber, sondern auch Arbeitnehmer oder sogar Kunden diskriminierende Akteure darstellen können (Hinz und Auspurg 2010, S. 137). Mit dem Hinweis auf vollkommene Konkurrenz wurde kritisiert, dass

Akteure mit ethnischen Präferenzen mit der Zeit vom Markt gedrängt werden müssten, da die Durchsetzung dieser höhere Lohnkosten verursachen (Hinz und Auspurg 2010, S. 137). Ein neuerer Ansatz der „tastes for discrimination“ beinhaltet die Berücksichtigung der Suchkosten für eine Position (Black 1995). Wenn für einen potentiellen Arbeitnehmer die Suchkosten für einen Arbeitsplatz aufgrund präferenzenorientierter Arbeitgeber höher sind als für andere Bewerber, so profitieren durch diesen Nachteil Arbeitgeber ohne Präferenzen. Aufgrund der niedrigeren Preiselastizität einer Gruppe von Bewerbern haben somit diejenigen Arbeitgeber einen Vorteil, die ursprünglich gar keine ethnischen Präferenzen aufwiesen.

(3) Annahmen über statistische Diskriminierung besagen, dass die Produktivität einer Person nur mit hohen Informationskosten zu ermitteln ist. Wenn sich Bewerber aufgrund eines Merkmals in distinkte Gruppen einteilen lassen, werden sie daher häufig aufgrund der leichter zugänglichen Informationen über ihre Gruppenzugehörigkeit eingeschätzt und bewertet (Hinz und Auspurg 2010, S. 137). Wie bereits Abschnitt 3.1 entnehmbar, ist die formale Bildung ein häufig gewählter „günstiger“ Indikator. Häufig werden jedoch askriptive Merkmale als Indikatoren für die Produktivität eines Bewerbers herangezogen. So dienen häufig ein auf Erfahrungswerten beruhender Mittelwert einer Gruppe, die Risikobereitschaft des Arbeitgebers oder auch Leistungstests mit verschiedener Aussagekraft für die jeweilige Gruppe als Schätzer für die individuelle Produktivität einer Person (Granato und Kalter 2010, S. 507). Kritik bezüglich der inhaltlichen Anwendung fällt dahingehend aus, dass die Fehleinschätzung einer Gruppe oder auch mögliche Ursachen für die Unterschiede zwischen Gruppen weiteren Erklärungsbedarf offen lassen. Dem Problem statistischer Diskriminierung liegt also ein vorgelagerter Mechanismus zugrunde, den es zu erklären gilt.

Granato und Kalter stellen das Präferenzenmodell sowie monopsonistische Diskriminierung als mögliche Erklärungsansätze für die Ursache ethnischer Ungleichheit auf dem Arbeitsmarkt heraus. Ferner betonen sie, dass dem Präferenzenmodell ethnische Vorurteile zugrunde liegen, die es näher zu untersuchen gelte. Des Weiteren sei die Voraussetzung für monopsonistische Diskriminierung eine Monopson-Situation gepaart mit Elastizitätsunterschieden.

3.3 Aktueller Forschungsstand

Auch aktuellere Studienergebnisse zeigen, dass Migranten nach wie vor schlechtere Positionen auf dem deutschen Arbeitsmarkt einnehmen als Deutsche (Seibert 2008). Durch die strukturelle Veränderung und den Wegfall industrieller Arbeitsplätze verschob sich auch für Mig-

ranten das Berufsfeld mehr auf das Angestelltensegment. Trotzdem waren Arbeitsmigranten überproportional stark von Arbeitslosigkeit betroffen, da sie ursprünglich vor allem für ungelernte Berufe angeworben wurden (Kogan 2004; Leicht und Stockmann 1993). Ferner wurde auch in den letzten Jahren immer wieder eine Benachteiligung gerade für türkischstämmige Migranten sowohl in der Ausbildung als auch in Erwerbspositionen festgestellt (Fincke 2008; Seibert 2008). Für Migranten zweiter Generation lassen sich auf dem Arbeitsmarkt jedoch generelle Verbesserungen der Chancen im Vergleich zur ersten Generation feststellen (Fincke 2008, Granato 2003). Neuere Studien ergeben ebenfalls, dass sich Bildungsrückstände bei Migranten auf Faktoren sozialer Herkunft zurückführen lassen, die aufgrund von Vererbungsprozessen an die Nachkommen zweiter Generation weitergegeben werden und dadurch Ungleichheitsstrukturen verfestigen (Becker und Schubert 2011; Geißler 2006; Seibert 2011). So ergeben sich für Migranten zweiter Generation trotz gleicher beruflicher Abschlüsse verglichen mit den Deutschen noch immer schlechtere Arbeitsmarktchancen (Seibert 2008). In den folgenden Ausarbeitungen wird zu den zwei skizzierten Theorien je eine aktuelle Studie vorgestellt. Insbesondere die Studie von Herwig und Konietzka (2012) nimmt direkten Bezug zu der von Granato und Kalter entwickelten Untersuchung und soll an dieser Stelle ebenfalls Erwähnung finden.

In den letzten Jahren wurde eine Reihe themenverwandter Studien veröffentlicht, die Ungleichheiten für Migranten aufgrund verschiedener Bildungsniveaus behandeln (Becker und Beck 2012; Gresch 2012). Hunkler (2010) ermittelt in seiner Untersuchung mit den Daten des sozioökonomischen Panels (GSOEP) der Jahre 1984 bis 2007 unter Anwendung einer Ereignisdaten-Analyse, dass auch für Migranten zweiter Generation noch Benachteiligungen beim Übergang von der Schule in die Ausbildung bestehen. Unter Berücksichtigung der Bildungsniveaus bleiben Türken die Gruppe mit dem höchsten Unterschied im Vergleich zu Deutschen (Hunkler 2010, S. 233). Er sieht Erklärungsbedarf darin, dass andere Jugendliche mit Migrationshintergrund zwar ein ähnliches Bildungsniveau, jedoch höhere Übergangsraten aufweisen als türkischstämmige Jugendliche. Diese Residualeffekte stellen für Hunkler nicht zwangsläufig einen Hinweis auf Diskriminierung, sondern vorerst nur einen zu erklärenden Unterschied dar (Hunkler 2010, S. 234). In weiteren Modellen werden die Effekte Aufnahmeland-spezifischer Kapitalien und der sozialen Herkunft kontrolliert, um weitere Ursachen dieser Benachteiligung eruieren zu können. Aufgrund der Ergebnisse folgert Hunkler, dass Kenntnisse der Aufnahmelandsprache (in diesem Fall Deutsch) als produktive Ressource gewertet werden können und die Hauptursache für den Rückgang der Residualeffekte darstellt

(Hunkler 2010, S. 244). Als Ursache für diesen Rückgang zieht Hunkler in Betracht, dass mangelnde Sprachkenntnisse bei Migranten zu ineffizienten Suchstrategien nach Ausbildungsplätzen führen könnten. Auch nach Kontrolle dieser Indikatoren bleiben für junge Männer türkischer Herkunft noch Residualeffekte bestehen. Hunkler sieht im Bestehenbleiben dieser Effekte verstärkt einen Hinweis auf statistische Diskriminierung für männliche Türken beim Zugang zu Ausbildungsplätzen, wenn divergente Übergangsstrategien für Deutsche und Migranten ausgeschlossen werden können (Hunkler 2010, S. 246).

Studien mit Bezug zu den vorangegangenen Diskriminierungstheorien sind seit der Veröffentlichung von Granato und Kalter publiziert worden und haben neue Erkenntnisse zu möglichen Diskriminierungsprozessen hervor bringen können (Haas et al. 2013; Hirsch und Jahn 2012). Skrobanek (2007) definiert für seine Untersuchung eine Diskriminierungsthese, die den weiten Begriff der Produktivität beinhaltet. Somit schließt er nicht nur die Bildung in seine Analyse ein sondern auch die Sprachkompetenzen und berufsbezogenen Pläne der untersuchten Personen. Mit den Daten des Überganspanels des Deutschen Jugendinstitutes analysiert Skrobanek die Positionierung von Hauptschülern mit und ohne Migrationshintergrund im Anschluss an die Schule. Es stellt sich trotz der Kontrolle von Produktivität, berufsbezogenen Plänen und auch Sprachkompetenzen noch ein Einfluss des Merkmals Migrationshintergrund bei der Positionierung an der ersten Schwelle (Übergang von der Schule in das Berufsleben) heraus. Skrobanek kommt zu dem Ergebnis, dass selbst bei annähernd gleicher Produktivität schlechtere Chancen für Migranten im Vergleich zu Deutschen bestehen (Skrobanek 2007, S. 131). Er sieht darin die notwendige Bedingung für mögliche Diskriminierungsprozesse gegeben. Weiter seien jedoch die hinreichenden Bedingungen für den Beweis dieser noch nicht vollständig erfüllt. Daher wird auf eventuelle weitere Analysen zur Verfestigung der Ergebnisse verwiesen. Auch Skrobanek deutet wie schon Granato und Kalter auf die Ursachen der Diskriminierung hin, die ebenfalls Erklärungsbedarf aufgeben. Das abschließende Ergebnis ist, dass trotz der nicht vollständig erfüllten hinreichenden Bedingung eindeutige Diskriminierungsspuren an der ersten Schwelle festzustellen sind.

Mit der von Herwig und Konietzka (2012) entwickelten Untersuchung ist in Anlehnung an Granato und Kalter eine Studie veröffentlicht worden, die sich besonders auf die strukturelle Ebene der Positionen von Migranten bezieht. In der Untersuchung werden die Mikrozensen von 1976 und 2008 hinsichtlich struktureller Veränderungen für Arbeitsmigranten und ihre Nachkommen analysiert und verglichen. Eine weitere Neuerung stellt der Periodenvergleich dar, der anhand von Kohorten gemessen und aufgrund der Annahme eines lan-

gen Prozesses der Eingliederung von Arbeitsmigranten unternommen wird (Herwig und Konietzka 2012, S. 295). Neben den strukturellen Faktoren wie Klassenposition werden auch individuelle Variablen wie berufliche Qualifikation, Herkunftsland und Generationenzugehörigkeit in das Modell eingebunden. Ziel dieser Untersuchung ist es, die Veränderung der Erwerbschancen von Migranten durch Trennlinien in den Klassenlagen aufdecken zu können. Herwig und Konietzka kommen zu dem Ergebnis, dass sich die Klassenpositionen der Migranten vom Arbeitersegment hin zu Dienstklassen, einfachen sowie qualifizierten Angestellten und Selbstständigen verbessert haben (Herwig und Konietzka 2012, S. 311). Ebenso wird eine Angleichung der Chancen für Migranten zweiter Generation mit beruflicher Ausbildung oder akademischem Abschluss für qualifizierte Berufspositionen festgestellt. Dennoch sei gerade für türkischstämmige Migranten eine überdurchschnittlich hohe Erwerbstätigkeit zu betonen. Die ansonsten häufig berichtete Benachteiligung türkischer Migranten in Angestellten beziehungsweise Arbeiterpositionen kann anhand der Ergebnisse von Herwig und Konietzka nicht nachgewiesen werden (Herwig und Konietzka 2012, S. 312)[5]. Herwig und Konietzka kommen zu dem Schluss, dass trotz des strukturell angestiegenen Niveaus des Arbeitsmarktes keine allgemeine Chancenverbesserung für Migranten im Vergleich zu Deutschen stattfand, sondern die Chancen nach strukturellen Positionen auf dem Arbeitsmarkt variieren (Herwig und Konietzka 2012, S. 311).

Insgesamt lässt sich festhalten, dass sich die Situation für Migranten auf dem Arbeitsmarkt auch in den letzten Jahren verbessert hat, aber noch keine strukturelle Angleichung an das deutsche Niveau zu verzeichnen ist. Die Ergebnisse scheinen darüber hinaus an einigen Stellen uneinig, was auf verschiedene Theorien und insbesondere auf Unterschiede bei den Daten sowie Methoden zurückzuführen ist.

4. Review Granato und Kalter (2001)

In diesem Kapitel werden die theoretischen Ausführungen zur Untersuchung in den für die empirische Analyse relevanten Kontext gebracht. Nachdem die Forschungsfrage bestimmt wird, folgen konkrete Festlegungen zum Forschungsdesign und eine anschließende kurze Zusammenfassung der Resultate von Granato und Kalter.

Dr. Nadia Granato forscht zu ethnischer Bildungsungleichheit und selektiver Migration am Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES) der Universität Mann-

[5] Zu diesem Resultat wird auf mögliche spezifische Populationseffekte verwiesen.

heim. Im Jahr 2003 veröffentlichte sie ihre Dissertation zum Thema „Ethnische Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt“. Prof. Dr. Frank Kalter lehrt an der Universität Mannheim allgemeine Soziologie und beschäftigt sich in seiner Forschungstätigkeit verstärkt mit Migration, Integration und ethnischen Konflikten, Methoden der empirischen Sozialforschung, Rational Choice Theorie und räumlicher Mobilität. Er ist Direktor und Projektleiter des MZES.

4.1 Fragestellung

Granato und Kalter entwickeln ihre Fragestellung aus der Problematik, warum sich trotz der positiven Entwicklungen die Chancen der Migranten noch nicht denen der Deutschen angenähert haben. Sie vermuten, dass die Ursachen ethnischer Ungleichheit entweder dem Arbeitsmarkt vorgelagert sind – dies würde für die Humankapitalthese plädieren – oder in Form direkter Benachteiligung durch relevante Akteure auf dem Arbeitsmarkt vorliegen. Aufgrund dieser Überlegungen ergibt sich die Forschungsfrage:

Lässt sich die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt mit Diskriminierung oder Unterinvestition in Humankapital erklären?

4.2 Methoden[6]

Aufgrund dieser Fragestellung – und um diese angemessen untersuchen zu können – ergeben sich Konsequenzen für das Design der empirischen Analyse der Arbeitsmarktsituation. Ob Humankapital oder Diskriminierung als Ursache der Ungleichheit festzumachen sind, lässt sich durch den Vergleich zweier Modelle mit und ohne Berücksichtigung des Humankapitals operationalisieren. Der für die Untersuchung gewählte Bezugsrahmen von Humankapital wird anhand formeller Bildungsabschlüsse definiert. Lässt sich in einem Modell mit Bildungskontrolle eine Verringerung der Nationalitäteneffekte feststellen, so sind diese mit der Humankapitalthese erklärbar. Wenn in einem Modell mit Bildungskontrolle jedoch nach wie vor Effekte vorhanden sind, so kann man diese Resteffekte einer möglichen Diskriminierung zuordnen. Für die erste Generation von Arbeitsmigranten sind auftretende Resteffekte aufgrund historisch begründeter Ungleichheiten (Sprach- und Kulturunterschiede, Entwertung, Rückkehrorientierung, Motivationslagen, Segmentation), die sich über die Zeit hinweg erhalten haben, zu erwarten (Granato und Kalter 2001, S. 508). Den tatsächlichen Untersuchungsgegenstand bilden daher die Nachkommen der ersten Generation, da die historisch bedingten Strukturen für diese Gruppe nicht mehr aktuell sind und die Bildung im Aufnahmeland statt-

[6] Ausführliche Aufzeichnungen zur Analyse in Abschnitt 5

gefunden hat. Wenn sich also Resteffekte für Migranten zweiter Generation herausstellen, sind diese ein verstärkter Hinweis für mögliche Diskriminierungsprozesse. Ergeben sich nach der Bildungskontrolle nur noch sehr geringe Effekte für die zweite Generation, so lassen sich die ethnischen Unterschiede auf dem Arbeitsmarkt anhand systematischer Unterinvestition in Bildung und auch Vererbungsprozessen erklären. Die Daten des Mikrozensus (aus dem Jahr 1996) bieten sich zu einer statistischen Analyse der Fragestellung besonders gut an, da sie strukturspezifische Daten sowie eine besonders hohe Stichprobe beinhalten.

Um die Positionierung von Migranten und Deutschen zu vergleichen, wird die abhängige Variable Arbeiter = 1 und Angestellter = 0 gewählt. Des Weiteren werden sowohl für das Angestellten- als auch Arbeitersegment zwei weitere abhängige Variablen definiert, welche die Stellungen innerhalb dieser Bereiche nach Qualifizierung aufteilt. Daher werden drei Modelle gebildet, welche die Positionierung auf dem Markt insgesamt und jeweils nach Qualifikation im Segment vergleicht. Insgesamt ergeben sich sechs Modelle, da jedes Modell mit und ohne Berücksichtigung der Bildung berechnet wird. Die unabhängigen Variablen bilden Alter, Bildung, Geschlecht sowie Nationalität gekreuzt mit Generation. Die Nationalitäten setzen sich aus den klassischen Anwerbestaaten Griechenland, (Ex)Jugoslawien, Türkei, Spanien, Portugal und Italien zusammen. Zur Berechnung der Modelle 1 und 2 (Positionierung mit und ohne Bildungskontrolle) bietet sich eine multivariate Regressionsanalyse an. Da es sich in diesem Fall um eine dichotome abhängige Variable handelt, wird an dieser Stelle auf die logistische Regression zurückgegriffen. Die Modelle 3, 4, 5 und 6 werden anhand einer ordinalen Regression berechnet, da die abhängige Variable einem ordinalen Skalenniveau entspricht.

4.3 Ergebnisse

Granato und Kalter kommen zu dem Ergebnis, dass die Nachwirkungen der selektiven Migration, der Entwertung des spezifischen Humankapitals und eventueller Alternativrollen aufgrund des segmentierten Arbeitsmarktes deutlich festzustellen sind. Auch für Migranten zweiter Generation hat sich die ethnische Ungleichheit vererbt, sogleich die Unterschiede zu den Deutschen dabei wesentlich geringer ausfallen. Jedoch nähern sich in den Modellen mit Bildungskontrolle die Chancen für Migranten zweiter Generation größtenteils denen der Deutschen an. Eine Ausnahme bilden dabei türkischstämmige Erwerbstätige, die in allen Modellen trotz Berücksichtigung der Bildung noch Benachteiligung aufweisen. Im Angestelltensegment sind die Resultate nicht ganz eindeutig, da sich die Chancen auf höhere Positionen nur für die

Hälfte der Nationalitäten auf einem ähnlichen Niveau wie für Deutsche bewegen. Es lässt sich zusammenfassen, dass Humankapital als Ursache ethnischer Ungleichheit auf dem Arbeitsmarkt ein erklärendes Modell darstellt. Deutlich anzumerken sei jedoch auch, dass neben Humankapital noch andere Mechanismen wirken, die gerade im Angestelltensegment mögliche Hinweise auf Diskriminierungsprozesse sein könnten und die es genauer zu untersuchen gilt.

5. Replikationsanalyse

Den Hauptteil der Arbeit bildet die im Folgenden modellierte Replikationsanalyse. Nachdem sowohl der theoretische Hintergrund als auch die aus der Originalstudie stammenden Ergebnisse aufgearbeitet und erläutert wurden, werden in den folgenden Ausführungen die einzelnen Arbeitsschritte der statistischen Analyse ausführlich dargestellt. Anhand dieser Untersuchung lässt sich anschließend zeigen, inwiefern die Ergebnisse von Granato und Kalter haltbar sind oder ob es gegebenenfalls zu Problemen bei der Rekonstruktion der Analyseschritte kam. Es handelt sich hierbei um eine Replikationsanalyse, da sowohl die Hypothese als auch die Methoden und Daten auf der Originalstudie beruhen. Beginnend mit der Datengrundlage und Ziehung der relevanten Stichprobe wird im nächsten Schritt die Generierung der Variablen erläutert. Darauf folgt eine detaillierte Ausführung zur Modellbildung mit abschließender Diskussion und einem Vergleich der Ergebnisse. Die in der Analyse erstellten Statistiken wurden mit Hilfe der IBM Software SPSS Statistics Version 21 berechnet.

5. 1 Datengrundlage

Die Datengrundlage zur statistischen Analyse der Hypothese bildet der Mikrozensus 1996. Der Mikrozensus ist eine repräsentative 1%-Bevölkerungsstichprobe der Bundesrepublik Deutschland und wird jährlich von der amtlichen Statistik durchgeführt (Hartmann 1989, S. 6). Die Statistik umfasst rund 800.000 Personen in circa 350.000 Haushalten und stellt Daten zur erwerbsstatistischen und sozio-demographischen Lage der Bevölkerung zur Verfügung (Lechert und Schmidt 2000, S. 2). Aufgrund seiner hohen Stichprobengröße und der daraus resultierenden Repräsentativität für die deutsche Bevölkerung eignet sich der Mikrozensus sehr gut zur Überprüfung sozialwissenschaftlicher Fragestellungen (Schimpl-Neimanns 1998, S.92). Durch die in der Stichprobe enthaltenen spezifischen Erwerbsinformationen der Befragten eignet sich der Mikrozensus in diesem Fall besonders, da diese Informationen zur Überprüfung der Hypothese relevant sind. Ferner handelt es sich bei den in der Originalstudie

verwendeten Daten um das Scientific-Use-File (SUF), das vom „Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen“ (ZUMA[7]) in Mannheim bereitgestellt wird. Bei diesem SUF handelt es sich um eine bereinigte und anonymisierte 70%-Unterstichprobe des Mikrozensus, welche in systematischer Zufallsauswahl aus dem Originalmaterial gezogen wurde (Lechert und Schmidt 2000, S. 3).

Der Datensatz konnte per Antrag an das Forschungsdatenzentrum (FDZ[8]) in Wiesbaden bestellt und gegen eine Gebühr von 95 Euro (für Studenten) zur Verfügung gestellt werden. Um einen gewissenhaften und verantwortungsvollen Umgang mit den sensiblen Daten zu gewährleisten müssen Studierende durch eine im öffentlichen Dienst befindliche Person über die Nutzungsbedingungen (und mögliche Konsequenzen) belehrt werden. Nach diesem Vorgang wurde eine vom FDZ verschlüsselte DVD versendet, auf die sich mit einem per E-Mail erhaltenen Passwort zugreifen ließ. Die Daten konnten sodann als SPSS Setup eingelesen werden. Das SUF enthält eine Fallzahl von 509.243, die den Ausgangspunkt für die Datenanalyse darstellt.

5.2 Stichprobe

Granato und Kalter (2001) schränken für eine sinnvolle Analyse der Daten im Hinblick auf die Fragestellung die Stichprobe ein. In das Sample werden einbezogen: deutsche Staatsangehörige und Staatsangehörige der Länder Griechenland, Italien, Ex-Jugoslawien, Portugal, Spanien, Türkei. Des Weiteren werden nur die alten Bundesländer sowie Personen im Arbeiter- oder Angestelltenverhältnis berücksichtigt. Männer werden bis zu einem Alter von 65, Frauen bis zu einem Alter von 63 Jahren eingeschlossen. Die in die Analyse einbezogenen Personen haben eine Mindestarbeitszeit von 15 Stunden pro Woche und weder Arbeitslosengeld noch –hilfe als Haupteinnahmequelle. Bei Granato und Kalter (2001) ergibt sich somit eine Stichprobe mit 118.290 Fällen.

Um die in der Originalstudie verwendete Stichprobe zu erhalten werden anhand einer Gleichung die oben genannten Fälle aus der Urstichprobe ausgewählt. Dies wird mit Hilfe des Schlüsselverzeichnisses, in dem alle im Datensatz vorhandenen Variablen samt Beschreibung

[7] Das ZUMA gehörte seit 1986 zusammen mit dem „InformationsZentrum Sozialwissenschaften“ (IZ) in Bonn und dem „Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung“ (ZA) in Köln zur „Gesellschaft Sozialwissenschaftlicher Infrastruktureinrichtungen“ (GESIS), bis diese 2007 zum GESIS mit dem Namenszusatz „Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften“ fusionierten (Hollerbach 2014).

[8] Die Forschungsdatenzentren des Bundes und der Länder gewährleisten ein Dienstleistungsangebot für die wissenschaftliche Nutzung von Mikrodaten der amtlichen Statistiken.

und Kodierung aufgelistet sind, durchgeführt. Auf Grundlage der Angaben von Granato und Kalter wurden die den Einschränkungen entsprechenden Variablen aus dem Verzeichnis gefiltert und mit seinen dazugehörigen Ausprägungen in die Form einer Gleichung gebracht:

((EF43 < 8) | (EF44 = 02 | EF44 = 06 | EF44 = 10 | EF44 = 11 | EF44 = 16 | EF44 = 20 | EF44 = 22 | EF44 = 23)) & (EF1 <= 10) & (EF127 = 05 | EF127 = 06) & ((EF32 = 1 & EF30 <= 65) | (EF32 = 2 & EF30 <= 63)) & (EF141 >= 15) & (EF338U2 ~= 2)

Diese Gleichung enthält alle im Artikel beschriebenen Einschränkungen. Die von SPSS ausgegebene Fallzahl beträgt 118.388, was einen Unterschied von +98 im Vergleich zu Granato und Kalter ausmacht. Gemessen an der Stichprobengröße ist eine Abweichung von 98 Fällen nicht schwerwiegend verzerrend, da sie mehr Fälle als in der Urstichprobe einschließt. Es muss jedoch festgehalten werden, dass es sich hierbei keinesfalls um eine minimale Abweichung handelt, für die sich – unter Einbeziehung beziehungsweise Vernachlässigung verschiedener Variablen – keine Lösung finden lässt. Die durch die Gleichung ausgewählten Fälle werden aus dem SUF extrahiert und in einen separaten Datensatz eingepflegt, um die Datenmenge und somit auch die Rechengeschwindigkeit der Analyseschritte zu verringern.

5.3 Variablenbildung

Wie schon bei Granato und Kalter werden auch für die Replikationsanalyse abhängige (aV) und unabhängige Variablen (uV) sowie Kontrollvariablen (KV) in das Modell aufgenommen. Die in dem Datensatz verfügbaren Variablen geben die für die Analyse relevanten Daten nicht in angemessener Form wieder. Es müssen daher neue Variablen berechnet werden, um die Hypothese entsprechend testen zu können.

Abhängige Variable

Die abhängige Variable ist die zu erklärende Variable und soll durch die unabhängigen Variablen vorhergesagt werden. Je besser die unabhängigen Variablen die abhängige Variable vorhersagen, desto besser ist das Modell. Die abhängige Variable setzt sich für die jeweiligen Modelle aus den folgenden Kategorisierungen zusammen: Eine Dummy-Variable (1 = Angestellte, 0 = Arbeiter) für die Modelle 1 und 2, eine Variable zur Stellung der Arbeiter (1 = keine qualifizierte Tätigkeit/ keine Führungsposition, 2 = qualifizierte Tätigkeit/ keine Führungsposition, 3 = qualifizierte Tätigkeit/ Führungsposition) für die Modelle 3 und 4, und eine zur Stellung der Angestellten (Abstufung entsprechend der Stellung der Arbeiter) für Modell 5 und 6.

Die Variable EF127 des Mikrozensus gibt die Position eines Arbeitnehmers wieder. Sie eignet sich besonders gut zur Berechnung der ersten aV, da sie bereits die Ausprägungen „Arbeiter“ und „Angestellter“ enthält. Zur Dichotomisierung der Variable wird eine neue Variable mit den Ausprägungen 1 = Angestellter und 0 = Arbeiter kodiert. Um die aV zu den jeweiligen Stellungen von Arbeitern und Angestellten zu bilden wird die Variable EF167 aus dem Datensatz verwendet. Es wird sowohl für die Arbeiter als auch für die Angestellten eine dreistufige Ausprägung für die Stellung im Beruf als jeweils neue Variable kodiert. An dieser Stelle muss jedoch angemerkt werden, dass diese Einstufung aus eigenem Ermessen stattfindet, da die von Granato und Kalter vorgenommene Abstufung nicht direkt in den Merkmalsausprägungen abgebildet ist.

Unabhängige Variablen

Die unabhängigen Variablen bilden Bildungsabschluss, Nationalität und Generation. Es wird also untersucht, inwiefern Bildung, Nationalität und Generation Einfluss auf die berufliche Position (und genauer die Stellung von Arbeitern und Angestellten) haben. Wie gut die unabhängigen Variablen tatsächlich die abhängige Variable vorhersagen, lässt sich dann an den Ergebnissen des Modells bestimmen.

Der Bildungsabschluss (s. Tabelle 1) enthält sowohl allgemeinbildende als auch berufsbildende Qualifikationen und wird anhand der CASMIN[9] Klassifizierung definiert (Granato 2000). Sie ist mit Hilfe des ZUMA-Methodenberichtes von Lechert, Schroedter und Lüttinger (2006) rekonstruiert worden. Eine entsprechende SPSS Syntax Datei zur Erstellung der Klassifikation lässt sich über einen Weblink[10] des ZUMA (heute GESIS) abrufen. Unter der niedrigsten Kategorie (1a) sind Personen zusammengefasst, die weder über einen allgemeinbildenden noch einen beruflichen Abschluss verfügen. Die folgenden sechs Kategorien (1b – 2c_voc) geben an, ob Personen neben einem allgemeinbildenden Abschluss (Hauptschulabschluss, mittlere Reife, (Fach)Hochschulreife) auch über einen jeweiligen beruflichen Abschluss verfügen. Die letzten beiden Kategorien umfassen einen Fachhochschulabschluss beziehungsweise Hochschulabschluss. Die Kategorien 3a und 3b werden für die vorliegende

[9] In einem Projekt des German Mikrodata Lab (GML) wurde die Klassifikation nach Brauns, Scherer und Steinmann (2003) überarbeitet und entwickelt. Sie macht Bildung sowohl national (für die letzten 30 Jahre rückwirkend) als auch international vergleichbar (Lechert et al. 2006, S. 1).

[10] http://www.gesis.org/missy/studie/klassifikationen/sozialwissenschaftliche-klassifikationen/bildungsklassifikation-casmin/ (zuletzt abgerufen am: 21.06.2014)

Untersuchung zusammengefasst. Hintergrund dafür ist eine Nullzelle der Kategorie 3a für die Gruppe der Portugiesen, da sich unter ihnen niemand mit einem Fachhochschulabschluss befindet. Um dieser Nullzelle vorzubeugen bietet sich daher eine Zusammenfassung an (Granato 2000, S. 7).

Tabelle 1: CASMIN Klassifikation

1a	kein Abschluss	
1b	Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung	
1c	Hauptschulabschluss mit beruflicher Ausbildung	
2a	Mittlere Reife ohne berufliche Ausbildung	
2b	Mittlere Reife mit beruflicher Ausbildung	
2c_gen	Fachhochschulreife / Abitur ohne berufliche Ausbildung	
2c_voc	Fachhochschulreife / Abitur mit beruflicher Ausbildung	
3a	Fachhochschulabschluss	*zusammengefasst*
3b	Hochschulabschluss	

Die Nationalität kann als Variable sieben mögliche Ausprägungen annehmen und wird aus der Variable EF44 des Mikrozensus berechnet. Es ergeben sich die Nationalitäten folgender Länder: Deutschland, Griechenland, Ex-Jugoslawien, Italien, Portugal, Spanien und Türkei. Ex-Jugoslawien wird mit den Ländern Bosnien-Herzegowina, Kroatien und Serbien und Montenegro zusammengefasst.

Die Generationen werden innerhalb der Migrantengruppen definiert. Grundsätzlich wird dabei zwischen der ersten und zweiten Generation unterschieden. Die zweite Generation wurde wie folgt bestimmt: Zur zweiten Generationen zählen alle, die in der Bundesrepublik Deutschland geboren wurden oder vor ihrem siebten Lebensjahr nach Deutschland immigriert sind. Ferner werden auch Personen mit doppelter Staatsbürgerschaft (Deutsch und andere) zur zweiten Generation gezählt. Zur Gruppe der ersten Generation gehören alle übrigen Personen. Die Definition der Variable stellt sich in diesem Fall komplizierter dar, da sie aus drei Verschiedenen Variablen des Mikrozensus berechnet wird. Aus Variable EF53 kann erschlossen werden, ob Migranten bereits in Deutschland geboren wurden. Darüber hinaus kann mittels Geburtsjahr (EF33) und Zuzugsjahr (EF53) das Alter bei der Einwanderung (EF53 – EF33 < 7) berechnet werden. Über die Variable EF43 lässt sich ermitteln, welche Personen über eine

doppelte Staatsbürgerschaft verfügen. Diese drei Variablen lassen sich dann zu einer (quasi) Dummy-Variable zusammenfassen (1 = erste Generation, 2 = zweite Generation). Die Variablen Nationalität und Generation werden im Regressionsmodell miteinander gekreuzt.

Kontrollvariablen

Die Kontrollvariable Geschlecht (EF32) wird umkodiert in 0 = weiblich und 1 = männlich. Das Alter (EF30) wird unverändert übernommen.

5.4 Modellbildung

Binäre logistische Regression (Modelle 1 und 2)

Modelle 1 und 2 werden mit einer logistischen Regression gebildet. Die binäre logistische Regression eignet sich zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen mehreren unabhängigen Variablen und einer dichotomen abhängigen Variable (Kleinbaum und Klein 2010, S. 5). Das logistische Regressionsmodell geht von sogenannten „Odds" (dt.: Chancen) aus (Moore et al. 2009, S. 14-2). Odds vergleichen die Wahrscheinlichkeit des Eintretens eines Ereignisses $P(Y_i = 1)$ mit seiner Gegenwahrscheinlichkeit $P(Y_i = 0)$ mittels des Quotienten:

$$\left(\frac{P(Y_i = 1)}{P(Y_i = 0)}\right) = \left(\frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)}\right)$$

Ein Odds von 1 bedeutet also, dass es keinen Unterschied zwischen den Wahrscheinlichkeiten gibt und gleiche Chancen des Eintretens oder Nicht-Eintretens eines Ereignisses bestehen. Da Odds einen Wertebereich von $W = [0 , +\infty]$ besitzen, wird zur Abdeckung des negativen Wertebereiches $W = [-\infty , 0]$ der Logarithmus der Odds (Log-Odds) hinzugezogen (Moore et al. 2009, S. 14-4). Ferner wird angenommen, dass die unabhängigen Variablen $X_1 \ldots X_n$ linearen Einfluss auf Log-Odds in dieser Form nehmen:

$$\text{Log}\left(\frac{P(Y_i = 1)}{1 - P(Y_i = 1)}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \ldots + \beta_n X_n$$

Die Regressionsparameter $\beta_1 \ldots \beta_n$ werden durch die Anwendung der Maximum Likelihood Methode so bestimmt, dass die Wahrscheinlichkeit, die beobachteten Erhebungsdaten zu erhalten, maximiert wird (Kleinbaum und Klein 2010, S. 106). Da die Regressionskoeffizienten der logistischen Regression (Logits) nicht einfach zu interpretieren sind, werden daher häufig die sogenannten Effektkoeffizienten $e^{ßi}$ gebildet (Best und Wolf 2010, S.830). Mit Hilfe dieser lassen sich die Odds Ratios bestimmen, welche in Analogie zur multiplen linearen Regression als Anstiegskoeffizient für die Odds zu interpretieren sind. Ferner lassen sich auch das Pseudo-Bestimmtheitsmaß sowie verschiedene Anpassungstests zur Güte des Modells ermitteln.

Es lässt sich festhalten, dass mit Hilfe der logistischen Regression die Chancenverhältnisse der unabhängigen Variablen bezogen auf die abhängige Variable im Falle eines Anstieges um 1 (0 = Arbeiter, 1 = Angestellter) berechnet werden können. In den Modellen 1 und 2 wird nun gemessen, ob unter der Berücksichtigung der Bildung die Chancen auf eine Angestelltenposition steigen.

Ordinale logistische Regression (Modelle 3, 4, 5 und 6)

Die ordinale Regression wird für ordinalskalierte abhängige Variablen mit mehr als zwei Ausprägungen berechnet. Die unabhängigen Variablen können dabei dichotom, kategorial oder metrisch sein (Janssen und Laatz 2013, S. 456). Im Modell der ordinalen Regression ist ferner nur die Rangfolge, nicht aber der numerische Abstand zwischen den Kategorien bzw. Werten sinnvoll interpretierbar. Bei der Berechnung wird für jede unabhängige Variable und jede Kategorie der abhängigen Variable (bis auf eine Referenzkategorie) ein sogenannter Parameterschätzer bestimmt (Gerpott und Mahmudova 2006, S. 496). Die Parameterschätzer für die Kategorien der abhängigen Variable werden Schwellenwertschätzer und die für die unabhängigen Variablen Lageschätzer genannt. Die in der ordinalen Regression ausgegebenen Schwellenwerte sind betragsgleich mit der Konstanten einer logistischen Regression (Gerpott und Mahmudova 2006, S. 497).

Die Interpretation der geschätzten Koeffizienten erfolgt wie bei einer binären logistischen Regression, aber stets vor dem Hintergrund der Referenzkategorie der abhängigen Variable (Kühnel und Krebs 2010, S.867). Positive Lageschätzer bedeuten, dass die entsprechenden Variablen zugunsten einer höheren Kategorie, hier also einer qualifizierten Tätigkeit mit Führungsposition, wirken. Negative Lageschätzer drücken die Wirkung zugunsten der Stellung mit dem niedrigsten Rang, also einer niedrigqualifizierten Tätigkeit ohne Führungsposition, aus. Es wurden insgesamt vier Modelle mit Hilfe der ordinalen Regression berechnet: Zwei zur Stellung der Arbeiter mit und ohne Berücksichtigung der Bildung und zwei weitere zur Stellung der Angestellten mit und ohne Berücksichtigung der Bildung.

5.5 Ergebnisse

Modell 1

In Modell 1 (s. Tabelle 2) wird mittels logistischer Regression geprüft, ob sich eine Schlechterstellung der Migranten im Vergleich zur Referenzkategorie der Deutschen feststellen lässt und ob es Unterschiede zwischen den Generationen gibt. Neben Nationalität, Generation und

Geschlecht wird das Alter einbezogen. Anhand der Vorzeichen der Regressionskoeffizienten lässt sich die Richtung des Zusammenhangs der unabhängigen zur abhängigen Variable bestimmen. Die Koeffizienten zeigen für jede Gruppe der Migranten ein negatives Vorzeichen an, was einen negativen Zusammenhang darstellt. Ferner lässt sich bezüglich der Regressionskoeffizienten festhalten, dass die Chancen der Migranten auf eine Angestelltenposition schlechter sind als die der Deutschen. Als Interpretationsmöglichkeit zur Stärke dieser Chancen beziehungsweise dieser Effekte bietet sich die Möglichkeit den sogenannten Effektkoeffizienten[11] zu bilden: Für die Gruppe der Italiener in der ersten Generation beispielsweise beträgt der Regressionskoeffizient -1,82 und der Effektkoeffizient somit $e^{-1,82} = 0,16$. Der Effektkoeffizient wird auch als Odds Ratio bezeichnet und stellt das bloße Chancen*verhältnis* zwischen Deutschen und Migranten dar. Das Chancenverhältnis (oder auch die bedingten Chancen) der Italiener aus der ersten Generation auf eine Angestelltenposition im Vergleich zu den Deutschen beträgt nur das 0,16-fache. Für die Italiener der zweiten Generation sinkt der Regressionskoeffizient auf -0,78 und das Odds Ratio steigt auf 0,46. Es lässt sich also sagen, dass die Stärke des Effektes zwischen erster und zweiter Generation nachlässt und die Chancenverhältnisse der zweiten Generation der Italiener steigen. Dabei muss jedoch festgehalten werden, dass die Regressionsparameter in beiden Fällen signifikant von Null verschieden sind.

Für die weiteren Nationalitäten ergibt sich ein ähnliches Bild: Die geschätzten Koeffizienten der ersten Generationen bewegen sich zwischen einem Niveau von -1,63 bei den Spaniern bis hin zu -2,83 bei den Türken. In der zweiten Generation verringern sich die Koeffizienten zumeist auf Werte <1, wobei für die Türken mit -1,67 ein vergleichsweise hoher Wert zu verzeichnen ist. Es lässt sich also festhalten, dass die Chancenverhältnisse der zweiten Generation von Arbeitsmigranten auf eine Angestelltenposition steigen. Türken sind im Vergleich zu den anderen Gruppen auch in der zweiten Generation noch deutlich schlechter gestellt. Bei den Spaniern der zweiten Generation bewegen sich die Chancenverhältnisse im Vergleich zu den Deutschen nicht mehr auf einem signifikanten Niveau. Der Variable Alter lässt sich entnehmen, dass die Chancen auf eine Angestelltenposition mit wachsendem Alter steigen. Bezüglich des Geschlechts lässt sich eine Besserstellung der Chancen für Frauen feststellen.

[11] s. Abschnitt 5.4

Tabelle 2: Geschätzte Koeffizienten der logistischen Regression zur Prüfung der Wirkung von Bildung auf die Chancen von Angestellten- bzw. Arbeiterpositionen

abhängige Variable 0 = Arbeiter 1 = Angestellter	**Modell 1**	**Modell 2**
Alter	,002*	,03*
Geschlecht, RK: weiblich		
Männlich	-1,29*	-1,68*
Nationalität und Generation, RK: deutsch		
Griechisch, 1. Generation	-2,15*	-1,54*
Griechisch, 2. Generation	-,74*	-,49*
Italienisch, 1. Generation	-1,82*	-,88*
Italienisch, 2. Generation	-,78*	-,01
Jugoslawisch, 1. Generation	-2,20*	-1,94*
Jugoslawisch, 2. Generation	- ,73*	-,26
Portugiesisch, 1. Generation	-1,98*	-1,07*
Portugiesisch, 2. Generation	-,90*	-,29
Spanisch, 1. Generation	-1,63*	-1,35*
Spanisch, 2. Generation	-,46	-,18
Türkisch, 1. Generation	-2,83*	-2,00*
Türkisch, 2. Genration	-1,67*	-,69*
Bildungsabschluss, RK: kein Abschluss		
HS ohne berufl. Abschluss		,62*
HS mit berufl. Abschluss		1,92*
Realschule ohne berufl. Abschluss		2,79*
Realschule mit berufl. Abschluss		3,53*
FHR/Abi ohne berufl. Abschluss		3,74*
FHR/Abi mit berufl. Abschluss		4,32*
Fachhoch-/Hochschulabschluss		6,07*
Konstante (b_0)	1,20	-2,13
χ^2-Wert	15676	49422
Fallzahl	118388	118388

Quelle: Mikrozensus 1996, Scientific-Use-File

Abkürzungen: RK = Referenzkategorie; HS = Hauptschule; FHR = Fachhochschulreife.

* $p < 0,05$

Bei der Analyse von Granato und Kalter[12] ergeben sich für Griechen, Italiener, Türken und Jugoslawen ähnliche Werte (bis zu einer Nachkommastelle Abweichung). Für die Gruppe der Spanier in der ersten Generation liegt der Regressionskoeffizient bei -1,80 (zum Vergleich in Tabelle 2 liegt dieser bei -1,63) und in der zweiten Generation bei -0,22 (im Vergleich zu

[12] s. Anhang für Tabelle mit allen in der Studie enthaltenen Koeffizienten

-0,46). Der Effekt zwischen den Generationen ist bei Granato und Kalter also aufgrund der höheren Differenz stärker. Ein ähnliches Bild zeigt sich auch bei der Gruppe der Portugiesen: Der Effekt zwischen den Generationen ist im Modell von Granato und Kalter stärker (1. Generation: -2,09; 2. Generation: -0,70 im Vergleich zu 1. Generation: -1,98; 2. Generation -0,90). Die Aussage und Tendenz der Effekte bleibt jedoch auf dem gleichen Niveau. Für die Variablen Geschlecht und Alter sind minimale Abweichungen zu verzeichnen.

Modell 2

In Modell 2 (s. Tabelle 2) wurde überprüft, ob die Schlechterstellung der Migranten (besonders der zweiten Generation) auch unter Berücksichtigung der Bildung noch bestehen bleibt. Neben den in Modell 1 aufgeführten Variablen wurde also der Bildungsabschluss einbezogen. Den Regressionskoeffizienten der Variable Bildungsabschluss lässt sich entnehmen, dass insgesamt die Chancen auf eine Angestelltenposition mit steigenden Bildungsabschlüssen zunehmen. Um jedoch die Hypothese zu prüfen ist ein Vergleich der Koeffizienten zwischen Generationen*Nationalitäten in Modell 1 und 2 notwendig. Es zeigt sich, dass unter Berücksichtigung der Bildung die Chancen der ersten Generation auf eine Angestelltenposition steigen. Dies lässt den Rückschluss zu, dass die Chancenverhältnisse der Migranten durch Kontrolle der Bildung wesentlich gesteigert werden - und somit vorerst zugunsten der Hypothese der Unterinvestition in Humankapital aussagen. Dennoch lassen sich mit Koeffizienten zwischen -0,88 (Griechen) und -2,00 (Türken) noch deutliche negative Resteffekte und somit schlechtere Chancenverhältnisse im Vergleich zu den Deutschen festhalten, die wiederum auf weitere Ursachen von Ungleichheitsmechanismen hindeuten. Die Verringerung der Effekte lässt sich daher einerseits mit der These selektiver Migration erklären, verursacht auf der anderen Seite jedoch Erklärungsbedarf für die verbleibenden Resteffekte. Diese ließen sich mit den Thesen der Entwertung und Alternativrollen aufgrund von Mechanismen der Arbeitsmarktsegmentation erklären (Granato und Kalter 2001, S. 515).

Vergleicht man ferner die Koeffizienten der zweiten Generation, die wie in Abschnitt 4.2 erläutert den Kern der Hypothese bilden, so lassen sich deutlich stärkere Veränderungen feststellen. Mit Ausnahme der Türken und Griechen sind die Koeffizienten der zweiten Generation nicht mehr signifikant von Null verschieden, es kann also von keinen statistisch signifikant geringeren Chancenverhältnissen zwischen Migranten und Deutschen ausgegangen werden. Es lässt sich festhalten, dass die ethnische Ungleichverteilung im Angestelltensegment fast ausschließlich aufgrund von Humankapitalunterschieden induziert ist. Trotz Berücksich-

tigung der Ausnahmen kann die These einer Arbeitsmarktdiskriminierung angesichts der empirischen Belege angezweifelt werden (Granato und Kalter 2001, S. 515).

Im Vergleich zu der Analyse von Granato und Kalter ergaben die Koeffizienten der ersten Generation bis auf eine Nachkommastelle keine gravierenden Differenzen. Bei der zweiten Generation ist der Koeffizient für die Gruppe der Griechen nicht signifikant von Null verschieden. Es lässt sich feststellen, dass sich die These der Unterinvestition in Humankapital bei Granato und Kalter mit nur einer Ausnahme (Türken) daher etwas deutlicher bestätigt. Die Effekte der Bildungsvariable sind weitestgehend ähnlich, da sich die Differenzen zwischen 0,1 und 0,2 bewegen. Für Alter und Geschlecht sind keine schwerwiegenden Unterschiede zu verbuchen.

Modell 3

In Modell 3 (s. Tabelle 3) wird die dichotome abhängige Variable durch eine ordinale Variable mit drei Ausprägungen bezüglich der Berufsstellung im Arbeitersegment ersetzt. Den Untersuchungsgegenstand stellen somit lediglich die im Arbeitersegment befindlichen Personen dar. Diese Unterteilung wird vorgenommen, um die Chancenverhältnisse innerhalb eines Segments jeweils mit und ohne Bildungskontrolle genauer betrachten zu können. Da die abhängige Variable einem ordinalen Skalenniveau entspricht, wird in diesem Fall eine ordinale Regression berechnet. Die unabhängigen Variablen bilden Alter, Geschlecht und Nationalität*Generation.

Für die erste Generation der Arbeiter zeigen sich negative Lageschätzer[13] zwischen -1,06 (Jugoslawen) und -1,83 (Türken). Die negativen Lageschätzer drücken die Wirkung von Generation*Nationalität zugunsten der Stellung mit dem niedrigsten Rang, also einer niedrigqualifizierten Tätigkeit ohne Führungsposition, aus. Es zeigt sich, dass die Chancenverhältnisse der Arbeiter aus erster Generation für eine höhere Stellung mit Führungsposition im Vergleich zu den Deutschen niedriger sind. Die Lageschätzer der zweiten Generation fallen geringer aus, bleiben aber (abgesehen von der Gruppe der Portugiesen) signifikant von Null verschieden. Die Chancenverhältnisse zugunsten einer höher gestellten Position verbessern sich also, bleiben aber immer noch signifikant von den Chancen der Deutschen verschieden. Es lässt sich festhalten, dass Migranten der ersten Generation niedrigere Chancenverhältnisse auf eine Angestelltenposition als Deutsche haben (Modell1) und die Chancen für Migranten im Arbeitersegment eher zugunsten der niedrigsten Stellung im Beruf bestehen (Modell 3).

[13] s. Abschnitt 5.4

Die Chancen von Männern auf eine höhere Stellung im Beruf sind größer als die von Frauen. Ebenfalls zeigt sich ein Effekt des Alters auf die Stellung im Beruf: Dort sind es eher jüngere Personen, die höhere Stellungen im Arbeitersegment einnehmen.

Bei der Analyse von Granato und Kalter ergibt sich im Hinblick auf die Gruppe der Spanier zweiter Generation ein Unterschied. In dem geschätzten Modell sind die Lageschätzer der Spanier ebenfalls wie die der Portugiesen zweiter Generation nicht signifikant von Null verschieden. Die Aussagekraft wird daher jedoch nicht schwerwiegend beeinträchtigt. Die Resultate für Alter und Geschlecht ergeben ähnliche Werte.

Modell 4

In diesem Modell (s. Tabelle 3) wird neben den in Modell 3 enthaltenen Variablen noch der Bildungsabschluss hinzugenommen. Es wird überprüft, inwiefern sich die Chancen von Migranten zugunsten einer höheren Stellung im Arbeitersegment entwickeln, wenn die formalen Bildungsabschlüsse einbezogen werden. Die Lageschätzer der Variable Bildungsabschluss zeigen an, dass insbesondere berufliche Abschlüsse die Chancen auf Stellungen mit Führungsposition erhöhen. Vergleicht man nun die Lageschätzer der ersten Generation von Arbeitsmigranten aus Modell 3 und 4 wird deutlich, dass sich die Chancen auf Führungspositionen mit Berücksichtigung der Bildung erhöhen, die Effekte also kleiner werden – aber dennoch signifikant bleiben. Die Lageschätzer für die Arbeitsmigranten zweiter Generation lassen sich in zwei Gruppen einteilen: Für Griechen, Jugoslawen und Türken werden die Chancen auf höhere Stellungen im Vergleich zur ersten Generation zwar höher, stellen aber dennoch einen signifikanten Unterschied zu den Chancen der Deutschen dar. An dieser Stelle ergibt sich für die vorhandenen Resteffekte, die nicht durch Bildung eliminiert werden können, Erklärungsbedarf. Anders für die Gruppe der Italiener, Spanier und Portugiesen: Ihre Chancen auf eine Führungsposition sind in der zweiten Generation nicht signifikant von denen der Deutschen verschieden. Für diese Gruppe lassen sich die in Modell 3 erfassten Unterschiede also vollkommen mit Humankapital in Form von Bildung erklären.

Laut der Analyse von Granato und Kalter bleiben die Signifikanzen der zweiten Generation von Arbeitsmigranten nur für die Gruppe der Jugoslawen und Türken bestehen, das Ergebnis fällt demnach stärker zugunsten der Humankapitalthese aus. Die in der Replikationsanalyse erhaltenen Werte stimmen in ihren Tendenzen mit denen von Granato und Kalter überein, liegen jedoch differenziell weiter auseinander als in den vorigen Modellen.

Tabelle 3: Geschätzte Koeffizienten der ordinalen Regression zur Prüfung der Wirkung von Bildung auf die Chancen von Angestellten- bzw. Arbeiterstellungen

abhängige Variable: 1 = niedrig qualifiziert/keine Führung 2 = qualifiziert/keine Führung 3 = qualifiziert/Führung (RK)	Arbeitersegment		Angestelltensegment	
	Modell 3	**Modell 4**	**Modell 5**	**Modell 6**
Alter	-,007*	,001	,006*	,022*
Geschlecht, RK: weiblich				
Männlich	1,81*	1,57*	1,30*	1,06*
Nationalität*Generation, RK: deutsch				
Griechisch, 1. Generation	-1,74*	-1,00*	-1,19*	-1,05*
Griechisch, 2. Generation	-1,19*	-,87*	-,29	-,15
Italienisch, 1. Generation	-1,49*	-,72*	-,93*	-,64*
Italienisch, 2. Generation	-,85*	-,28	-,96*	-,62*
Jugoslawisch, 1. Generation	-1,06*	-,81*	-,76*	-,68*
Jugoslawisch, 2. Generation	-,71*	-,55*	-,72*	-,34
Portugiesisch, 1. Generation	-1,27*	-,51*	-,52	-,15
Portugiesisch, 2. Generation	-,38	-,24	-,81	-,48
Spanisch, 1. Generation	-1,67*	-1,18*	-,61*	-,75*
Spanisch, 2. Generation	-,86*	-,51	-,33	-,18
Türkisch, 1. Generation	-1,83*	-1,05*	-1,07*	-,83*
Türkisch, 2. Genration	-1,08*	-,56*	-,85*	-,32
Bildungsabschluss, RK: kein Abschluss				
HS ohne berufl. Abschluss		,95*		-,06
HS mit berufl. Abschluss		2,67*		,37*
Realschule ohne berufl. Abschluss		1,27*		,73*
Realschule mit berufl. Abschluss		2,96*		1,22*
FHR/Abi ohne berufl. Abschluss		,66*		1,30*
FHR/Abi mit berufl. Abschluss		2,90*		1,70*
Fachhoch-/Hochschulabschluss		1,89*		3,14*
Schwellenwerte τ_1	,68	3,08	,07	1,71
τ_2	3,58	6,20	1,77	3,71
χ^2-Wert	8620	14815	8522	23172
Fallzahl	47166	47166	69319	69319

Quelle: Mikrozensus 1996, Scientific-Use-File

Abkürzungen: RK = Referenzkategorie; HS = Hauptschule; FHR = Fachhochschulreife.

* $p < 0,05$

Modell 5

In diesem Modell (s. Tabelle 3) werden die Chancen auf höhere Berufsstellungen im Angestelltensegment zwischen Migranten der ersten und zweiten Generation berechnet. Da sich in diesem Falle auf das Angestelltensegment bezogen wird, muss die abhängige Variable ausge-

tauscht werden. Die unabhängigen Variablen stimmen mit denen aus Modell 1 und 3 überein. Aufgrund der Lageschätzer lassen sich die Migranten in drei verschiedene Gruppen einteilen: Während Türken, Jugoslawen und Italiener sowohl in erster als auch zweiter Generation noch signifikante Negativeffekte aufweisen, fallen diese bei den Portugiesen vollständig weg. Für Spanier und Griechen fällt der Negativeffekt für die zweite Generation weg. Insgesamt lässt sich festhalten, dass im Angestelltensegment bereits ohne die Bildungskontrolle viele Effekte wegfallen, und nur für Türken, Jugoslawen und Italiener Erklärungsbedarf besteht.

Auffällig ist der Chancenvorteil bei Männern im Angestelltensegment: Sie haben bessere Chancen auf eine Führungspositionen als Frauen. Dieses Resultat lässt sich vorerst widersprüchlich zu den aus Modell 1 und 2 gewonnenen Ergebnissen werten, da dort die Chancen auf eine Angestelltenposition für Männer niedriger als für Frauen ausfallen. Eine mögliche Erklärung dafür könnte jedoch der generelle Unterschied zwischen der Chance auf eine Angestelltenposition und der Chance auf eine Führungsposition im Angestelltensegment darstellen. So ließe sich folgern, dass Frauen generell eher Angestelltenpositionen innehaben, diese jedoch in einer tendenziell niedrigeren Stellung ausfüllen.

Granato und Kalter kommen, abgesehen von Abweichungen zwischen 0,1 und 0,2, zu Resultaten mit gleichen Tendenzen, da sich ebenfalls die oben erwähnten drei Gruppen abbilden. Auffällig sind jedoch die Abweichungen der Variable Alter. Die Lageschätzer der Replikationsanalyse sind positiv, während sie bei Granato und Kalter negativ sind.

Modell 6

In Modell 6 (s. Tabelle 3) wird analog zu Modell 2 und 4 noch die Bildung hinzugezogen. Mit Berücksichtigung der Bildung ergibt sich im Angestelltensegment innerhalb der Migranten ein verändertes Bild. Nur noch Italiener sind in beiden Generationen mit schlechteren Chancen auf eine Führungsposition ausgestattet. Bei Griechen, Jugoslawen, Spaniern und Türken fallen die Effekte für die zweite Generation weg. Die Portugiesen bleiben in beiden Generationen bezüglich ihrer Chancen nicht signifikant verschieden von Deutschen, wenn es um eine Führungsposition im Angestelltensegment geht. Mit Ausnahme der Italiener lässt sich für das Angestelltensegment festhalten, dass alle Migranten der zweiten Generation keine stark abweichend schlechteren Chancen haben als Deutsche. Der Erklärungsbedarf aus Modell 5 lässt sich fast ausschließlich mit der Humankapitalthese erklären. Lediglich für die Italiener bleibt in zweiter Generation ein Resteffekt, den es zu ergründen gilt.

Die Resultate der Ursprungsstudie fallen etwas anders aus. Die Ergebnisse aus Modell

6 bleiben hinsichtlich ihrer Tendenzen den Ergebnissen aus Modell 5 gleich. Es lässt sich feststellen, dass sich auch unter Kontrolle der formalen Bildungsabschlüsse die drei Gruppen nicht auflösen. Portugiesen beider Generationen und Spanier sowie Griechen der zweiten Generation haben keine signifikant niedrigeren Chancen auf eine Führungsposition im Angestelltensegment als Deutsche. Die Chancenverhältnisse von Italienern, Jugoslawen und Türken verbessern sich durch die Bildungskontrolle, bleiben aber für beide Generationen noch signifikant von den Chancen der Deutschen verschieden. Die niedrigeren Chancenverhältnisse von Migranten im Angestelltensegment lassen sich daher nur zur Hälfte mit der Humankapitalthese erklären. Granato und Kalter erklären, dass Resteffekte notwendige Bedingung für Diskriminierungshypothesen darstellen, diese im Umkehrschluss jedoch keine hinreichende Bedingung für Diskriminierung sind. Ferner führen sie an, dass vorhandene Resteffekte auch durch Humankapital anderer Formen, beispielsweise dem Habitus, bestehen bleiben können.

6. Diskussion

In der vorliegenden Arbeit wurde anhand des Mikrozensus 1996 untersucht, inwieweit die Humankapitalthese oder Diskriminierungsprozesse für die Persistenz ethnischer Ungleichheit ursächlich sind. Sowohl die Analyse von 2001 als auch die vorliegende Replikationsanalyse bestätigen, dass die Arbeitsmarktnachteile für Migranten erster Generation auch in den späten neunziger Jahren noch vorzufinden sind. Auch für die zweite Generation sind noch immer Ungleichheiten vorhanden, sogleich diese im Vergleich zur ersten Generation geringer ausfallen. Bezogen auf die Fragestellung, ob nun Humankapital oder Diskriminierungsprozesse eine Erklärung für diese Lage bieten, kann anhand der Ergebnisse festgehalten werden, dass die Effekte der Nationalität für Migranten zweiter Generation mit Berücksichtigung formeller Bildungsabschlüsse abnehmen.

Die in der Replikationsstudie erhaltenen Ergebnisse
bestätigen den Einfluss von Humankapital auf die Chancen am Arbeitsmarkt.

Hinsichtlich der vorliegenden Ergebnisse lässt sich zusammenfassen, dass die Entwicklung für Portugiesen und Spanier dabei insgesamt am positivsten verlief. Für diese beiden Nationalitäten lassen sich für die zweite Generation in allen drei Modellen mit Bildungskontrolle keine signifikant geringeren Chancenverhältnisse im Vergleich zu Deutschen feststellen. Für die Gruppe der türkischstämmigen Migranten fallen die Chancenverhältnisse in allen Modellen vergleichsweise am geringsten aus. Abgesehen von Migranten zweiter Generation im Ange-

stelltenverhältnis lassen sich für Türken – trotz Bildungskontrolle – durchweg schlechtere Chancen als für Deutsche festhalten. Die Resultate für die Gruppen der folgenden Nationalitäten fallen nicht so eindeutig aus. Für Griechen lässt sich ein Chancenverhältnis ähnlich dem der Deutschen nur im Angestelltensegment für die zweite Generation und mit Berücksichtigung der Bildung dokumentieren. Die allgemeinen Chancen auf eine Angestelltenposition und auch die Chancen auf eine hohe Stellung im Arbeitersegment sind für sie signifikant niedriger. Für die Gruppe der Italiener zweiter Generation lässt sich festhalten, dass schlechtere Chancenverhältnisse im Angestelltensegment auch mit Bildungskontrolle bestehen bleiben. Für Jugoslawen zweiter Generation zeichnet sich dieser Nachteil für das Arbeiter- statt Angestelltensegment ab. In den anderen Modellen fallen die Chancen der Italiener beziehungsweise Jugoslawen im Vergleich zu den Deutschen auf ein nicht signifikantes Niveau.

Festzuhalten sei, dass Bildungsabschlüsse gerade für die Migranten zweiter Generation zu einem großen Teil die Ungleichverteilung von Positionen auf dem Arbeitsmarkt erklären. Die Aussage von Granato und Kalter, dass „bis auf wenige Ausnahmen […] alle entsprechenden Effekte nicht-signifikant“ werden, lässt sich mit Berücksichtigung der Resteffekte jedoch nicht ohne Einwand bestätigen (Granato und Kalter 2001, S. 517). Auch wenn die Ergebnisse der Replikationsanalyse die Humankapitalthese deutlich unterstützen, lassen die vorgefundenen Resteffekte noch Erklärungsbedarf offen. Gerade im Hinblick auf die in Abschnitt 3.3 ausgearbeiteten Forschungsergebnisse gibt es sicherlich Anlass zur weiteren Überprüfung der vorliegenden Fragestellung.

Des Weiteren lässt sich an dieser Stelle die Kritik von Granato und Kalter anführen, dass die Skalierung der abhängigen Variable noch sehr grob vorgenommen wurde und daher nur eine Annäherung an die tatsächliche Lage auf dem Arbeitsmarkt möglich ist. In der von Herwig und Konietzka (2012) veröffentlichten Studie sieht man ein Beispiel, wie eine genauere Differenzierung der auf dem Arbeitsmarkt herrschenden Strukturen operationalisiert werden kann. Schlussendlich kommen Herwig und Konietzka jedoch zu einem ähnlichen Urteil, da sie trotz verbesserter Arbeitsmarktstrukturen keine reelle Chancenverbesserung feststellen können. Auch die Unstimmigkeiten in den Modellen zum Arbeiter- und Angestelltensegment bei Granato und Kalter spiegeln sich bei Herwig und Konietzka wider, da laut ihrer Ergebnisse die Chancen zwischen verschiedenen Positionen für Migranten auf dem Arbeitsmarkt stark variieren. Des Weiteren kann vorgelagerte Diskriminierung in den Modellen von Granato und Kalter nicht ausgeschlossen werden, auch wenn diese mit den Befunden verträglich seien (Granato und Kalter 2001, S. 518; vgl. Becker und Beck 2012). Jedoch lässt diese „Verträg-

lichkeit“ Zweifel aufkommen, da Diskriminierungsprozesse im Bildungswesen ebenfalls auf die Ursache möglicher ethnischer Präferenzen untersucht werden müssten und eine mögliche Bestätigung dieser eine vollkommene Abstinenz von ethnischen Präferenzen auf dem Arbeitsmarkt unplausibel erscheinen lässt. Um mögliche Diskriminierungsprozesse intensiver zu untersuchen können daher wie im Beispiel von Skrobanek (2007) noch weitere unabhängige Variablen in die Modelle integriert werden, um Hinweise auf die Einflussfaktoren für Chancen von Migranten zu erhalten. Granato und Kalter vermuten einen Einfluss von Faktoren wie Sprachgebrauch für die Chancen von Migranten, die letztendlich Resteffekte bestehen lassen. Skrobanek hat mit einer Reihe Variablen weitere Einflussfaktoren bestimmt, die tatsächlich den Sprachgebrauch als Hauptfaktor bestätigen. Jedoch bleiben auch bei ihm noch Resteffekte offen, die erneuten Erklärungsbedarf hervorbringen. Skrobanek erhält daher trotz der Erweiterung des Produktivitätsbegriffes noch Effekte, die nicht mit Sprachfertigkeiten oder formalen Bildungsabschlüssen zu erklären sind. Hunkler (2010) gelangt zu ähnlichen Ergebnissen, die jedoch nur für türkischstämmige junge Männer trotz Sprach- und Bildungskontrolle noch Resteffekte offen lassen.

Auch wenn die Ergebnisse der Replikation und Originalstudie nicht tiefgreifend auseinanderdriften, so stellten sich für die Operationalisierung der Studie einige Unklarheiten heraus. Die Fallzahlen in der Originalstudie sind bei der Definition der Stichprobe 253 Fälle niedriger als in der späteren Analyse. Bei einer Complete-Case-Analyse ist eine Verringerung der ursprünglichen Fallzahl möglich, jedoch hat sich die Stichprobe in diesem Fall erhöht. Die in der Replikationsanalyse verwendete Fallzahl beinhaltet mit 118.388 daher weniger Fälle als in der Ursprungsanalyse. Auch die Fallzahlen der weiteren Modelle unterscheiden sich, was möglicherweise auf eine ungenaue Definition der abhängigen Variablen für das Arbeiter- und Angestelltensegment zurückzuführen ist. Die in der Analyse vorliegenden Fallzahlen ergeben in diesem Fall die besten Näherungen an die Originalstudie. Ein detaillierterer Verweis auf die in der Originalstudie verwendete CASMIN Bildungsklassifikation wäre ebenfalls von Vorteil gewesen. Des Weitern lassen sich mögliche Ungleichheiten der Ergebnisse auf mathematische Differenzen zurückführen, da nicht deutlich in der Studie vermerkt ist, welches Statistikprogramm beziehungsweise welche Version einer bestimmten Software benutzt wurde. Aufgrund der dreizehn Jahre Diskrepanz zwischen den Untersuchungen können statistische Verfahren bereits optimiert oder aufgrund verschiedener Software anders programmiert sein.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass die Replikation als Methode intersubjektiver

Nachprüfbarkeit für die Studie „Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt“ von Dr. Nadia Granato und Prof. Dr. Frank Kalter weitestgehend erfolgreich durchgeführt werden konnte. Es ist nachgewiesen, dass sowohl der theoretische Hintergrund als auch die dem Paper zugrunde liegenden Daten und Methoden plausibel bearbeitet wurden. Die nicht schwerwiegenden Differenzen der Ergebnisse lassen sich auf individuelle Arbeitsmethoden zurückführen, die bestenfalls nicht hätten auftreten dürfen, den Gesamtbefund der Replikation jedoch nicht gefährden.

7. Literatur

Arrow, Kenneth J. 1973. Higher Education as a Filter. *Journal of Public Economics* 2:193-216.

Becker, Gary S. 1971. *The Economics of Discrimination*. 2nd ed. Chicago: University of Chicago Press.

Becker, Rolf, und Michael Beck. 2012. Herkunftseffekte oder statistische Diskriminierung von Migrantenkindern in der Primarstufe? In *Soziologische Bildungsforschung.* Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie Sonderhefte, Bd. 52, Hrsg. Rolf Becker und Heike Solga, 137-163. Wiesbaden: Springer Fachmedien.

Becker, Rolf, und Frank Schubert. 2011. Die Rolle von primären und sekundären Herkunftseffekten für Bildungschancen von Migranten im deutschen Schulsystem. In *Integration durch Bildung. Bildungserwerb von jungen Migranten in Deutschland.* 1. Auflage, Hrsg. Rolf Becker, 161-196. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Best, Henning, und Christof Wolf. 2010. 31 Logistische Regression. In *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, 1. Aufl., Hrsg. Christof Wolf und Henning Best, 827-854. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Black, Dan A. 1995. Discrimination in an Equilibrium Search Model. *Journal of Labor Economics* 13:309–334.

Brauns, Hildegard, Stefanie Scherer, und Susanne Steinmann. 2003. The CASMIN Educational Classification in International Comparative Research. In *Advances in Cross-National Comparison. A European Working Book for Demographic and Socio-Economic Variables*, Hrsg. Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H. P und Christof Wolf, 221-244. New York: Kluwer Academic.

Brenke, Karl, und Nina Neubecker. 2013. Struktur der Zuwanderungen verändert sich deutlich. *DIW Wochenbericht* 49:3–21.

Brücker, Herbert. 2003. *Migration. Potential und Effekte für den deutschen Arbeitsmarkt*, Bd. 53. 1. Aufl. Baden-Baden: Nomos.

Brücker, Herbert, Sabine Klinger, Joachim Möller, und Ulrich Walwei, Hrsg. 2012. *Handbuch Arbeitsmarkt 2013. Analysen, Daten, Fakten*. IAB-Bibliothek, Bd. 334. Bielefeld: Bertelsmann.

Brüderl, Josef. 2008. *Replikation in den Sozialwissenschaften*. Mannheim.

Cain, Glen G., und Harold W. Watts. 1970. Problems in Making Policy Inferences from the

Coleman Report. *American Sociological Review* 35:228–242.

Derfler, Peter, und Almina Bešić. 2013. Arbeitszufriedenheit von Personen mit Migrationshintergrund. Eine Analyse auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). *Arbeit - Zeitschrift für Arbeitsforschung* 22:134–149.

Diekmann, Andreas. 2011. *Empirische Sozialforschung. Grundlagen, Methoden, Anwendungen*, Bd. 55678. 5. Aufl. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt Taschenbuch Verlag.

Doeringer, Peter B., und Michael J. Piore. 1998. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. New York: ME Sharpe.

Eichenhofer, Eberhard. 2012. Solidarität und die Geschichte der Anwerbeabkommen – von Sündenfällen und Lernschritten. *Zeitschrift für Ausländerrecht und Ausländerpolitik* 32:135–142.

Fincke, Gunilla. 2008. MigrantInnen der zweiten Generation in Europa: „Ausländerproblem“, „Parallelgesellschaft“ und sozio-ökonomischer „Niedergang“? Eine empirische Analyse am Beispiel Deutschlands mit Hilfe des Mikrozensus 2005. In *Migrations- und Integrationsprozesse in Europa. Vergemeinschaftung oder nationalstaatliche Lösungswege?*, Hrsg. Uwe Hunger, Can M. Aybek, Andreas Ette und Ines Michalowski, 191-234. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Freese, Jeremy. 2007. Replication Standards for Quantitative Social Science: Why Not Sociology? *Sociological Methods & Research* 36:153–172.

Geißler, Rainer. 2006. *Die Sozialstruktur Deutschlands. Zur gesellschaftlichen Entwicklung mit einer Bilanz zur Vereinigung*. Mit einem Beitrag von Thomas Meyer. 4., überarbeitete und aktualisierte Aufl. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Gerpott, Torsten J., und Ilaha Mahmudova. 2006. Ordinale Regression. Eine anwendungsorientierte Einführung. ZfTM-Work in Progress Nr. 75. *Wirtschaftswissenschaftliches Studium: WiSt; Zeitschrift für Studium und Forschung* 35:495–498.

Granato, Nadia. 2000. *Mikrodaten-Tools: CASMIN-Bildungsklassifikation. Eine Umsetzung mit dem Mikrozensus 1996*. ZUMA-Technischer Bericht 2000/12. Mannheim: ZUMA.

Granato, Nadia. 2003. *Ethnische Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt*, Bd. 33. Opladen: Leske + Budrich.

Granato, Nadia, und Frank Kalter. 2001. Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53:497-520.

Gresch, Cornelia. 2012. Bildungsoptimistische Einwanderer. Bildungskarrieren von Migran-

ten scheitern nicht am mangelnden Ehrgeiz. *WZB Mitteilungen:*27–29.

Haas, Anette, Michael Lucht, und Norbert Schanne. 2013. Why to Employ Both Migrants and Natives? A Study on Task-Specific Substitutability. *Journal for Labour Market Research* 46:201-214.

Hartmann, Peter H. 1989. Der Mikrozensus als Datenquelle für die Sozialwissenschaften. *ZUMA Nachrichten* 13:6–25.

Haug, Sonja. 2000. *Soziales Kapital und Kettenmigration. Italienische Migranten in Deutschland*, Bd. 31. Opladen: Leske + Budrich.

Herwig, Andreas, und Dirk Konietzka. 2012. Zwischen Integration und Ausschluss. Die Klassenpositionen von Migranten im Zeit- und Generationenvergleich. *Zeitschrift für Soziologie* 41:295–315.

Hillmert, Steffen. 2012. Familienstrukturen und soziale Bildungsreproduktion. In *Soziologische Bildungsforschung.* Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie Sonderhefte, Bd. 52, Hrsg. Rolf Becker und Heike Solga, 325-345. Wiesbaden: Springer Fachmedien.

Hinz, Thomas, und Katrin Auspurg. 2010. Geschlechtsbezogene Diskriminierung bei der Entlohnung. In *Diskriminierung. Grundlagen und Forschungsergebnisse*, 1. Aufl, Hrsg. Ulrike Hormel und Albert Scherr, 135-150. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Hirsch, Boris, und Elke J. Jahn. 2012. *Is there Monopsonistic Discrimination Against Immigrants? First Evidence From Linked Employer-Eemployee Data*. Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Sozialpolitik 2012. Kiel: Universität Erlangen-Nürnberg.

Hollerbach, Kerstin. 2014. GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften. Die Basis für Exzellenz. http://www.gesis.org/das-institut/ (Zugegriffen: 20. Juni 2014).

Hönekopp, Elmar, Gisela Will, und Stefan Rühl. 2002. *Migrants, Minorities and Employment in Germany. Exclusion, Discrimination and Anti-Discrimination*. Bamberg.

Hunkler, Christian. 2010. Ethnische Unterschiede beim Zugang zu Ausbildung und Erwerb von Ausbildungsabschlüssen. In *Vom Kindergarten bis zur Hochschule. Die Generierung von ethnischen und sozialen Disparitäten in der Bildungsbiographie*, 1. Aufl, Hrsg. Birgit Becker und David Reimer, 213-250. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Janssen, Jürgen, und Wilfried Laatz. 2013. *Statistische Datenanalyse mit SPSS. Eine anwendungsorientierte Einführung in das Basissystem und das Modul exakte Tests*. 8. Aufl. Berlin: Springer.

Keeley, Brian. 2008. *Humankapital. Wie Wissen unser Leben bestimmt*. OECD Insights: OECD Publishing.

Kleinbaum, David G., und Mitchel Klein, Hrsg. 2010. *Logistic Regression. A Self-Learning Text*. Statistics for Biology and Health. 3. Aufl. New York: Springer New York.

Krumme, Helen. 2004. Fortwährende Remigration: Das transnationale Pendeln türkischer Arbeitsmigrantinnen und Arbeitsmigranten im Ruhestand. *Zeitschrift für Soziologie:*138-153.

Kogan, Irena. 2004. Last Hired, First Fired? The Unemployment Dynamics of Male Immigrants in Germany. *European Sociological Review* 20:445–461.

Kühnel, Steffen M., und Dagmar Krebs. 2010. 32 Multinominale und ordinale Regression. In *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, 1. Aufl., Hrsg. Christof Wolf und Henning Best, 855-886. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Lechert, Yvonne, und Simone Schmidt. 2000. *Mikrozensus 1996. Dokumentation und Datenaufbereitung*. ZUMA-Technischer Bericht 2000/07. Mannheim: ZUMA.

Lechert, Yvonne, Julia Schroedter, und Paul Lüttinger. 2006. *Die Umsetzung der Bildungsklassifikation CASMIN für die Volkszählung 1970, die Mikrozensus-Zusatzerhebung 1971 und die Mikrozensen 1976-2004*. ZUMA-Methodenbericht 2006/12. Mannheim: ZUMA.

Leicht, Rene, und Reinhard Stockmann. 1993. Die Kleinen ganz groß? Der Wandel der Betriebsgrößenstruktur im Branchenvergleich. *Soziale Welt* 44:243–274.

Meinefeld, W. 1985. Die Rezeption empirischer Forschungsergebnisse - eine Frage von Treu und Glaube? Resultate einer Analyse von Zeitschriftenartikeln. *ZfS Zeitschrift für Soziologie* 14:297–314.

Mok, Ka, Sonny Lo, Sheng-Ju Chan, Wang Li, und Shoko Yamada, Hrsg. 2014. *Applying Research to Practice. Special Issue on Replication*. American Journal of Business, Bd. 29. Bradford: Emerald Group Publishing Limited.

Moore, David S., George P. McCabe, und Bruce A. Craig. 2009. *Introduction to the Practice of Statistics*. 6. Aufl. New York: W.H. Freeman.

OECD. 2004. *Vom Wohlergehen der Nationen. Die Rolle von Human- und Sozialkapital*. Ausbildung und Kompetenzen. Paris: OECD Publishing.

Pagenstecher, Cord. 1996. Die ‘Illusion’ der Rückkehr. Zur Mentalitätsgeschichte von 'Gastarbeit' und Einwanderung. *Soziale Welt* 47:149–179.

Pries, Ludger. 2013. Neue Dynamiken inter- und transnationaler Migration. Herausforderungen für Wissenschaft und Politik. In *Transnationale Migration am Beispiel Deutschland und Türkei*. Hrsg. Barbara Pusch, 67-82. Wiesbaden: Springer Fachmedien; Imprint: Springer VS.

Schimpl-Neimanns, Bernhard. 1998. Analysemöglichkeiten des Mikrozensus. *ZUMA Nachrichten* 22:91–119.

Schittenhelm, Karin. 2004. Kulturelle Faktoren in der Analyse sozialer Ungleichheit. Junge Migrantinnen und ihr Zugang zu beruflicher Bildung und Beschäftigung. In *Soziale Ungleichheit, kulturelle Unterschiede. In München 2004*, Hrsg. Karl-Siegbert Rehberg und Dana Giesecke, 2560-2569. Frankfurt am Main: Campus.

Seibert, Holger. 2008. Junge Migranten am Arbeitsmarkt. Bildung und Einbürgerung verbessern die Chancen. *IAB Kurzbericht:*1–8.

Seibert, Holger. 2011. Berufserfolg von jungen Erwachsenen mit Migrationshintergrund. Wie Ausbildungsabschlüsse, ethnische Herkunft und ein deutscher Pass die Arbeitsmarktchancen beeinflussen. In *Integration durch Bildung. Bildungserwerb von jungen Migranten in Deutschland.* 1. Auflage, Hrsg. Rolf Becker, 197-226. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Skrobanek, Jan. 2007. Junge Migrantinnen und Migranten auf dem Weg in die Ausbildung : ungleiche Platzierung durch Diskriminierung? *Soziale Probleme* 18:113–138.

8. Anhang

Tabelle 3: Geschätzte Koeffizienten logistischer Regressionsmodelle zur Beurteilung der Wirkung von Nationalität und Qualifikation auf die Chancen von Angestellten- vs. Arbeiterpositionen

abhängige Variable: 0 = Arbeiter 1 = Angestellter	Modell 1	Modell 2
Alter	.002*	0.03*
Geschlecht, RK**: weiblich		
männlich	–1.30*	–1.70*
Nationalität und Generation, RK**: deutsch		
griechisch, 1. Generation	–2.16*	–1.53*
griechisch, 2. Generation	–.67*	–.21
italienisch, 1. Generation	–1.95*	–1.01*
italienisch, 2. Generation	–.75*	–.06
jugoslawisch, 1. Generation	–2.21*	–1.94*
jugoslawisch, 2. Generation	–.80*	–.31
portugiesisch, 1. Generation	–2.09*	–1.04*
portugiesisch, 2. Generation	–.70*	–.24
spanisch, 1. Generation	–1.80*	–1.60*
spanisch, 2. Generation	–.22	–.09
türkisch, 1. Generation	–2.82*	–2.02*
türkisch, 2. Generation	–1.60*	–.57*
Bildungsabschluss, RK**: kein Abschluss		
HS ohne berufl. Abschluss		.31*
HS mit berufl. Abschluss		1.90*
Realschule ohne berufl. Abschluss		2.57*
Realschule mit berufl. Abschluss		3.53*
FHR/Abi ohne berufl. Abschluss		3.52*
FHR/Abi mit berufl. Abschluss		4.35*
Fachhoch-/Hochschulabschluss		6.11*
Konstante (b_0)	1.22	–2.16
χ^2-Wert	15820	50268
Pseudo-R^2	.10	.31
Fallzahl	118543	118543

Quelle: anonymisierte 70 Prozent-Unterstichprobe des Mikrozensus 1996 (ZUMA-File).

Abkürzungen: HS = Hauptschule; FHR = Fachhochschulreife.

** RK: Referenzkategorie.

* $p < .05$.

Quelle: Granato, Nadia, und Frank Kalter. 2001. Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53:497-520.

Tabelle 4: Geschätzte Koeffizienten ordinaler Logitmodelle zur Beurteilung der Stellung innerhalb des Arbeiter- und Angestelltenbereichs

AV: niedrig qual./keine Führung (1) qualifiziert/keine Führung (2) qualifiziert/Führung (3)	Arbeitersegment		Angestelltensegment	
	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Alter	–.002*	.007*	–.008*	–.02*
Geschlecht, RK**: weiblich				
männlich	1.73*	1.47*	1.58*	1.32*
Nationalität und Generation, RK**: deutsch				
griechisch, 1. Generation	–1.80*	–1.05*	–1.26*	–1.14*
griechisch, 2. Generation	–.84*	–.43	–.33	–.19
italienisch, 1. Generation	–1.47*	–.69*	–.91*	–.64*
italienisch, 2. Generation	–.85*	–.26	–1.02*	–.70*
jugoslawisch, 1. Generation	–1.17*	–.96*	–.95*	–.83*
jugoslawisch, 2. Generation	–.83*	–.66*	–.82*	–.45*
portugiesisch, 1. Generation	–1.29*	–.46*	–.66	–.16
portugiesisch, 2. Generation	–.43	–.36	–.40	–.08
spanisch, 1. Generation	–1.78*	–1.31*	–.76*	–1.00*
spanisch, 2. Generation	–.56	–.31	–.42	–.18
türkisch, 1. Generation	–1.94*	–1.13*	–.88*	–.68*
türkisch, 2. Generation	–1.14*	–.59*	–1.12*	–.56*
Bildungsabschluss, RK**: kein Abschluss				
HS ohne berufl. Abschluss		.63*		–.21
HS mit berufl. Abschluss		2.56*		.64*
Realschule ohne berufl. Abschluss		1.47*		.79*
Realschule mit berufl. Abschluss		3.04*		1.43*
FHR/Abi ohne berufl. Abschluss		.65*		1.19*
FHR/Abi mit berufl. Abschluss		3.07*		1.90*
Fachhoch-/Hochschulabschluss		2.55*		3.32*
Schwellenwerte τ_1	.67	3.14	–.08	1.94
τ_2	3.17	5.82	1.93	4.09
χ^2-Wert	8686.1	15406.8	11663.6	25270.1
Pseudo-R^2	.09	.16	.08	.17
Fallzahl	49274	49274	67429	67429

Quelle: anonymisierte 70 Prozent-Unterstichprobe des Mikrozensus 1996 (ZUMA-File).

Abkürzungen: HS = Hauptschule; FHR = Fachhochschulreife.

** RK: Referenzkategorie.

* $p < .05$.

Quelle: Granato, Nadia, und Frank Kalter. 2001. Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53:497-520.

SPSS Syntax

```
* Fälle auswählen.

DATASET ACTIVATE DatenSet1.
USE ALL.
COMPUTE filter_$=(((EF43 < 8)  | (EF44 = 02  | EF44 = 06  | EF44 = 10  | EF44 = 11  | EF44
= 16  |  EF44 = 20 | EF44 = 22  | EF44 = 23)) & (EF1 <= 10)  &  (EF127 = 05  | EF127 = 06)
& ((EF32 = 1 & EF30 <= 65)  | (EF32 = 2 & EF30 <= 63))  &  (EF141 >= 15)  &  (EF338U2
~= 2)).
VARIABLE LABELS filter_$ '((EF43 < 8)  | (EF44 = 02  | EF44 = 06  | EF44 = 10  | EF44 =
11  | '+ 'EF44 = 16  | EF44 = 20 | EF44 = 22  | EF44 = 23)) & (EF1 <= 10)  &  (EF127 = 05  |
EF127 = '+ '06) & ((EF32 = 1 & EF30 <= 65)  | (EF32 = 2 & EF30 <= 63))  &  (EF141 >=
15)  &  (... (FILTER)'.
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.
FORMATS filter_$ (f1.0).
FILTER BY filter_$.
EXECUTE.

* Verallgemeinerte lineare Modelle. Modell 1 Complete Case Analysis.

GENLIN aV_Position (REFERENCE=FIRST) BY uV_EF44_Nationalität uV_Generation
KV_Geschlecht (ORDER=DESCENDING) WITH EF30
/MODEL uV_EF44_Nationalität*uV_Generation EF30 KV_Geschlecht INTERCEPT=YES
DISTRIBUTION=BINOMIAL LINK=LOGIT
/CRITERIA METHOD=FISHER(1) SCALE=1 COVB=MODEL MAXITERATIONS=100
MAXSTEPHALVING=5 PCONVERGE=1E-006(ABSOLUTE) SINGULAR=1E-012
ANALYSISTYPE=3(WALD) CILEVEL=95 CITYPE=WALD
LIKELIHOOD=FULL
/MISSING CLASSMISSING=EXCLUDE
/PRINT CPS DESCRIPTIVES MODELINFO FIT SUMMARY SOLUTION.

* Verallgemeinerte lineare Modelle. Modell 2 Complete Case Analysis.

GENLIN aV_Position (REFERENCE=FIRST) BY uV_EF44_Nationalität uV_Generation
KV_Geschlecht uV_cas96 (ORDER=DESCENDING) WITH EF30
```

```
/MODEL uV_EF44_Nationalität*uV_Generation EF30 KV_Geschlecht uV_cas96 INTER-
CEPT=YES DISTRIBUTION=BINOMIAL LINK=LOGIT
/CRITERIA METHOD=FISHER(1) SCALE=1 COVB=MODEL MAXITERATIONS=100
MAXSTEPHALVING=5 PCONVERGE=1E-006(ABSOLUTE) SINGULAR=1E-012
ANALYSISTYPE=3(WALD) CILEVEL=95 CITYPE=WALD LIKELIHOOD=FULL
/MISSING CLASSMISSING=EXCLUDE
/PRINT CPS DESCRIPTIVES MODELINFO FIT SUMMARY SOLUTION.

* Verallgemeinerte lineare Modelle. Modell 3.

GENLIN aV_EF167_StellungArbeiter (ORDER=ASCENDING) BY uV_EF44_Nationalität
uV_Generation KV_Geschlecht (ORDER=DESCENDING) WITH EF30
/MODEL uV_EF44_Nationalität*uV_Generation EF30 KV_Geschlecht DISTRIBU-
TION=MULTINOMIAL LINK=CUMLOGIT
/CRITERIA METHOD=FISHER(1) SCALE=1 COVB=MODEL MAXITERATIONS=100
MAXSTEPHALVING=5 PCONVERGE=1E-006(ABSOLUTE) SINGULAR=1E-012
ANALYSISTYPE=3(WALD) CILEVEL=95 CITYPE=WALD LIKELIHOOD=FULL
/MISSING CLASSMISSING=EXCLUDE
/PRINT CPS DESCRIPTIVES MODELINFO FIT SUMMARY SOLUTION.

* Verallgemeinerte lineare Modelle. Modell 4.

GENLIN aV_EF167_StellungArbeiter (ORDER=ASCENDING) BY uV_EF44_Nationalität
uV_Generation KV_Geschlecht uV_cas96 (ORDER=DESCENDING) WITH EF30
/MODEL uV_EF44_Nationalität*uV_Generation EF30 KV_Geschlecht uV_cas96 DISTRI-
BUTION=MULTINOMIAL LINK=CUMLOGIT
/CRITERIA METHOD=FISHER(1) SCALE=1 COVB=MODEL MAXITERATIONS=100
MAXSTEPHALVING=5 PCONVERGE=1E-006(ABSOLUTE) SINGULAR=1E-012
ANALYSISTYPE=3(WALD) CILEVEL=95 CITYPE=WALD LIKELIHOOD=FULL
/MISSING CLASSMISSING=EXCLUDE
/PRINT CPS DESCRIPTIVES MODELINFO FIT SUMMARY SOLUTION.

* Verallgemeinerte lineare Modelle. Modell 5.

GENLIN aV_EF167_StellungAngestellter (ORDER=ASCENDING) BY
uV_EF44_Nationalität uV_Generation KV_Geschlecht (ORDER=DESCENDING) WITH
```

```
EF30
/MODEL uV_EF44_Nationalität*uV_Generation EF30 KV_Geschlecht DISTRIBU-
TION=MULTINOMIAL LINK=CUMLOGIT
/CRITERIA METHOD=FISHER(1) SCALE=1 COVB=MODEL MAXITERATIONS=100
MAXSTEPHALVING=5 PCONVERGE=1E-006(ABSOLUTE) SINGULAR=1E-012
ANALYSISTYPE=3(WALD) CILEVEL=95 CITYPE=WALD LIKELIHOOD=FULL
/MISSING CLASSMISSING=EXCLUDE
/PRINT CPS DESCRIPTIVES MODELINFO FIT SUMMARY SOLUTION.

* Verallgemeinerte lineare Modelle. Modell 6.

GENLIN aV_EF167_StellungAngestellter (ORDER=ASCENDING) BY
uV_EF44_Nationalität uV_Generation KV_Geschlecht uV_cas96 (ORDER=DESCENDING)
WITH EF30
/MODEL uV_EF44_Nationalität*uV_Generation EF30 KV_Geschlecht uV_cas96 DISTRI-
BUTION=MULTINOMIAL LINK=CUMLOGIT
/CRITERIA METHOD=FISHER(1) SCALE=1 COVB=MODEL MAXITERATIONS=100
MAXSTEPHALVING=5 PCONVERGE=1E-006(ABSOLUTE) SINGULAR=1E-012
ANALYSISTYPE=3(WALD) CILEVEL=95 CITYPE=WALD LIKELIHOOD=FULL
/MISSING CLASSMISSING=EXCLUDE
/PRINT CPS DESCRIPTIVES MODELINFO FIT SUMMARY SOLUTION.
```

9. Selbstständigkeitserklärung