

Auf der Suche nach einer Erklärung für die spezifischen Arbeitsmarktnachteile von Jugendlichen türkischer Herkunft

Zugleich eine Replik auf den Beitrag von Holger Seibert und Heike Solga:
„Gleiche Chancen dank einer abgeschlossenen Ausbildung?“ (ZfS 5/2005)

In Search of an Explanation for the Specific Labor Market Disadvantages of Second Generation Turkish Migrant Children

Simultaneously a Comment on the Contribution of Holger Seibert and Heike Solga (ZfS 5/2005)

Frank Kalter

Universität Leipzig, Institut für Soziologie, Beethovenstraße 15, D-04107 Leipzig
E-mail: fkalter@sozio.uni-leipzig.de

Zusammenfassung: Zahlreiche Studien haben für den deutschen Arbeitsmarkt mittlerweile belegt, dass die Gruppe der Türken innerhalb der zweiten Generation eine gewisse Sonderrolle einzunehmen scheint: Während die schlechteren Positionierungen der Nachkommen anderer ehemaliger Arbeitsmigranten weitgehend durch formale Bildungsqualifikationen zu erklären sind, bleiben für die türkischen Jugendlichen auch unter deren Kontrolle in der Regel erhebliche Nachteile bestehen. Dies haben Holger Seibert und Heike Solga jüngst in dieser Zeitschrift noch einmal bestätigt. Wie viele andere Autoren führen sie letztlich eine spezifische Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt als Erklärung an. Dagegen wird in diesem Beitrag argumentiert, dass daneben noch weitere potenzielle Ursachen des spezifisch türkischen Nachteils denkbar sind, die theoretisch nicht weniger plausibel sind. Insbesondere ist hier der Mangel an hilfreichen Ressourcen zu nennen, etwa Unterstützungsleistungen seitens der Eltern oder vor allem auch Aufnahmeland-spezifische Kapitalien. Mit Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) wird gezeigt, dass sich die von Seibert und Solga berichteten spezifisch türkischen Nachteile in der Tat schon weitgehend durch die ethnische Zusammensetzung der Freundschaftsnetzwerke und vor allem durch unzureichende deutsche Sprachkenntnisse erklären lassen. Dieser Befund hat auch vor strengeren kausalanalytischen Betrachtungen Bestand, die durch den Längsschnittcharakter der Daten möglich sind.

Summary: A series of studies on the fate of second generation immigrant children in the German labor market has identified a special pattern among those of Turkish heritage. While the disadvantages of the descendants of other labor migrants almost completely disappear when controlling for formal qualifications, Turkish young people as a rule experience a considerable ethnic penalty. This has been confirmed once again by the recent contribution of Holger Seibert and Heike Solga in this journal. In explaining this finding they – like many others – in principle refer to Turkish-specific labor market discrimination. In this paper, however, we argue that alternative explanations for the specific pattern among second-generation Turkish participants in the labor market are also available and that they are not less convincing from a theoretical point of view. Above all, the ethnic penalty may be due to a lack of helpful resources, such as weaker parental support or capital-specific factors in the receiving society. Using data from the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP) we show that the Turkish penalties reported by Seibert and Solga can indeed largely be explained by the ethnic composition of friendship networks and German language proficiency. This finding proves to hold even when applying more strict longitudinal techniques to test the underlying causal relationships.

1. Einleitung

In einer der vergangenen Ausgaben dieser Zeitschrift haben sich Holger Seibert und Heike Solga mit den relativen Arbeitsmarktchancen ausländischer und deutscher Jugendlicher auseinandergesetzt (Seibert/Solga 2005). Im Hinblick auf die Nachfahren der Arbeitsmigranten aus den ehemaligen Anwerbestaaten kommen sie dabei zu Ergebnissen, wie sie sich grundsätzlich auch in anderen

Studien – mit verschiedenen Indikatoren des Arbeitsmarkterfolges und mit verschiedenen Datensätzen – immer wieder bestätigen (Granato 2003, Granato/Kalter 2001, Haug 2002, Kalter 2005, Kalter/Granato 2002, Konietzka/Seibert 2003). Sie lassen sich knapp in drei Punkten charakterisieren. Erstens: Die zweite Generation besitzt – verglichen mit der Referenzgruppe deutscher Jugendlicher – nach wie vor deutliche Nachteile auf dem deutschen Arbeitsmarkt. Es existiert, mit anderen Wor-

ten, auch für die zweite Generation eine beträchtliche ethnische Schichtung. Zweitens: Dies scheint vor allem eine Frage des Humankapitals zu sein, denn wenn man die schulische und vor allem auch die betriebliche Ausbildung angemessen kontrolliert, lassen sich für die meisten ethnischen Gruppen keine signifikanten Nachteile mehr feststellen. Drittens: Die türkischen Jugendlichen nehmen in dieser Hinsicht jedoch eine offensichtliche Ausnahmestellung ein. In allen oben angesprochenen Analysen sind sie unter den Gruppen ehemaliger Arbeitsmigranten stets diejenigen, die in der zweiten Generation die mit Abstand größten Nachteile unter Bildungskontrolle besitzen; sie sind in den meisten Fällen sogar die einzige Gruppe, für die diese Nachteile signifikant sind.

Wie lässt sich aber diese offensichtliche Sonderrolle erklären? Gibt es eine spezifische Diskriminierung gegenüber türkischen Jugendlichen auf dem deutschen Arbeitsmarkt? Dies ist für viele eine naheliegende und nicht selten auch die einzige Erklärung – so auch für Seibert und Solga: „Wie ausgeführt, sehen wir die Gründe der Benachteiligung in ethnienspezifischen Leistungsannahmen seitens der Beschäftigten, durch die der Signalwert eines Ausbildungsabschlusses ethnisch modifiziert wird“ (Seibert/Solga 2005: 380). Zwar fügen sie zugleich hinzu, dass man „mit den vorliegenden Daten einen Kausalzusammenhang nicht zweifelsfrei nachweisen“ (Seibert/Solga 2005: 381) könne; dennoch überrascht, dass mögliche alternative Erklärungen für die beobachtbaren ethnischen Residuen so gut wie nicht diskutiert werden. Die Diskriminierungsargumente sind jedoch – zumindest wenn man sie auf der Arbeitgeberseite unterstellt – bei näherem Hinsehen theoretisch sehr voraussetzungsreich (Kalter 2003: 81ff.) und Alternativerklärungen liegen – wie in der ethnischen Ungleichheitsforschung schon seit langem betont wird (Heath/Ridge 1983) – mindestens ebenso nahe. So wäre es unter anderem denkbar, dass die zu verzeichnenden Resteffekte auf einem Mangel an Aufnahmeland-spezifischen Kapitalien beruhen, die in den formalen Bildungsqualifikationen nicht berücksichtigt sind.

Der Beitrag von Seibert und Solga bietet somit Anlass, noch einmal nach der Plausibilität von Diskriminierungsargumenten und vor allem auch nach zusätzlichen Mechanismen zu fragen, die die offensichtliche Sonderrolle der türkischen Jugendlichen auf dem deutschen Arbeitsmarkt erklären könnten. Dies geschieht im zweiten Abschnitt dieses Beitrages in möglichster Kürze. Anschließend wird dann versucht, die angesprochenen Mechanismen empirisch zu prüfen. Dazu wird auf einen Datensatz zu-

rückgegriffen, der aus dem Sozioökonomischen Panel (SOEP) konstruiert wurde. Das genaue Vorgehen wird im dritten Abschnitt skizziert. Der vierte Teil stellt dann die Analysen dar, in denen zunächst versucht wird, dem Vorgehen bei Seibert/Solga (2005) weitgehend zu folgen. Darauf aufbauend wird dann gezielt nach den Ursachen der verbleibenden türkischen Nachteile gesucht. Die Analysen deuten darauf hin, dass diese Nachteile weniger mit einer Arbeitgeberdiskriminierung als vielmehr mit Aufnahmeland-spezifischen Kapitalien zu tun haben, insbesondere mit unzureichenden Sprachkenntnissen und mit der ethnischen Struktur von Netzwerken. Die zentralen Ergebnisse werden im abschließenden fünften Teil noch einmal genauer diskutiert.

2. Theoretische Ansätze zur Erklärung der Sonderrolle der Türken

Wie also lassen sich die relativ starken negativen Residualeffekte für die Türken der zweiten Generation erklären, die in den meisten Studien zur Arbeitsmarktpositionierung festzustellen sind? Auf welche Mechanismen lassen sich Positionierungsnachteile unter Kontrolle von Bildungsqualifikationen im Allgemeinen zurückführen? Und sind diese im Falle der türkischen Jugendlichen in der Bundesrepublik Deutschland plausibel? In diesem Abschnitt soll zunächst auf die Diskriminierungsargumente und deren theoretische Hintergründe eingegangen werden (2.1). Danach werden alternative Erklärungen für die Existenz von Residualeffekten diskutiert (2.2).

2.1 Die Plausibilität von Diskriminierungsargumenten

Die ‚einfachste‘ Erklärung für die bestehenden Nachteile unter Kontrolle von Bildungsqualifikationen wäre eine Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt, also eine Ungleichbehandlung, die direkt in der ethnischen Zugehörigkeit begründet ist. Die Sonderrolle der Türken in der zweiten Generation ließe sich dann darauf zurückführen, dass sie im Gegensatz zu den anderen ethnischen Gruppen einer *spezifischen Diskriminierung* ausgesetzt sind. Dies scheint zunächst insofern plausibel, als die Türken von allen Arbeitsmigrantengruppen nach wie vor den stärksten Vorurteilen ausgesetzt sind (Ganter 2003, Steinbach 2004). Es ist somit naheliegend, diese Befunde zur sozialen Distanz direkt mit den beobachteten Phänomenen auf dem Arbeitsmarkt in Verbindung zu bringen.

Auch Seibert und Solga (2005) folgen dieser Spur. Sie greifen dabei vor allem auf eine bestimmte Variante von Diskriminierungserklärungen, die Theorie der statistischen Diskriminierung, zurück. Sieht man sich die entsprechenden Modellierungen jedoch genauer an, so erscheint es fraglich, ob das beobachtbare Phänomen – der Residualeffekt der Jugendlichen türkischer Herkunft – mit ihnen tatsächlich plausibel zu erklären ist: In den Modellen zur statistischen Diskriminierung (Aigner/Cain 1977, Arrow 1973, England 1992: 56ff., Phelps 1972, siehe zusammenfassend: Kalter 2003: 101ff.) wird generell davon ausgegangen, dass Arbeitgeber nur unvollständige Informationen über die Leistungsfähigkeit potenzieller Arbeitnehmer, zum Beispiel eines türkischen Jugendlichen, besitzen. Sie ziehen deshalb unter Umständen deren Zugehörigkeit zu askriptiven Gruppen heran, um zu einer besseren Einschätzung der Stellenbewerber zu gelangen. Verschiedene Modelle der statistischen Diskriminierung skizzieren nun unterschiedliche Varianten, wie dies geschehen kann. In einem einfachen Modell unterstellt man, dass die Arbeitgeber zwar nicht über die individuelle Leistungsfähigkeit informiert sind, wohl aber über die durchschnittliche Leistungsfähigkeit der Gruppen, zu denen die Bewerber gehören. Für die Arbeitgeber ist es dann ökonomisch sinnvoll, die Gruppenmittelwerte als Näherungswerte für eine Einschätzung der individuellen Bewerber zu benutzen. Im Beispielfall würde der türkische Jugendliche somit individuell benachteiligt, wenn seine tatsächliche Leistungsfähigkeit über dem Gruppenmittelwert liegt. Nur: Die Gruppe der türkischen Jugendlichen *insgesamt* wird durch dieses Verfahren streng genommen nicht benachteiligt, denn es gibt durch diese Kategorisierung (genau wie in der Referenzgruppe deutscher Jugendlicher) sowohl ‚Verlierer‘ als auch ‚Gewinner‘, und im Schnitt gleicht sich dies aus. Mit anderen Worten: Das Modell kann zwar individuelle Benachteiligungen erklären, nicht aber die systematische Benachteiligung der gesamten Gruppe. Der Residualeffekt der Gruppenzugehörigkeit in einem Regressionsmodell indiziert aber den durchschnittlichen, kollektiven Effekt, d.h. er würde vor dem Hintergrund dieses Modells lediglich die zugrunde liegenden, ‚eigentlichen‘ Leistungsunterschiede zwischen den Gruppen widerspiegeln, nicht aber eine Gruppendiskriminierung.

Die zur Signaling-Theorie führende interessantere Variante statistischer Diskriminierungsmodelle geht nun davon aus, dass zur Beurteilung der Leistungsfähigkeit auch andere beobachtbare Größen herangezogen werden können, etwa Leistungstests oder

formale Bildungsabschlüsse. Es wird ferner angenommen, dass der Zusammenhang zwischen der Leistungsfähigkeit und diesen Hilfsgrößen dabei zwar eng, aber nicht perfekt ist und – das ist das Entscheidende – dass er für unterschiedliche Gruppen unterschiedlich stark ausgeprägt ist. Das bedeutet beispielsweise im Fall von Bildungsqualifikationen, dass diese im Hinblick auf die Leistungsfähigkeit für verschiedene Gruppen verschieden aussagekräftig sind, etwa für deutsche Jugendliche aussagekräftiger als für türkische. Es lässt sich zeigen (z.B. Cain 1986: 723), dass Arbeitgeber nun unter bestimmten Bedingungen einen Anreiz besäßen, die Deutschen zu bevorzugen, und zwar dann, wenn generell ein hohes Bildungsniveau vorliegt. Wenn die Bildungsqualifikationen für die Gruppe der türkischen Jugendlichen nämlich weniger aussagekräftig sind, wäre das Risiko, trotz hoher Bildungsqualifikationen einen nur gering leistungsfähigen Bewerber zu erwischen, hier höher. Aber: Mit der gleichen Logik wäre zu erwarten, dass bei vorliegendem niedrigem Bildungsniveau türkische Jugendliche bevorzugt werden müssten, denn die Wahrscheinlichkeit einer positiven Abweichung der Leistung wäre hier höher. Zu folgern wäre aus diesen Überlegungen also ein Interaktionseffekt zwischen Bildung und Gruppenzugehörigkeit, aber eben dieser Interaktionseffekt ist in den Analysen von Seibert und Solga (2005) – und für die zweite Generation auch in anderen Studien (Kalter/Granato 2002, Granato 2003) – gerade nicht nachweisbar. Darüber hinaus gilt dann wieder: Solange keine tatsächlichen Leistungsunterschiede bestehen, würde im Mittel wieder keine systematische Gruppenbenachteiligung zu erwarten sein, d.h. der Residualeffekt ‚an sich‘ (der Haupteffekt der Gruppenzugehörigkeit) ist über diesen Mechanismus allein ebenfalls wieder nicht zu erklären.

Statistische Diskriminierung im engen Sinne dieser Modelle kann die Residualeffekte somit nicht erklären, solange die Leistungsunterschiede der Gruppen im Mittel nicht wirklich verschieden sind. Was somit bliebe, wäre ein Mechanismus, den Paula England (1992: 60) zur Abgrenzung als ‚Fehlerdiskriminierung‘ bezeichnet hat, und dieser schwebt Seibert und Solga (2005) an vielen Stellen auch eher vor. Hierbei werden Gruppenunterschiede in der Leistungsfähigkeit *fälschlicherweise* unterstellt, obwohl sie tatsächlich nicht vorhanden sind. Es wird nun aber argumentiert, dass die Stabilität von Diskriminierungen aufgrund von falschen Informationen bzw. Annahmen, genau wie die aufgrund von ethnischen Präferenzen – *tastes for discrimination* im Sinne von Becker (1971) – in mittel- und lang-

fristiger Sicht fraglich ist, da Akteure mit falschen Einschätzungen auf Dauer nicht konkurrenzfähig sind (Arrow 1972: 192, 1998). Wenn die Arbeitgeber also ausreichend Zeit haben über eine bestimmte Gruppe zu ‚lernen‘ – wie dies im Falle der Türken in Deutschland der Fall ist – sollten adäquate Leistungseinschätzungen immer wahrscheinlicher werden und die genannten Quellen der Diskriminierung aussterben. Dies bleibt natürlich eine empirische Frage, zumal an anderer Stelle argumentiert wird, dass die Stabilität von Präferenzen und falschem Glauben durch Suchkosten im Markt erhöht wird (Black 1995, Borjas/Bronars 1989). Es zeigt sich aber insgesamt, dass Diskriminierungsargumente bei einem genauen Blick in die ökonomische Theorie doch sehr voraussetzungsreich sind. Bevor also aus dem Vorliegen von gruppenspezifischen Residualeffekten vorschnell auf die Existenz spezifischer Diskriminierungen rückgeschlossen wird, lohnt sich deshalb die Frage, wie solche Residualeffekte sonst noch begründet sein könnten.

2.2 Weitere Erklärungen für die ethnischen Residuen unter Bildungskontrolle

Weitere Erklärungen für die ethnischen Residualeffekte ergeben sich, wenn man bedenkt, dass Bildungsqualifikationen nicht das ganze Humankapital widerspiegeln, auf das es theoretisch für den Arbeitsmarkterfolg ankommt. Unter das Humankapital fallen ganz allgemein alle Fertigkeiten und Kenntnisse, die die Produktivität steigern. Das können neben formalen Bildungsqualifikationen eben auch noch weitere Fertigkeiten und Kenntnisse sein, etwa die auch von Seibert und Solga (2005: 367) angesprochenen ‚soft skills‘. Deren mögliche Relevanz – zumindest als kausale Ursache – stellen sie jedoch mit einem Hinweis auf die Studie von Moss und Tilly (1995) direkt wieder in Frage. Inwieweit sich diese Befunde auf die Arbeitsmarktpositionierung jugendlicher Migranten in Deutschland übertragen lassen, ist aber zunächst einmal ebenfalls eine empirisch offene Frage.

Bei der Erklärung von Migrantennachteilen spielen aber nicht nur ‚soft skills‘ im allgemeinen Sinne eine Rolle, sondern auch und vor allem die Tatsache, dass eine Reihe von Fertigkeiten und Kenntnissen spezifisch für die Aufnahmegesellschaft sind, etwa kulturelles Wissen und vor allem natürlich Sprachkenntnisse (Chiswick 1978, 1991, Friedberg 2000). Dass Aspekte des Humankapitals spezifisch für bestimmte Gesellschaften sind und nicht ohne weiteres übertragen werden können, ist zunächst einmal eine naheliegende Erklärung für eventuelle

Residualnachteile der direkten Zuwanderer, d. h. der ersten Generation. Auch für die deutsche Situation ist der Einfluss von Kenntnissen der deutschen Sprache auf Indikatoren wie das Einkommen (Dustmann/Soest 2002) oder das berufliche Prestige (Constant/Massey 2003) von Zuwanderern mittlerweile gut bestätigt. Über soziale Vererbungsmechanismen können sich entsprechende Nachteile der ersten Generation nun auch in die zweite Generation transportieren (Kalter 2003: 67ff.). Auch Seibert und Solga (2005: 367) erwähnen, dass „Kompetenzen in der Verkehrssprache“ mit den beobachtbaren Residualnachteilen zusammenhängen könnten. Allerdings sehen sie den Mechanismus lediglich in einer durch die unzureichenden Sprachkenntnisse *verzerrenden Einschätzung* der wahren Produktivität durch die Arbeitnehmer. Mit dieser Interpretation wird aber ausgeblendet, dass Sprachkenntnisse in großen Teilen des Arbeitsmarktes unmittelbar verwertbar sind und somit *ein Bestandteil* der Produktivität sind (vgl. dazu ausführlich: Esser 2005, vor allem Abschnitt 6.).

Aber nicht nur bei den Produktivitätseinschätzungen der Arbeitgeber spielen Sprachkenntnisse und andere spezifische Kapitalien eine wichtige Rolle: Sie sind auch für die Effektivität des Suchverhaltens auf Seiten des Arbeitnehmers von ganz entscheidender Bedeutung. Damit ergibt sich ein allgemeiner und vielleicht der zentrale Kritikpunkt an den theoretischen Ausführungen von Seibert und Solga (2005): Prozesse auf Seiten der Arbeitnehmer bleiben völlig ausgeblendet und somit auch mögliche weitere Quellen der ethnischen Ungleichheit, die aus diesen resultieren. Wie sich mit Modellen der ökonomischen Suchtheorie (z. B. Stigler 1961, McCall 1970, Devine/Kiefer 1991) leicht begründen lässt, können auch höhere Suchkosten aufgrund von mangelnden – eventuell gesellschaftsspezifischen – Ressourcen zu suboptimalen bzw. weniger erfolgreichen Verhaltensweisen von Migranten führen (Kalter/Kogan 2006). Niedrigere Erfolgsaussichten aufgrund einer wahrgenommenen, nicht notwendigerweise aber auch tatsächlich gegebenen Diskriminierung wären ein weiterer Grund.

Setzt man den theoretischen Fokus stärker auf das Suchverhalten der Jugendlichen, so wird auch verständlich, warum neben dem Humankapital der Jugendlichen noch andere Kapitalien für die Erreichung guter Erträge bzw. Positionen auf dem Arbeitsmarkt nützlich sind. Und mit diesem Grundargument lässt sich direkt an entsprechende Befunde der allgemeinen sozialen Ungleichheitsforschung anschließen. An erster Stelle ist hier an den Einfluss elterlicher Ressourcen zu denken, die mit deren so-

zio-ökonomischem Status zusammenhängen. Die *soziale Herkunft* wirkt sich zwar vor allem indirekt über den Bildungserfolg aus, kann aber durchaus auch einen davon unabhängigen direkten Effekt auf den Arbeitsmarkterfolg besitzen, ganz trivial etwa dadurch, dass Geld in die Arbeitsplatzsuche der Kinder oder in erfolgversprechende Zusatzqualifikationen investiert wird. Da die Türken unter allen Arbeitsmigrantengruppen der ersten Generation strukturell am schlechtesten platziert sind, wäre auch dies eine mögliche Ursache für die besonderen Nachteile der zweiten Generation.

Neben den elterlichen Ressourcen kann es dann nicht zuletzt hilfreich sein, die Ressourcen anderer Personen zu mobilisieren, d. h. das soziale Kapital einzusetzen. Es ist seit langem bekannt, dass viele Arbeitsplätze zumindest indirekt über Freundschafts- und Bekanntschaftsbeziehungen vermittelt sind (Granovetter 1995). Das liegt daran, dass Beziehungen für den Arbeitnehmer einerseits eine kostengünstige Informationsquelle darstellen und dass andererseits Empfehlungen Dritter eine kostengünstige Basis für die Screening-Prozesse der Arbeitgeber sind (Montgomery 1991). Deshalb sind soziale Netzwerke bzw. die damit verbundenen Ressourcen unter Umständen wichtige unabhängige Determinanten des Arbeitsmarkterfolges. Und: Aus diesem allgemeinen Mechanismus können wiederum spezifische Nachteile für Migranten entstehen. Die Netzwerke von Migranten unterscheiden sich empirisch von den Netzwerken der Einheimischen u. a. im Hinblick auf die ethnische Zusammensetzung. Ethnisch homogene Beziehungen können aber nur die Ressourcen mobilisieren, die innerhalb der ethnischen Gruppe vorhanden sind. Liegt nun empirisch eine ethnische Schichtung vor, etwa in der ersten Generation, so sind innerethnische Beziehungen *ceteris paribus* weniger hilfreich als Beziehungen zu den ‚Einheimischen‘ der Aufnahmegesellschaft (Portes/Rumbaut 2001: 48), und dies gilt auch für die zweite Generation! Bereits vorliegende Studien zeigen nun, dass die türkischen Jugendlichen deutlich stärker zu eigenethnischen Freundschaftsnetzwerken neigen als die anderen Gruppen der zweiten Generation (Haug 2003). Das heißt, die geringere *soziale Assimilation* könnte eine weitere plausible Ursache für die beobachtbare Sonderrolle auf dem deutschen Arbeitsmarkt sein.

Zu beachten ist allerdings, dass dieses Argument in der aktuellen Migrationssoziologie nicht unwidersprochen geblieben ist. So wird beispielsweise im Konzept der *Segmented Assimilation* (Portes/Zhou 1993, Portes 1995b: 251, Zhou 1997) betont, dass eigenethnische Beziehungen unter Umständen auch

einen relativen Vorteil versprechen können. Dies ist vor allem dann vorstellbar, wenn eine ethnische Gruppe Diskriminierungen ausgesetzt ist und bestimmte Opportunitäten der Aufnahmegesellschaft dadurch verschlossen sind. Die ethnische Enklave kann dann einen Ersatzmarkt bieten, auf dem tendenziell bessere Möglichkeiten zur Verfügung stehen. Zusätzlich bietet die ethnische Enklave auch eine gewisse Nischenökonomie, die durch die (starke) Präsenz einer ethnischen Gruppe erst zustande kommt (Portes 1995a: 25f.); man denke im vorliegenden Fall nur an türkische Restaurants, Reisebüros oder sonstige spezifische Dienstleistungsbereiche. Die Frage, ob ethnisch homogene Netzwerkstrukturen einen negativen oder vielleicht sogar einen positiven Effekt haben, bleibt deshalb ebenfalls eine empirische. Bei der Suche nach einer Erklärung für die Sonderrolle türkischer Jugendlicher auf dem deutschen Arbeitsmarkt lassen sich somit eventuell auch Erkenntnisse gewinnen, die über den konkreten Anwendungsfall hinaus für allgemeinere Debatten in der Migrationssoziologie relevant sind.

3. Daten and Variablen

Wie der letzte Abschnitt zeigt, lassen sich die beobachtbaren Residualeffekte türkischer Jugendlicher bei der Arbeitsmarktpositionierung potenziell durchaus durch verschiedene Mechanismen erklären. Im Folgenden soll nun untersucht werden, welche dieser Mechanismen möglicherweise empirisch relevant sind. Dazu werden Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) herangezogen (Haisken-DeNew/Frick 2004). Im Vergleich zum Mikrozensus, auf den sich Seibert und Solga (2005) stützen, liegt ein relativer Vorteil des SOEP darin, dass es eine Reihe von Indikatoren für die oben angesprochenen Konstrukte enthält, insbesondere für wichtige gesellschaftsspezifische Kapitalien. Es erlaubt somit zumindest ansatzweise eine nähere Überprüfung entsprechender Thesen. Über diesen offensichtlichen Vorzug hinaus gewinnt man durch den grundsätzlichen Längsschnittcharakter besondere Analysemöglichkeiten. Die relativen Nachteile liegen hingegen zum einen in den wesentlich geringeren Fallzahlen, zum anderen in den typischen Stichprobenverzerrungen, die sich aus der Paneldynamik ergeben können und die nur bedingt zu korrigieren sind. Da das Interesse im Folgenden jedoch typischen Variablenzusammenhängen und nicht etwa Punktschätzungen gilt, fällt dieser Nachteil weniger ins Gewicht. Zudem bieten die Mikrozensusanalysen von Seibert und Solga (2005) im Hinblick auf zentrale Befunde an vielen Stellen Vergleiche, d. h. Möglich-

Tabelle 1 Verfügbare Personenjahre nach Vorauswahl

Alter	Geburtsland beider Eltern			gesamt
	Deutschland	Türkei	anderes früheres Anwerbeland	
17	642	100	150	892
18	918	174	223	1,315
19	1,011	218	267	1,496
20	928	216	262	1,406
21	828	218	234	1,280
... X ...				
34	112	25	18	155
35	75	13	7	95
36	33	6	5	44
gesamt	9,277	2,157	2,254	13,688
Personen	1543	315	383	2241

keiten die Stärke etwaiger Verzerrungen einzuschätzen.

Für die Zwecke der Untersuchung wird in mehreren Schritten ein Längsschnittdatensatz konstruiert. In den ersten 20 Wellen des SOEP, die hier zugrunde gelegt werden, wurden Informationen von insgesamt 55439 Personen erhoben, wobei die klassischen Arbeitsmigrantengruppen überrepräsentiert sind.¹ Für die Analysen werden zunächst alle Personen (n = 5179) ausgewählt, die im Alter von 17 befragt wurden. Für diese Gruppe stehen noch reichhaltige Informationen über den familiären Hintergrund zur Verfügung. Es werden ferner nur die berücksichtigt, für die Interviews von beiden Elternteilen im SOEP vorliegen (n = 4653) und deren Elternteile beide entweder in Deutschland („Deutsche“), der Türkei („Türken“) oder in einem anderen – aber dem jeweils gleichen – der ehemaligen Anwerbeländer Italien, Spanien, Griechenland, Portugal oder (Ex-)Jugoslawien („andere Arbeits-

migranten“) geboren wurden. Alle anderen Fälle werden aus den Analysen ausgeschlossen. Die Definition der ethnischen Zugehörigkeit beruht hier also auf dem Geburtsland der Eltern, nicht auf der Staatsangehörigkeit. Genau wie bei Seibert und Solga (2005) werden ferner Befragte ausgeschlossen, die nicht in Deutschland geboren und erst mit 15 Jahren oder älter nach Deutschland eingereist sind. Damit bezieht sich die Analyse auf zunächst 3030 Personen, nämlich auf 2151 Deutsche, 411 türkische Jugendliche und 468 Jugendliche mit Herkunft aus den übrigen Anwerbeländern. Solange Angaben im SOEP zur Verfügung stehen, werden diese nun über die Jahre weiterverfolgt, wodurch ein Längsschnitt-Datensatz aufgebaut wird. Insgesamt liegen Informationen über 22169 Personenjahre vor, dabei 3177 von türkischen Jugendlichen und 3315 von anderen Jugendlichen mit Migrationshintergrund.

Um die Analysen mit denen von Seibert und Solga (2005: 370) vergleichbar zu halten, werden nun Personenjahre entfernt, in denen ein Hochschul- oder Fachhochschulabschluss vorliegt. Außerdem werden nur Personenjahre behalten, in denen die entsprechende Person als Erwerbssperson gilt, sie sich also nicht in Schule, Ausbildung, Studium, Mutterschaftsurlaub oder Wehr-/Zivildienst befindet. Tabelle 1 beschreibt die sich somit ergebenden Fallzahlen und die grundsätzliche Datenstruktur.

Die Konstruktion der zentralen Variablen lehnt sich nun möglichst eng an die entsprechenden Vorgaben bei Seibert und Solga (2005) an; diese konnten aber nicht immer genau eingehalten werden. Die erste

¹ Die deskriptiven Statistiken werden getrennt für die einzelnen ethnischen Gruppen ausgegeben (siehe Tabelle 1), und die multivariaten Analysen beruhen weitgehend auf logistischen Regressionsmodellen, die unverzerrte Schätzungen von Koeffizienten und Standardfehlern liefern, wenn eine endogene Schichtung vorliegt (Hosmer/Lemeshow 1989: 177). Auf Designgewichtungen wird deshalb insgesamt verzichtet. Zu beachten ist jedoch, dass infolge des komplexen Designs des SOEP auch innerhalb der unterschiedlichen ethnischen Gruppe keine einfachen Zufallsstichproben vorliegen. Hinzu kommt das schon angesprochene Problem etwaiger selektiver Panelfälle.

zentrale Variable *Erwerbstätigkeit* kontrastiert die momentan beschäftigten (1) gegen die nicht beschäftigten Erwerbspersonen (0).² Die zweite zentrale abhängige Variable, die *qualifizierte Tätigkeit*, wird aus einer Rekodierung des EGP-Schemas (Erikson et al. 1979) gewonnen, das von der SOEP-Arbeitsgruppe als zeitveränderliches Merkmal bereitgestellt wird.³ Analog dem Vorgehen von Seibert und Solga (2005) werden die Bildungsqualifikationen durch die Schulbildung (kategorial) und eine zusätzliche Dummy-Variable für die berufliche Ausbildung erfasst. Alle bislang genannten Variablen werden dabei als zeitveränderliche Größen behandelt. Neben der *ethnischen Zugehörigkeit* (zeitkonstant), deren Definition oben beschrieben ist und die also drei Ausprägungen besitzt, gehen als Kontrollvariablen das *Alter* (zeitveränderlich), das *quadrierte Alter* (zeitveränderlich) und das *Geschlecht* (zeitkonstant) mit in die Analysen ein. Ferner wird in der Regel das *Jahr der Befragung* durch eine Dummy-Variable kontrolliert.

Während alle diese Variablen benötigt werden, um die grundsätzlichen Analysen von Seibert und Solga (2005) zu reproduzieren, wird mit weiteren Variablen versucht, die in Abschnitt 2.2 genannten Mechanismen abzubilden. Der sozio-ökonomische Hintergrund wird zum einen durch die *Bildungsjahre des Vaters* (zeitkonstant) erfasst, zum anderen durch den *beruflichen Status des Vaters* (zeitkonstant), gemessen anhand des International Socio-Economic Index (ISEI) nach Ganzeboom (Ganzeboom et al. 1992, Ganzeboom/Treiman 1996). Maßgebend ist dabei jeweils der Wert des Jahres, in dem der Befragte selbst 17 Jahre alt war. Wenn der entsprechende ISEI-Wert nicht vorliegt, wird dies durch eine Dummy-Variable kontrolliert.

Neben Informationen über den sozio-ökonomischen Hintergrund stellt das SOEP, wie schon erwähnt, auch Indikatoren für zentrale Aufnahme-

land- oder Herkunftsland-spezifische Kapitalien zur Verfügung. In den nachfolgenden Analysen ist dabei zum einen der *Anteil von Deutschen unter den besten Freunden* von Bedeutung. Im Laufe der ersten 20 Wellen wurden bislang sechs Mal (nicht immer auch für die Deutschen) nähere Informationen zu den bis zu drei Personen erhoben, die ein Befragter als beste Freunde betrachtet. Die Variable drückt nun den Anteil derjenigen unter den genannten aus, die die deutsche Staatsangehörigkeit besitzen. Die Werte durch die fehlenden Jahre werden durch die letzte davor verfügbare Messung ersetzt. Fehlt die Information zu Beginn des Beobachtungsintervalls, so wird die erste verfügbare Information rückwirkend ergänzt. Die Variable lässt sich insbesondere auch für die Referenzgruppe der deutschen Jugendlichen ohne Migrationshintergrund sinnvoll rekonstruieren. Eine weitere zentrale Variable gesellschaftsspezifischen Kapitals sind dann zum anderen die Deutschkenntnisse. Sie resultiert aus einer subjektiven Selbsteinschätzung der Fertigkeiten im Sprechen und wird im SOEP angelehnt an Schulnoten erfasst (1 = sehr gut, 5 = sehr schlecht). Um in der Interpretation positiv von *Deutschkenntnissen* sprechen zu können, wird die Variable so rekodiert, dass 0 den Wert ‚sehr gut‘ und -4 nunmehr den Wert ‚sehr schlecht‘ repräsentiert. Die entsprechende Frage ist im SOEP in der Regel alle zwei Jahre enthalten. Somit kann auch diese Variable prinzipiell zeitveränderlich erfasst werden, wobei die fehlenden Jahre – ähnlich wie bei dem Anteil deutscher Freunde – durch den letzten vorher gemessenen Wert ersetzt werden. Die Deutschkenntnisse werden im SOEP jedoch nicht für alle Personen erhoben, insbesondere nicht für in Deutschland geborene Deutsche. In den multivariaten Analysen wird für die Referenzgruppe daher an dieser Stelle der Wert von 0 (= ‚sehr gut‘) eingesetzt. Damit sind die ethnischen Effekte unter Kontrolle dieser Sprachvariable immer zu interpretieren als verbleibender Nachteil eines Migrantenjugendlichen mit sehr guten Deutschkenntnissen im Vergleich zur gesamten – in dieser Hinsicht nicht weiter differenzierbaren – Referenzgruppe.

4. Ergebnisse

In diesem Abschnitt sollen die konkurrierenden Erklärungen für die spezifischen Arbeitsmarktnachteile Jugendlicher türkischer Herkunft nun genauer geprüft werden. Dies geschieht in drei Unterabschnitten. Zunächst (4.1) erfolgt ein erster deskriptiver Blick auf Kennziffern der Verteilung der Variablen nach verschiedenen Gruppen, um die Un-

² Die Variable ergibt sich aus der von der SOEP-Arbeitsgruppe generierten Variable ‚labor force status‘ für die einzelnen Jahre. Die Personenjahre mit den Ausprägungen in Schule (Ausbildung, Studium), Mutterschaftsurlaub oder Wehr-/Zivildienst werden dabei – wie im Text beschrieben – als missing values behandelt. Die Variable erhält den Wert 1, wenn die Kategorie ‚erwerbstätig‘ oder ‚erwerbstätig, aber nicht in den letzten sieben Tagen‘ vorliegt, sonst den Wert 0.

³ Genauer werden die EGP-Klassen I, II, III, V, VI zu 1 und VII zu 0 kodiert. Die EGP-Klassen IV werden als fehlende Werte behandelt. Die grundsätzlichen Folgerungen in den nachstehenden Abschnitten ändern sich nicht, wenn man die Kategorie IIIb zu 0 kodiert, also als nicht-qualifizierte Tätigkeiten behandelt.

terschiede in der Arbeitsmarktpositionierung anhand der hier benutzten Daten aufzuzeigen und gleichzeitig die Randbedingungen potenzieller Erklärungen zu prüfen. Danach (4.2) wird dann zunächst das eigentliche Explanandum, der spezifische Residualeffekt der Gruppe der Türken bestimmt, indem versucht wird, die Analysen von Seibert und Solga (2005) möglichst eng nachzuvollziehen. Im gleichen Zuge wird geprüft, ob bzw. inwieweit sich dieser spezifische Nachteil durch Variablen, die mit den im zweiten Erklärungsabschnitt skizzierten Erklärungsmöglichkeiten in Verbindung stehen, erklären lassen. Das Vorgehen wirft dabei einige naheliegende methodische Einwände auf, denen im letzten Teil (4.3) noch einmal genauere Aufmerksamkeit geschenkt wird. Dabei kann die grundsätzliche Panelstruktur der Daten mit gezielteren Methoden genutzt werden.

4.1 Ethnische Unterschiede in Merkmalen der Arbeitsmarktpositionierung und wichtigen unabhängigen Variablen

Tabelle 2 zeigt wichtige Prozent- bzw. Mittelwerte aller Variablen, die in den Analysen Verwendung finden, getrennt nach den drei unterschiedenen eth-

nischen Gruppen. Blickt man zunächst auf die erste zentrale abhängige Variable bei Seibert und Solga (2005), so ergibt sich im hier verwendeten Datensatz, dass 86.7 % aller 1543 deutschen Jugendlichen, die Personenjahre nach Tabelle 1 liefern, mindestens einmal im Laufe der Beobachtungszeit erwerbstätig waren. Bei den türkischen Jugendlichen sind es 85.1 % (von 315) und damit nicht deutlich weniger. Berechnet man allerdings den Mittelwert der durchschnittlichen Erwerbsrate pro Person über die Jahre, so liegen die Deutschen mit 75.3 % signifikant über den Türken. Das Niveau liegt somit insgesamt unter den von Seibert und Solga (2005: 373) berichteten Zahlen, allerdings betrachten diese die spezielle Gruppe der 26- bis 27-Jährigen und gehen von einer leicht anderen Definition der Variable Erwerbstätigkeit aus. Die Werte der Jugendlichen anderer Herkunft liegen im SOEP in beiden Sichtweisen über denen der Deutschen, was in den Mikrozensus-Analysen nicht der Fall ist und schwerlich durch die leichten Variationen in Variablendefinition und Zielgruppe zu erklären ist. Dies könnte somit ein Hinweis auf eine positive Selektivität dieser Gruppe im SOEP sein.

Bei vorhandener Erwerbstätigkeit folgen die Kennziffern der genaueren beruflichen Positionierung

Tabelle 2 Prozent- und Mittelwerte zentraler Variablen

	deutsch	(1)	türkisch	(2)	andere Arb.mig.
Prozentwerte:					
jemals erwerbstätig ^{a)}	86.7 % (1543)		85.1 % (315)	*	91.9 % (383)
jemals qualifizierte Tätigkeit ^{a)} (wenn erwerbstätig)	88.9 % (1272)	*	77.8 % (257)	*	86.3 % (342)
jemals mit Ausbildung ^{a)}	81.3 % (1543)	*	67.3 % (315)	*	78.3 % (383)
mindest. Realschulabschluss ^{a)}	63.0 % (1543)	*	39.4 % (315)		45.2 % (383)
weiblich	47.7 % (1543)		42.9 % (315)		47.5 % (383)
Mittelwerte:					
erwerbstätig ^{b)}	75.3 % (1543)	*	67.7 % (315)	*	78.9 % (383)
qualifiziert ^{b)} (wenn erwerbstätig)	81.4 % (1272)	*	62.3 % (257)	*	75.5 % (342)
mit Ausbildung ^{b)}	67.7 % (1543)	*	46.4 % (315)	*	60.1 % (383)
Alter ^{c)}	21.0 (1543)	*	21.6 (315)	*	20.9 % (383)
Bildungsjahre des Vaters	11.6 (1478)	*	9.2 (305)		9.1 (368)
ISEI Vater	44.7 (1097)	*	30.3 (217)	*	32.1 (301)
Sprachprobleme: deutsch ^{c)}	0 (gesetzt)	(*)	-.66 (309)	*	-.40 (380)
Anteil deutsche Freunde ^{c)}	97.4 % (1122)	*	34.0 % (286)	*	50.9 % (347)

(1) * = Differenz zwischen Deutschen und Türken signifikant auf 5 %-Niveau (zweiseitiger Test)

(2) * = Differenz zwischen Türken und anderen Migranten signifikant auf 5 %-Niveau (zweiseitiger Test)

^{a)} eine Person erhält den Wert 1, wenn sie über alle vorhandenen Altersjahre mindestens einmal den Wert 1 aufweist, 0 wenn sie in allen vorhandenen Jahren den Wert 0 aufweist

^{b)} berechnet wird zunächst der Prozentwert über die Jahre pro Person, dann der Mittelwert über die Prozentwerte

^{c)} berechnet wird zunächst der Mittelwert über die Jahre für eine Person, dann der Mittelwert über die Personen in Klammern: Fallzahlen

dann jedoch auch insgesamt den bekannten Mustern: Egal, ob man den Anteil der türkischen Jugendlichen, die jemals eine qualifizierte Tätigkeit ausübten (77.8 %), oder deren mittlere Quote an qualifizierten Tätigkeiten über die Jahre (62.3 %) betrachtet, die Werte liegen jeweils deutlich unter denen der anderen Migranten (86.3 % bzw. 75.5 %) und diese liegen im Niveau wiederum jeweils klar unter denen der deutschen Jugendlichen (88.9 % bzw. 81.4 %).

Der weitere Blick auf Tabelle 2 bestätigt, dass die beobachtbaren beruflichen Positionierungsunterschiede zwischen den Gruppen mit großen Unterschieden in der Ausstattung mit formalen Bildungsqualifikationen einhergehen. Dies betrifft die schulischen und die beruflichen Qualifikationen gleichermaßen. Während beispielsweise 63 % der deutschen Jugendlichen im Datensatz mindestens einen Realschulabschluss aufweisen, sind dies nur 39 % bei den türkischen Jugendlichen und 45 % bei den Jugendlichen mit anderem Migrationshintergrund. Ähnlich gestalten sich die Unterschiede im Hinblick auf die bei Seibert und Solga (2005) im Vordergrund stehende berufliche Ausbildung. 81 % der Deutschen im Datensatz können im Laufe der zur Verfügung stehenden Jahre eine Ausbildung aufweisen, bei den Türken sind es hingegen nur 67 %, bei den anderen immerhin 78 %. Berechnet man das durchschnittliche Ausbildungsniveau über die Jahre pro Person, so fallen die Unterschiede sogar noch etwas größer aus. Es liegt bei den deutschen Jugendlichen bei knapp 68 %, bei den türkischen hingegen nur bei knapp über 46 % und die anderen nehmen mit 60 % auch hier wieder die Mittelposition ein.

Tabelle 2 verdeutlicht aber auch, dass sich die türkischen Jugendlichen nicht nur im Hinblick auf das Schul- und Ausbildungsniveau deutlich von den anderen Gruppen unterscheiden. Auch im Hinblick auf Variablen, die mit den in Abschnitt 2 skizzierten Mechanismen einer Benachteiligung in Verbindung stehen, zeigen sich Unterschiede, die eine Sonderrolle der Türken plausibel machen könnten: So ergeben sich – wenn man die Bildungsjahre des Vaters als Indikator nimmt – deutliche Nachteile in der sozialen Herkunft im Vergleich zu den Deutschen. Nimmt man die berufliche Stellung des Vaters als Indikator, so gilt dies zusätzlich auch gegenüber den anderen Jugendlichen mit Migrationshintergrund. Schließlich deuten auch die Indikatoren Aufnahmeland-spezifischen Kapitals in eine eindeutige Richtung. Die türkischen Jugendlichen berichten signifikant geringere Kenntnisse der deutschen Sprache als die anderen Jugendlichen nicht-deutscher Herkunft. Außerdem weisen sie ein deutlich

geringeres Ausmaß an Freundschaftsbeziehungen zu Deutschen auf.

4.2 Spezifische Residualeffekte der Türken und ihre Erklärung

Im nächsten Schritt wird nun zunächst versucht, die Analysen von Seibert und Solga (2005) mit den vorhandenen Daten und Variablen zu replizieren. Der Fokus richtet sich dabei zunächst auf die Erklärung ethnischer Unterschiede im Hinblick auf die Erwerbstätigkeit. Modell 1 in Tabelle 3a versucht in diesem Sinne die Modelle 2 in Tabelle 2 und Tabelle 3 von Seibert und Solga (2005: 374f.) nachzubilden. Da die vorhandenen Fallzahlen weit unter den im Mikrozensus verfügbaren liegen, werden allerdings keine getrennten Modelle für beide Geschlechter geschätzt. Dafür wird jedoch ein Interaktionsterm aus Ausbildungsvariable und Geschlecht mit aufgenommen. Es ist auch noch einmal daran zu erinnern, dass die Definitionen der ethnischen Gruppen und der abhängigen Variable von denen bei Seibert und Solga (2005) abweichen. Im direkten Vergleich mit deren Ergebnissen ist ferner zu beachten, dass hier keine Odds-Ratios, sondern Log-Odds-Effekte logistischer Regressionen dargestellt sind. Letztere sind wegen der Panelstruktur als Random-Effects-Modelle implementiert.⁴

Trotz dieser Abweichungen lassen sich die zentralen Befunde von Seibert und Solga (2005: 374f.) aber auch in dieser Analyse wiederfinden: Ein Ausbildungsabschluss steigert die Erwerbschancen von Jugendlichen gewaltig (das Odds-Ratio beträgt hier sogar 15.4), für Frauen allerdings etwas weniger als für Männer: Das Odds-Ratio des Interaktionsterms $\exp(-.36) = .70$ entspricht dem von Seibert und Solga (2005: 376) berichteten. Am wichtigsten ist in unserem Zusammenhang aber sicherlich, dass sich

⁴ Im einfachsten Fall eines Random-Effects-Modell (vgl. etwa Wooldridge 2003: 469ff.) mit einer metrischen abhängigen Variable Y und einer ebenfalls metrischen unabhängigen Variable X wird der Zusammenhang modelliert als:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + v_i + \epsilon_{it}$$

Dabei kennzeichnet y_{it} den Wert der Variable Y für Individuum i zum Zeitpunkt t und x_{it} den entsprechenden Wert der X-Variable. Im Gegensatz zu einem ‚üblichen‘ Regressionsmodell ist der Fehlerterm dabei in zwei Komponenten zerlegt, einen individuen- und zeitvariablen Fehlerterm ϵ_{it} und einen individuen-spezifischen Fehlerterm v_i , der als über die Zeit hinweg konstant und prinzipiell als Zufallsvariable – daher der Name des Modells – aufgefasst wird. Hier wird die Logit-Variante eines solchen Modells benutzt.

Tabelle 3a Ausgewählte Koeffizienten logistischer Regressionsmodelle zur Analyse ethnischer Unterschiede in der Erwerbstätigkeit

abhängige Variable:erwerbstätig	Random-Effects ^{a)}			Fixed-Effects	
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	gesamt	nur Migranten
türkisch	-.31 (.14)	-.62 (.15)	-.22 (.20)		
andere Arbeitsmigranten	.25 (.14)	-.07 (.15)	.23 (.18)		
weiblich	-.26 (.13)	-.27 (.13)	-.30 (.14)		
Ausbildung	2.73 (.12)	2.69 (.12)	2.57 (.13)	2.27 (.16)	1.25 (.23)
Ausbildung × weiblich	-.36 (.16)	-.31 (.17)	-.30 (.17)	-.68 (.21)	.40 (.35)
Bildung Vater in Jahren		-.09 (.03)	-.08 (.03)		
Vater ISEI		-.01 (.00)	-.01 (.01)		
Anteil deutsche Freunde			.33 (.18)	.21 (.22)	.19 (.23)
Deutschkenntnisse			.19 (.09)	.24 (.11)	.24 (.11)
N Personenjahre	13688	13219	12039	6250	2366
N Personen	2241	2151	1690	753	293
chi2	1182.9	1156.3	982.0	408.3	84.0
rho	.43	.44	.44		

^{a)} ebenfalls kontrolliert: Schulbildung, Alter, Alter quadriert, Befragungsjahr, Vater ISEI missing (Dummy)

fett: $p < .05$; in Klammern: Standardfehler

(Hausman-Test zwischen Modell 3 und Fixed-Effects-gesamt hochsignifikant: $p < .001$)

der eingangs zitierte Befund eines spezifischen Residualnachteils der Türken auch mit diesen Daten und in dieser Darstellung ein weiteres Mal zeigt: Die türkischen Jugendlichen haben auch dann signifikant geringere Erwerbschancen, wenn man die formalen Bildungsqualifikationen – neben der schulischen insbesondere also auch die berufliche Ausbildung – kontrolliert. Der Koeffizient der Gruppenmitgliedschaft ist mit einem Wert von $-.31$ signifikant (auf 5 %-Niveau) von 0 verschieden. Die Jugendlichen anderer Herkunft weisen dann jedoch keinen Nachteil mehr auf, sind in diesen Daten dann sogar leicht – wenn auch nicht signifikant – im Vorteil (Koeffizient: $+.25$).

Lässt sich diese Sonderrolle nun vielleicht – wie im zweiten Abschnitt skizziert – durch den sozioökonomischen Hintergrund erklären? Modell 2 in Tabelle 3a zeigt, dass dies nicht der Fall ist. Im Gegen-

teil: Da sich die Bildungserfahrung und der berufliche Status des Vaters in der zugrundeliegenden spezifischen Subpopulation sogar negativ auf die Erwerbsbeteiligung auswirken⁵, vergrößert sich das Ausgangsrätsel sogar. Der negative Koeffizient der Türken nimmt nun betragsmäßig zu ($-.62$).

In Modell 3 werden nun die beiden Indikatoren für gesellschaftsspezifische Kapitalien hinzugefügt. Wie im zweiten Abschnitt argumentiert, wirkt sich ein

⁵ Kontrastiert man nur erwerbstätig vs. arbeitslos, so zeigen sich hingegen (nicht signifikante) positive Effekte beider Variablen. Die hier entstehenden negativen Effekte hängen somit vor allem damit zusammen, dass Jugendliche mit höheren Werten auf diesen Variablen relativ häufiger zu der nicht näher spezifizierten Kategorie ‚nicht erwerbstätig‘ (ohne arbeitslos im engeren Sinne zu sein) neigen.

Tabelle 3b Ausgewählte Koeffizienten logistischer Regressionsmodelle zur Analyse ethnischer Unterschiede im Hinblick auf eine qualifizierte Tätigkeit

abhängige Variable: qualifizierte Tätigkeit	Random-Effects ^{a)}			Fixed-Effects	
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	gesamt	nur Migranten
türkisch	-1.28 (.21)	-1.16 (.23)	-.43 (.28)		
andere Arbeitsmigranten	-.27 (.19)	-.20 (.21)	.35 (.25)		
weiblich	-.09 (.21)	-.10 (.21)	-.14 (.23)		
Ausbildung	1.65 (.15)	1.61 (.15)	1.54 (.16)	1.24 (.17)	1.33 (.25)
Ausbildung × weiblich	-.62 (.22)	-.54 (.22)	-.39 (.24)	-.34 (.28)	-.31 (.45)
Bildung Vater in Jahren		-.05 (.04)	-.04 (.04)		
Vater ISEI		.02 (.01)	.03 (.01)		
Anteil deutsche Freunde			.66 (.22)	.66 (.26)	.84 (.27)
Deutschkenntnisse			.27 (.12)	.30 (.14)	.30 (.14)
N Personenjahre	10329	10017	9208	2914	1216
N Personen	1871	1798	1477	355	160
chi ²	399.3	401.6	365.4	86.5	56.1
rho	.66	.66	.67		

^{a)} ebenfalls kontrolliert: Schulbildung, Alter, Alter quadriert, Befragungsjahr, Vater ISEI missing (Dummy)

fett: $p < .05$; in Klammern: Standardfehler

(Hausman-Test zwischen Modell 3 und Fixed-Effects-gesamt hochsignifikant: $p < .001$)

Mehr an Deutschen unter den besten Freunden tendenziell positiv auf die Erwerbschancen aus. Der Effekt ist dabei allerdings nicht auf 5 %-Niveau, wohl aber auf 10 %-Niveau signifikant. Noch deutlicher ist der Einfluss der Sprache. Gute Deutschkenntnisse erhöhen die Erwerbschancen signifikant. Unter Kontrolle beider Variablen verringert sich nun auch der Koeffizient der Türken beträchtlich und ist mit einem Wert von $-.22$ nun nicht mehr signifikant von Null verschieden.⁶ Gesellschafts-

spezifische Kapitalien spielen somit bei der Erklärung der ethnisch differentiellen Erwerbschancen eine entscheidende Rolle. Für türkische Jugendliche mit sehr guten Deutschkenntnissen besteht unter Berücksichtigung der übrigen Kovariaten kein nennenswerter Residualeffekt mehr.

Ähnliches gilt, sehr viel deutlicher noch sogar, wenn man sich den Zugang zu einer qualifizierten Beschäftigung anschaut. Tabelle 3b zeigt die Ergebnisse entsprechender Modellschätzungen. Modell 1 lehnt sich dabei wieder an die Analysen von Seibert und Solga (2005: 378f.), genauer an deren Modelle 2 in den Tabellen 4 und 5, an. Es zeigt sich auch in den SOEP-Daten, dass vor allem der Ausbildungsabschluss einen Schlüssel zum Zugang zu qualifizierten Tätigkeiten darstellt (Koeffizient: 1.65), für Männer signifikant stärker als für Frauen (Interak-

⁶ Der Koeffizient für die Türken ändert sich in Modell 1 nicht und in Modell 2 nur minimal ($-.56$), wenn man die Analysen dort auf die in Modell 3 noch zur Verfügung stehenden Fälle beschränkt. Die Änderungen des ethnischen Residualeffektes sind also nicht auf die Selektivität von Missing values bei den neu hinzukommenden Variablen zurückzuführen.

tionseffekt: $-.62$). Unter gleichzeitiger Kontrolle der Schulbildung unterscheiden sich die Nachkommen anderer Arbeitsmigranten nicht mehr signifikant von der deutschen Referenzgruppe ($-.27$). Die türkischen Jugendlichen weisen jedoch – wieder einmal – einen beträchtlichen Residualeffekt von -1.28 auf, was einem Odds-Ratio von $.28$ entspricht.

Wie lässt sich dieser doch recht extreme Nachteil im Hinblick auf qualifizierte Beschäftigungen erklären? In Modell 2 wird zunächst wieder der sozio-ökonomische Hintergrund kontrolliert. Es zeigt sich, dass der berufliche Status des Vaters auch unter Kontrolle der formalen Bildungsqualifikationen der Jugendlichen hilfreich für den Zugang zu entsprechenden Tätigkeiten ist. Dies kann auch einen Teil der besonderen Schwierigkeiten der Türken erklären, allerdings nur einen geringen: Der Koeffizient reduziert sich zu -1.16 . Danach (Modell 3) werden nun zusätzlich auch die gesellschaftsspezifischen Kapitalien berücksichtigt. Beide Indikatoren sind im vorliegenden Fall von entscheidendem Einfluss. Je ‚deutscher‘ die Freundesnetzwerke der Jugendlichen und je besser ihre Deutschkenntnisse, desto besser sind die Chancen auf eine qualifizierte Beschäftigung. Unter Kontrolle beider Variablen geht der türkische Nachteil massiv zurück und ist in Modell 3 nicht mehr signifikant von Null verschieden.

Dieser generelle Befund zeigt sich auch dann, wenn man andere Indikatoren der Arbeitsmarktpositionierung als abhängige Variable verwendet; er ist also in den vorliegenden Daten sehr stabil. So wurden beispielsweise parallele Analysen mit verschiedenen binären abhängigen Variablen, z. B. Angestellter vs. Arbeiter, Dienstklasse vs. keine Dienstklasse, oder auch mit dem beruflichen Status (ISEI) als metrische abhängige Variable durchgeführt. Die Netzwerke erweisen sich oft, die Sprachkenntnisse immer als entscheidende Einflussfaktoren.

4.3 Naheliegende Einwände: Messfehler, unbeobachtete Heterogenität und Simultanität

So klar die vorstehenden Befunde auch zu sein scheinen, die Folgerungen könnten sich als vor-schnell erweisen, da es gegen sie einige naheliegende methodische Einwände gibt. Der erste bezieht sich dabei auf die Messung der deutschen Sprachkenntnisse, die lediglich eine subjektive Selbsteinschätzung wiedergibt und insofern problematisch sein könnte. So schätzen Dustmann und Soest (2002: 672f.), dass für ihre Datenauswahl des SOEP ca. 25 % der beobachteten Varianz lediglich

auf Messfehler zurückgehen. Gleichzeitig zeigen sie jedoch auch, dass dieses Messfehlerproblem zu einer *Unterschätzung* des Einflusses der Sprache auf den Arbeitsmarkterfolg führt. Die grundsätzliche Folgerung, dass – da keine nennenswerten ethnischen Resteffekte unter Kontrolle u. a. der Sprachkenntnisse verbleiben – nichts auf eine spezifische Diskriminierung hindeutet, steht somit nicht in Frage. Im Gegenteil, es wäre sogar zu vermuten, dass eine bessere Messung zu einem noch klareren Rückgang der ethnischen Effekte führen würde.

Ein zweiter Einwand könnte fragen, ob es denn tatsächlich die Netzwerkstrukturen und die Deutschkenntnisse sind, die die spezifischen Nachteile der türkischen Jugendlichen erklären oder ob hier nicht eine Art von Scheinkorrelation vorliegen könnte. So wäre denkbar, dass es unbeobachtete Fertigkeiten oder kognitive Voraussetzungen gibt, die einerseits eine Ursache der geringeren sozialen und kognitiven Assimilation sind und die andererseits Positionierungsnachteile mit sich bringen und empirisch mit der ethnischen Zugehörigkeit korrelieren. Hierzu lässt sich zunächst bemerken, dass dies an der grundsätzlichen Aussage des letzten Abschnitts – und des Beitrags allgemein – ebenfalls nichts ändern würde: Der Rückgang des ethnischen Effekts hinge dann statt mit den Sprachkenntnissen nun mit dieser anderen nicht-beobachteten Variable zusammen. Es bliebe aber bei der Tatsache, dass darüber hinaus kein direkter Einfluss der Ethnizität und damit ein Hinweis auf eine Diskriminierung im engeren Sinne besteht.⁷

Da wir es hier mit Paneldaten zu tun haben, ist es darüber hinaus jedoch möglich, einen solchen Einwand etwas näher zu untersuchen und die Vermutung einer Scheinkorrelation zumindest zu einem Teil zu entkräften. Dies ist mit dem sogenannten Fixed-Effects-Modell der Panelanalyse möglich. Es berücksichtigt eine Konstante für jedes Individuum und kann so zumindest alle potenziellen Einflussgrößen kontrollieren, die für eine einzelne Person über die Zeit hinweg nicht variieren.⁸ Eine

⁷ Streng genommen könnte es natürlich sein, dass eine unbeobachtete Hintergrundvariable positiv mit der türkischen Gruppenmitgliedschaft, negativ mit den Deutschkenntnissen und positiv mit der Arbeitsmarktpositionierung zusammenhängt, dass also eine Art verdeckte Korrelation vorliegt. Dies erschien im Anwendungsfall jedoch sehr konstruiert und theoretisch nur wenig plausibel.

⁸ Genau wie im Falle des Random-Effects-Modells wird der Zusammenhang einer abhängigen Variable Y und einer unabhängigen Variable X wieder modelliert als:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + v_i + \varepsilon_{it}$$
 Dabei wird der zeitinvariante individuen-spezifische Fehler-

Folge davon ist, dass das Fixed-Effects-Modell keine Schätzung der Effekte von zeitkonstanten Variablen, wie eben der Ethnizität, erlaubt.

In den Tabellen 3a und 3b sind die Schätzungen entsprechender Fixed-Effects-Modelle jeweils in der vierten Spalte enthalten. Es zeigt sich, dass die Koeffizienten der Deutschkenntnisse und des Anteils deutscher Freunde in allen Modellen nicht wesentlich von den Schätzungen der Random-Effects-Modelle abweichen. Dies gilt insbesondere für die Sprachkenntnisse, die im Hinblick auf alle beide betrachteten Variablen ihren signifikanten Einfluss behalten. Das gilt auch dann, wenn man nur die Migranten (jeweils fünfte Spalte) betrachtet, somit also den etwaigen Schwierigkeiten entgeht, die daraus resultieren, dass der Wert für die Referenzgruppe der Deutschen nicht gemessen, sondern festgesetzt wurde.⁹ Die Sprachkenntnisse besitzen somit einen deutlichen Einfluss auf die Arbeitsmarktpositionierung, der zumindest nicht auf mögliche Hintergrundvariablen zurückgeführt werden kann, die zeitkonstant sind. Auch der Einfluss des Anteils deutscher Freunde behält in den Fixed-Effects-Modellen, in denen die qualifizierte Tätigkeit die abhängige Variable bildet, einen hochsignifikanten Einfluss.¹⁰

Ein dritter Einwand gegen die Schlussfolgerung, dass der Mangel an gesellschaftsspezifischen Kapitalien für die Residualnachteile der türkischen Jugendlichen verantwortlich ist, kann nun schließlich aus der Frage nach der Richtung der Kausalität resultieren. Dies ist insbesondere im Hinblick auf die ethnische Zusammensetzung der Freundschaftsnetzwerke sehr naheliegend: In der Migrationslite-

ratur wird die soziale Assimilation in der Regel eher als Folge einer erfolgreichen strukturellen Assimilation angesehen denn als Ursache (z. B. Esser 1980). Das hauptsächliche Argument hierfür wäre, dass bessere Arbeitsplätze gerade die Gelegenheitsstrukturen zur Aufnahme interethnischer Freundschaften bieten (Feld 1984, Mouw 2003). Wenn auch nicht ganz so zwingend, ließe sich in ähnlicher Weise durchaus auch im Hinblick auf die Deutschkenntnisse argumentieren. Das damit verbundene grundsätzliche Problem, dass die Werte bzw. Veränderungen der als unabhängig betrachteten Variablen vielleicht gerade durch die Werte bzw. Veränderungen der als abhängig behandelten hervorgerufen werden, ist in der Ökonometrie als Grundsatzproblem der Simultaneität bekannt, dem auch der Fixed-Effects-Schätzer unterliegt.

Zusätzlich soll deshalb noch ein Blick auf Modelle der diskreten Ereignisdatenanalyse erfolgen, die die Probleme der genauen zeitlichen Abfolge von abhängiger und unabhängiger Variable im vorliegenden Falle am besten berücksichtigen können. Genauer wird im Folgenden mit Hilfe des Logitmodells der Übergang in eine qualifizierte Beschäftigung untersucht. Beginnend mit dem Alter von 17 wird dann das zeitabhängige ‚Risiko‘ betrachtet, erstmalig in eine solche Beschäftigung zu wechseln. Modell 4 zeigt, dass die Türken der zweiten Generation auch in dieser Sichtweise einen signifikanten Nachteil gegenüber den deutschen Jugendlichen aufweisen, selbst wenn man die schulische und berufliche Bildung (hier sogar in Form der kombinierenden CASMIN-Klassifikation) kontrolliert. Der entsprechende Koeffizient beträgt $-0,41$, was einem Hazard-Ratio von $0,66$ entspricht. Die anderen Migrantenjugendlichen unterscheiden sich hingegen unter Bildungskontrolle so gut wie nicht von den Deutschen.

Kontrolliert man nun die Deutschkenntnisse und die ethnische Zusammensetzung der Freundschaftsnetzwerke (Modell 2), so verschwinden auch in dieser Betrachtungsweise die zuvor bestehenden relativen Nachteile der Türken fast vollständig. Für die anderen Migranten zeigt sich wieder sogar ein relatives Vorteil, der hier signifikant auf 5 %-Niveau ist. Für den Rückgang des türkischen Nachteils sind vor allem die Deutschkenntnisse verantwortlich, der Anteil der deutschen Freunde wirkt ebenfalls positiv, ist allerdings hier nicht signifikant. In diesem Ratenummodell sind nun explizit die Werte der unabhängigen Variablen berücksichtigt, die vor dem Übergang bestehen. Allerdings muss daran erinnert werden, dass einige Werte der Deutschkenntnisse und des Anteils der deutschen Freunde nicht gemes-

term v_i , jetzt aber als Konstante aufgefasst; vgl. Wooldridge 2003: 461ff.

⁹ Auch in den Random-Effects-Modellen bleiben die Effektstärken der Deutschkenntnisse nahezu unverändert, wenn man die Modelle 3 in Tabelle 3a und 3b nur für die beiden Migrantengruppen schätzt.

¹⁰ Mit der zusätzlichen Verwendung der Fixed-Effects-Modelle wird – anders formuliert – einem naheliegenden technischen Einwand gegen die oben verwendeten Random-Effects-Modelle begegnet. Das Random-Effects-Modell basiert nämlich auf der Annahme, dass der individuenspezifische Fehlerterm v_i nicht mit den x_{it} korreliert. Andernfalls – und das ist in der Praxis eher der Regelfall – erhält man verzerrte Schätzer. Der genauere Vergleich der Koeffizienten der Random-Effects-Modelle mit den Fixed-Effects-Modellen mittels Hausman-Test (berichtet unterhalb der Tabellen 3a und 3b) deutet auf eine Verletzung der Annahme in den vorliegenden Fällen hin. Die Fixed-Effects-Modelle bilden somit zur Beurteilung des Variableneinflusses die adäquatere Referenz.

Tabelle 4 Diskrete Ereignisanalyse-Modelle (Logit) zur Analyse des Übergangs in eine qualifizierte Beschäftigung (nähere Erläuterungen im Text)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3 ^{a)}	Modell 4 ^{a)}
türkisch	-.41 (.10)	-.05 (.14)	-.02 (.15)	-.29 (.14)
andere Arbeitsmigranten	.02 (.09)	.26 (.12)	.28 (.13)	
Anteil deutsche Freunde		.19 (.15)	.24 (.16)	.33 (.18)
Deutschkenntnisse		.30 (.10)	.32 (.11)	.28 (.11)
N Personenjahre	6735	5938	5381	1862
chi2	69.2	68.54	63.59	48.6

In allen Modellen ebenfalls kontrolliert: Geschlecht, schulische und berufliche Bildung (CASMIN, zeitabhängig). Eine Kontrolle von Alter (linear und quadratisch, zeitabhängig) und/oder Befragungsjahr trägt nicht signifikant zur Modellverbesserung bei.

^{a)} Variablen Deutschkenntnisse und Anteil deutscher Freunde ohne Lückenergänzungen früherer durch spätere Zeitpunkte
fett: $p < .05$; in Klammern: Standardfehler

sen, sondern Lückenausfüllungen sind, die zwar in der Regel ‚von hinten nach vorne‘ (Ersetzung des fehlenden Wertes durch den letzten davor gemessen Wert), in Ausnahmefällen aber auch in umgekehrter Richtung vorgenommen wurden. Deshalb werden, um auch diesem Einwand zu begegnen, für eine weitere Analyse diese Variablen noch einmal neu konstruiert, ohne solche Ersetzungen ‚von hinten nach vorne‘. Dies ändert allerdings nichts an den grundsätzlichen Befunden, wie Modell 3 zeigt. In Modell 4 werden schließlich wiederum nur die beiden Migrantengruppen betrachtet. Der Effekt der Deutschkenntnisse verringert sich hier nur minimal, der ethnische Netzwerkeffekt vergrößert sich und ist nunmehr sogar zumindest auf einem Niveau von 10 % signifikant.

Insgesamt steht die Vermutung, dass die ethnische Netzwerkstruktur und vor allem die Deutschkenntnisse einen direkten und ursächlichen Einfluss auf die Arbeitsmarktpositionierung haben, somit auf verhältnismäßig sicherem empirischen Grund. Die nach Kontrolle von Bildungsqualifikationen noch bestehenden Nachteile gegenüber der Referenzgruppe deutscher Jugendlicher können durch diese beiden Variablen weitgehend ‚wegerklärt‘ werden.¹¹

¹¹ Der verbleibende signifikante Nachteil gegenüber den anderen Migrantenjugendlichen in Modell 4 in Tabelle 4 ist, wie die übrigen Analysen gezeigt haben, wohl eher auf einen – hier nicht weiter klärbaren – relativen Vorteil dieser Gruppe zurückzuführen, der auch gegenüber den Deutschen besteht.

5. Schlussbemerkungen

Nach den Analysen in diesem Beitrag deutet somit alles darauf hin, dass die von Seibert und Solga (2005) berichteten spezifischen Nachteile der türkischen Jugendlichen weniger eine Frage von diskriminierendem Verhalten auf der Arbeitgeberseite zu sein scheinen, als vielmehr mit dem Mangel an zentralen Aufnahmeland-spezifischen Kapitalien zu tun haben. In erster Linie sind hier Defizite in der deutschen Sprache zu nennen, die auch für die zweite Generation noch eine beträchtliche Positionierungshürde bilden. Daneben besitzt auch die Struktur der Freundschaftsnetzwerke einen Einfluss. Mit den vorliegenden Daten können diese Schlussfolgerungen insbesondere auch gegen naheliegende methodische Einwände wie Messfehler, unbeobachtete Heterogenität und Simultanität bestehen.

Die Rolle der Deutschkenntnisse ist dabei, wie im theoretischen Teil skizziert, dadurch zu erklären, dass Kenntnisse in der Sprache der Aufnahmegesellschaft unmittelbare Bestandteile der Produktivität bilden. Darüber hinaus können sie auch bei der Stellensuche relevant sein. Hier kommt zusätzlich auch die ethnische Struktur der Beziehungsnetzwerke zum Tragen. Mit den obigen Befunden rücken damit bei der Erklärung ethnischer Ungleichheiten neben dem Arbeitgeberverhalten insbesondere auch die Such-, Informations- und Investitionsstrategien der Migrantenjugendlichen selbst in den Vordergrund und damit Prozesse, die Seibert und Solga (2005) in ihrem Beitrag vollkommen ausgeklammert

mert lassen. In diesen Prozessen spielen Aufnahme-land-spezifische Ressourcen aber eine entscheidende Rolle.

Im Hinblick auf die generelle Diskussion um die Relevanz von Diskriminierung bei der Erklärung ethnischer Ungleichheiten stellt sich die unmittelbare Anschlussfrage, ob denn diskriminierende Verhaltensweisen nicht an anderer Stelle eine wichtige Rolle spielen könnten – wenn auch nicht auf dem Arbeitsmarkt selbst, dann vielleicht in den dem Arbeitsmarkt vorgelagerten Prozessen. Insbesondere bei der Frage nach der Entstehung von Freundschaftsbeziehungen – weniger wohl beim Spracherwerb – läge eine entsprechende These nahe; sie wäre zumindest theoretisch plausibler als unter den Strukturbedingungen des Arbeitsmarktes. Hier fehlen bislang jedoch geeignete empirische Studien, die darüber Aufschluss geben könnten.

Einen weiteren vorgelagerten Kernprozess bildet dann natürlich der Bildungserwerb. Wenn man die ökonomische Diskriminierungstheorie genauer ansieht, erkennt man, dass auch die Randbedingungen des Bildungssystems eine Diskriminierung im engeren Sinne eher unwahrscheinlich machen (Kristen 2006). Die vorliegenden empirischen Befunde weisen in diesem Bereich in eine ähnliche Richtung wie auf dem Arbeitsmarkt: Alles deutet darauf hin, dass es auch beim Bildungserwerb in erster Linie der Mangel an grundlegenden Ressourcen – sei es spezifischer oder generalisierter Art – ist, der für die beobachtbaren ethnischen Nachteile verantwortlich ist (Alba et al. 1994, Kristen/Granato 2004, Kristen 2006).

Um häufige Missverständnisse vor allem auch bei denen, die den quantitativen Methoden eher ferner bzw. skeptisch gegenüber stehen, an dieser Stelle zu vermeiden: *Natürlich* kann und soll das Vorliegen von Diskriminierungen – auch im engeren Sinne und auch auf dem Arbeitsmarkt – mit den hier vorgebrachten Befunden *nicht gänzlich* ausgeschlossen werden. Dies ist schon deshalb nicht möglich, weil die Nachteile der Türken auch in den obigen Analysen nicht völlig verschwinden und jeder Versuch, inferenzstatistisch zu belegen, dass der Residual-effekt exakt Null beträgt, von vornherein zum Scheitern verurteilt wäre. Der erste Absatz dieser Schlussbemerkungen wurde dementsprechend bewusst vorsichtig formuliert. Es kann auch nicht um Existenz- oder Nicht-Existenzbeweise gehen. Die entscheidende Frage lautet vielmehr, welches relative Gewicht Diskriminierungsprozesse letztlich an Gesamtumfang der beobachtbaren ethnischen Ungleichheiten besitzen. Und für den hier analysierten Fall sowie für die oben zitierten Fälle sprechen die

Ergebnisse klar dafür, dass alternative Mechanismen wesentlich bedeutsamer zu sein scheinen. Aus methodologischer Sicht besteht das Unbehagen mit vielfach vorgebrachten Diskriminierungsargumenten – und so mit den entsprechenden Schlussfolgerungen von Holger Seibert und Heike Solga (2005) – also darin, dass die zu schnelle Rückführung von ethnischen Nachteilen auf solche, meist vage bleibenden Konzepte der Diskriminierung oftmals den Blick auf die weiteren, etwas subtileren Hintergrundmechanismen verstellt, über die sich ethnische Ungleichheiten vielleicht sehr viel maßgeblicher reproduzieren.

Literatur

- Aigner, D.J. / Cain, G.G., 1977: Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review* 30: 175–187.
- Alba, R.D. / Handl, J. / Müller, W., 1994: Ethnische Ungleichheit im Deutschen Bildungssystem. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 46: 209–237.
- Arrow, K.J., 1972: Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market. S. 187–203 in: A.H. Pascal (Hrsg.), *Racial Discrimination in Economic Life*. Lexington, Mass.: D.C. Heath.
- Arrow, K.J., 1973: The Theory of Discrimination. S. 3–33 in: O. Ashenfelter / A. Rees (Hrsg.), *Discrimination in Labor Markets*. Princeton: Princeton University Press.
- Arrow, K.J., 1998: What Has Economics to Say About Racial Discrimination? *Journal of Economic Perspectives* 12: 91–100.
- Becker, G.S., 1971 (1957): *The Economics of Discrimination*, 2nd ed. Chicago: University Press.
- Black, D.A., 1995: Discrimination in an Equilibrium Search Model. *Journal of Labor Economics* 13: 309–334.
- Borjas, G.J. / Bronars, S.G., 1989: Consumer Discrimination and Self-Employment. *Journal of Political Economy* 97: 581–605.
- Cain, G.G., 1986: The Economic Analysis of Labor Market Discrimination. A Survey. S. 693–785 in: O. Ashenfelter / R. Layard (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Volume I. Amsterdam: North Holland.
- Chiswick, B.R., 1978: The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men, *Journal of Political Economy* 86: 897–921.
- Chiswick, B.R., 1991: Speaking, Reading, and Earnings among Low-skilled Immigrants, *Journal of Labor Economics* 9: 149–170.
- Constant, A. / Massey, D.S., 2003: Labor Market Segmentation and the Earnings of German Guestworkers. *IZA Discussion Papers* 866.
- Devine, T.J. / Kiefer, N.M., 1991: *Empirical Labor Economics: The Search Approach*. New York: Oxford University Press.
- Dustmann, C. / Soest, A. van, 2002: Language and the

- Earnings of Immigrants. *Industrial and Labor Relations Review* 55(3): 473–492.
- England, P., 1992: *Comparable Worth. Theories and Evidence*. New York: de Gruyter.
- Erikson, R. / Goldthorpe, J.H. / Portocarero, L., 1979: *Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies*. *British Journal of Sociology* 30: 415–441.
- Esser, H., 1980: *Aspekte der Wanderungssoziologie*. Darmstadt und Neuwied: Luchterhand.
- Esser, H., 2005: *Migration, Sprache und Integration. Bericht für die Arbeitsstelle Interkulturelle Konflikte und gesellschaftliche Integration (AKI) am WZB*.
- Feld, S.L., 1984: *The Structured Use of Personal Associates*. *Social Forces* 62: 640–652.
- Friedberg, R.M., 2000: *You Can't Take It with You? Immigrant Assimilation and the Portability of Human Capital*. *Journal of Labor Economics* 18: 221–251.
- Ganter, S., 2003: *Soziale Netzwerke und interethnische Distanz. Theoretische und empirische Analysen zum Verhältnis von Deutschen und Ausländern*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Ganzeboom, H.B.G. / Graaf, P. de / Treiman, D.J., 1992: *A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status*. *Social Science Research* 21: 1–56.
- Ganzeboom, H.B.G. / Treiman, D.J., 1996: *Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations*. *Social Science Research* 25(3): 201–239.
- Granato, N. / Kalter, F., 2001: *Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt. Diskriminierung oder Unterinvestition in Humankapital?* *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53: 497–520.
- Granato, N., 2003: *Ethnische Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt*. Schriftenreihe des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung, Bd. 33. Opladen: Leske + Budrich.
- Granovetter, M., 1995: *Getting a Job. A Study of Contacts and Careers*, Second edition. Chicago and London: University of Chicago Press.
- Haisken-DeNew, J.P. / Frick, J.R., 2004: *Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (SOEP)*. Version 7.0 – September 2003. DIW Berlin.
- Haug, S., 2002: *Familienstand, Schulbildung und Erwerbstätigkeit junger Erwachsener*. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 27, 1: 115–144.
- Haug, S., 2003: *Interethnische Freundschaftsbeziehungen und soziale Integration. Unterschiede in der Ausstattung mit sozialem Kapital bei jungen Deutschen und Immigranten*. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 55: 716–736.
- Heath, A. / Ridge, J., 1983: *Social Mobility of Ethnic Minorities*. *Journal of Biosocial Science Supplement* 8: 169–184.
- Hosmer, D.W. / Lemeshow, S., 1989: *Applied Logistic Regression*. New York: Wiley.
- Kalter, F., 2003: *Chancen, Fouls und Abseitsfallen. Migranten im deutschen Ligenfußball*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kalter, F., 2005: *Ethnische Ungleichheit auf dem Arbeitsmarkt*. In: M. Abraham / T. Hinz (Hrsg.), *Arbeitsmarktsociologie. Probleme, Theorien, empirische Befunde*. Opladen: VS (im Erscheinen).
- Kalter, F. / Granato, N., 2002: *Ethnic Minorities' Education and Occupational Attainment: The Case of Germany*. *Arbeitspapiere des Mannheimer Zentrums für Europäische Sozialforschung (MZES) Nr. 58*. Mannheim.
- Kalter, F. / Kogan, I., 2006: *Ethnic Inequalities at the Transition from School to Work in Belgium and Spain: Discrimination or Self-Exclusion? Research in Social Stratification and Mobility* (im Druck).
- Konietzka, D. / Seibert, H., 2003: *Deutsche und Ausländer an der „zweiten Schwelle“. Eine vergleichende Analyse der Berufseinstiegskohorten 1976–1995 in Westdeutschland*. *Zeitschrift für Pädagogik* 49(4): 567–590.
- Kristen, C., 2006: *Ethnische Diskriminierung in der Grundschule? Die Vergabe von Noten und Bildungsempfehlungen*. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58 (im Erscheinen).
- Kristen, C. / Granato, N., 2004: *Bildungsinvestitionen in Migrantenfamilien*. S. 123–141 in: K.J. Bade / M. Bommers, *Migration – Integration – Bildung*. Grundfragen und Problembereiche. IMIS-Beiträge 23/2004.
- McCall, J.J., 1970: *Economics of Information and Job Search*. *Quarterly Journal of Economics* 84: 113–126.
- Montgomery, J.D., 1991: *Social Networks and Labor-Market Outcomes: Toward an Economic Analysis*. *The American Economic Review* 81: 1408–1418.
- Moss, P. / Tilly, C., 1995: *Skills and Race in Hiring: Quantitative Findings from Face-to-Face Interviews*. *Eastern Economic Journal* 21: 357–374.
- Mouw, T., 2003: *Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?* *American Sociological Review* 68: 868–898.
- Phelps, E.S., 1972: *The Statistical Theory of Racism and Sexism*. *The American Economic Review* 62: 659–661.
- Portes, A. / Zhou, M., 1993: *The New Second Generation: Segmented Assimilation and Its Variants*. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 530 (November): 74–96.
- Portes, A., 1995a: *Economic Sociology and the Sociology of Immigration: A Conceptual Overview*. S. 1–41 in: A. Portes, *The Economic Sociology of Immigration. Essays on Networks, Ethnicity, and Entrepreneurship*. New York: Russell Sage Foundation.
- Portes, A., 1995b: *Children of Immigrants: Segmented Assimilation and Its Determinants*. S. 248–79 in: A. Portes, *The Economic Sociology of Immigration. Essays on Networks, Ethnicity, and Entrepreneurship*. New York: Russell Sage Foundation.
- Portes, A. / Rumbaut, R.G., 2001: *Legacies. The Story of the Immigrant Second Generation*. New York: Russell Sage Foundation.
- Seibert, H. / Solga, H., 2005: *Gleiche Chancen dank einer abgeschlossenen Ausbildung? Zum Signalwert von Ausbildungsabschlüssen bei ausländischen und deutschen jungen Erwachsenen*. *Zeitschrift für Soziologie* 34: 364–382.

- Steinbach, A., 2004: Soziale Distanz. Ethnische Grenzziehung und die Eingliederung von Zuwanderern in Deutschland. Opladen: VS.
- Stigler, G.J., 1961: The Economics of Information. *Journal of Political Economy* 69: 213–225.
- Wooldridge, J.M., 2003: *Introductory Econometrics. A Modern Approach*. 2nd edition. Mason, Ohio: Thomson.
- Zhou, M., 1997: Segmented Assimilation: Issues, Controversies, and Recent Research on the New Second Generation. *International Migration Review* 31 (4, Special Issue: Immigrant Adaptation and Native-Born Responses in the Making of Americans): 975–1008.

Autorenvorstellung: Frank Kalter, geb. 1964 in Koblenz. Studium der Mathematik und der Sozialwissenschaften in Köln. Promotion und Habilitation in Mannheim. Von 1991 bis 2004 Wissenschaftlicher Mitarbeiter bzw. Assistent bei der Fakultät für Sozialwissenschaften, Universität Mannheim, und am Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung; seit 2004 Professor für Soziologie an der Universität Leipzig.

Forschungsschwerpunkte: Migration und Integration ethnischer Minderheiten, Methoden, Familiensoziologie.

Wichtige Publikationen zum Thema: Chancen, Fouls und Abseitsfallen, Opladen 2003. The Effects of Relative Group Size on Occupational Outcomes, *European Sociological Review* 22, 2006: 35–48 (mit Irena Kogan). Ethnische Ungleichheit auf dem Arbeitsmarkt, S. 303–332 in: M. Abraham / T. Hinz (Hrsg.), *Arbeitsmarktsoziologie. Probleme, Theorien, empirische Befunde*, Opladen 2005. Zuletzt in dieser Zeitschrift: Die Kontrolle von Drittvariablen bei der Messung von Segregation, *ZfS* 30, 2001: 452–464.