

Janina Söhn

# Rechtsstatus und Bildungschancen

Die staatliche Ungleichbehandlung  
von Migrantengruppen  
und ihre Konsequenzen



Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek  
Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der  
Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über  
<<http://dnb.d-nb.de>> abrufbar.

Gedruckt mit freundlicher Unterstützung der Hans-Böckler-Stiftung  
und des WZB | Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.

D 188

1. Auflage 2011

Alle Rechte vorbehalten

© VS Verlag für Sozialwissenschaften | Springer Fachmedien Wiesbaden GmbH 2011

Lektorat: Dorothee Koch | Monika Mülhausen

VS Verlag für Sozialwissenschaften ist eine Marke von Springer Fachmedien.

Springer Fachmedien ist Teil der Fachverlagsgruppe Springer Science+Business Media.

[www.vs-verlag.de](http://www.vs-verlag.de)



Das Werk einschließlich aller seiner Teile ist urheberrechtlich geschützt. Jede Verwertung außerhalb der engen Grenzen des Urheberrechtsgesetzes ist ohne Zustimmung des Verlags unzulässig und strafbar. Das gilt insbesondere für Vervielfältigungen, Übersetzungen, Mikroverfilmungen und die Einspeicherung und Verarbeitung in elektronischen Systemen.

Die Wiedergabe von Gebrauchsnamen, Handelsnamen, Warenbezeichnungen usw. in diesem Werk berechtigt auch ohne besondere Kennzeichnung nicht zu der Annahme, dass solche Namen im Sinne der Warenzeichen- und Markenschutz-Gesetzgebung als frei zu betrachten wären und daher von jedermann benutzt werden dürften.

Umschlaggestaltung: KünkelLopka Medienentwicklung, Heidelberg

Gedruckt auf säurefreiem und chlorfrei gebleichtem Papier

Printed in Germany

ISBN 978-3-531-18145-5

## Online-Anhänge III und V

<b>Anhang III: Details der Operationalisierung.....</b>	<b>2</b>
Anhang IIIa: Einschränkung des Mikrozensus-Subsamples auf 18- bis 20-Jährige .....	2
Anhang IIIb: Validierung der Identifizierung von Aussiedler(inne)n im Mikrozensus 2005 .....	3
Anhang IIIc: Kodierung weiterer in den Mikrozensus-Analysen verwendeter Variablen .....	7
<b>Anhang V: Ergänzende Tabellen und methodische Erläuterungen zu Kapitel 8.....</b>	<b>10</b>
Anhang Va: Das multivariate statistische Schätzmodell: Linear probability model.....	10
Anhang Vb: Ergänzende Tabellen zu den multivariaten Analyse .....	11
<b>Literatur in den Anhängen III und V .....</b>	<b>16</b>

## Anhang III: Details der Operationalisierung

### Anhang IIIa: Einschränkung des Mikrozensus-Subsamples auf 18- bis 20-Jährige

Die untere Altersgrenze von 18 Jahren wurde mit dem Ausschluss von Jugendlichen, die noch die Sekundarstufe I besuchten und deren Schulerfolg somit im Mikrozensus nicht bestimmbar ist, begründet. Bei Personen, die als Minderjährige eingewandert sind, trifft dies noch auf 38,5% der 17-Jährigen, aber nur noch auf 12,5% der 18-Jährigen zu. Als Ausländer(innen) zugewanderte Jugendliche sind von diesen verzögerten Schulkarrieren etwas häufiger betroffen als Aussiedler(innen); bei 18- bis 20-Jährigen sind es unter Ersteren zwei Prozentpunkte mehr als unter Letzteren (s. Tab. IIIa-1).

Tab. IIIa-1: Anteile von 17- bis 21-jährigen Migrant(inn)en, die noch die Sekundarstufe I besuchen, an allen 17- bis 21-Jährigen

Altergruppe	%	N
17-Jährige	38,5	214
18- Jährige	12,5	74
19- Jährige	[2,9]	19
20- Jährige	[1,5]	9
21-Jährige	[0,6]	5
18- bis 20-Jährige:	5,7	102
darunter: Aussiedler(innen)	4,8	55
darunter: andere Migrant(inn)en	6,7	47

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ), eigene Berechnungen.

Anmerkung: Personen als Minderjährige zwischen 1987 und 2003 zugewandert, in alten Bundesländern lebend; Prozentangaben gewichtet (Hochrechnungsfaktor), Unterschiede zwischen Migrantengruppen nicht signifikant.

Die obere Altersgrenze meines ‚kleinen‘ Mikrozensus-Samples, 20 Jahre, ergibt sich aus den benötigten Informationen über Eltern und Familie der Befragten. Der Anteil der Migrant(jugend)lichen, die noch bei ihren Eltern lebten, ist bei den 18- bzw. 19-Jährigen mit 93% bzw. 88% relativ hoch, sinkt allerdings bei 20-Jährigen auf 81%, bei 21-Jährigen auf 65%. 18- bis 20-jährige Aussiedler(jugend)liche wohnten etwas häufiger – vier Prozentpunkte Differenz – als die anderen Migrant(inn)en bei ihren Eltern.

Wie in Kapitel 6.3 gezeigt wurde, weisen junge Erwachsene mit eigenem Haushalt ein niedrigeres Bildungsniveau als jene auf, die bei ihren Eltern wohnen. Fallen diese Bildungsungleichheiten bei Migrant(jugend)lichen mit und ohne Aussiedlerstatus unterschiedlich aus? Zwei Trends sind hier zu beobachten. Einerseits haben im eigenen Haushalt lebende Aussiedler(innen) ein höheres Bildungsniveau als die anderen Migrant(inn)en – 57% statt 50% haben einen weiterführenden Abschluss (vgl. Tab. IIIa-2 und Tab. 6-2).

Andererseits schneiden die Aussiedler(innen) im eigenen Haushalt deutlich schlechter ab als Aussiedler(innen) in elterlichen Haushalten (zwölf Prozentpunkte Unterschied), während bei den anderen Migrant(inn)en diese Unterscheidung nur sechs Prozentpunkte Unterschied ausmacht. Dadurch unterscheidet sich die Verteilung der Bildungsabschlüsse bei *allen* 18- bis 20-jährigen Migrant(inn)en kaum von der bei den 18- bis 20-Jährigen, die noch bei ihren Eltern wohnten.

Tab. IIIa-2: Schulabschlüsse von minderjährig zugewanderten 18- bis 20-Jährigen, die in ihrem eigenen Haushalt leben, nach Rechtsstatus bei Einreise

Rechtsstatus bei der Einreise	max. HS	MR	Abi	N
Aussiedler(in)	42,6	29,4	27,9	120
Ausländer(in)	49,9	23,5	26,6	109

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ), eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Personen zwischen 1987 und 2003 zugewandert, in alten Bundesländern lebend; Prozentangaben gewichtet (Hochrechnungsfaktor); Verteilungsunterschiede nicht signifikant.

### Anhang IIIb: Validierung der Identifizierung von Aussiedler(inne)n im Mikrozensus 2005

Im ersten Schritt werden die im Mikrozensus in Kapitel 6.4.1 als ‚sichere‘ und ‚wahrscheinliche‘ Aussiedler(innen) identifizierten Gruppen verglichen (Tab. IIIb-1). Besonders bedeutsam für meine Analysen ist, dass sich ‚sichere- und ‚wahrscheinliche‘ Aussiedler(innen) hinsichtlich der zu erklärenden Variable, der Schulabschlüsse, nicht signifikant von einander unterscheiden. Dies trifft auch auf weitere Charakteristika wie das Einwanderungsjahr und -alter, die elterliche Bildung und die Familiengröße zu. Nicht erklärbare signifikante Differenzen gibt es lediglich hinsichtlich der Siedlungsmuster (eine ungleiche Verteilung nach Bundesländern – konkret bezogen auf Hessen und Bayern – und Wohnortgröße).

Im Vergleich der Migrant(inn)en mit wahrscheinlichem Aussiedlerstatus mit anderen Eingebürgerten zeigen sich signifikante Verteilungsunterschiede bei den in Deutschland erreichten Schulabschlüssen und den meisten anderen Merkmalen, insbesondere auch denen der sozialen Herkunft. Es darf also plausiblerweise angenommen werden, dass es sich hierbei um zwei verschiedene Gruppen handelt. Die ‚wahrscheinlichen‘ Aussiedler(innen) mit den ‚sicheren‘ Aussiedler(inn)en in einer Gruppe zusammengefasst werden können.

Tab. IIIb-1: Verteilungsunterschiede zwischen Migrantenjugendlichen mit sicherem und wahrscheinlichem Aussiedlerstatus sowie anderen Eingebürgerten im Mikrozensus 2005

	Aussiedlerstatus sicher	Aussiedlerstatus wahrscheinlich	andere Eingebürgerte
	in % (Spalten pro Merkmal)		
18- bis 35-Jährige (großes Mikrozensus-Sample)			
Schulabschlüsse (n. s., ***)			
Kein Abschluss	2,41	1,92	6,34
Hauptsschule	37,66	35,52	37,99
Mittlere Reife	31,71	35,01	23,56
(Fach-)Abitur	28,22	27,55	32,12
Geschlecht (n. s., n. s.)			
männlich	52,1	50,5	50,5
weiblich	47,9	49,5	49,5
Einwanderungsjahr (+, ***)			
1987-89	30,6	31,1	34,2
1990-92	29,3	31,0	39,8
1993-95	24,1	23,2	15,3
1996-2003	16,0	14,7	10,7
Einreisealter (n. s., +)			
0-5 J.	14,5	13,0	11,8
6-10 J.	31,8	35,1	31,3
11-15 J.	38,6	37,7	40,8
16/17 J.	15,1	14,1	16,1
Bundeslandtyp (***, **)			
mit niedrigem Hauptschulanteil	53,2	66,0	59,7
mit hohem Hauptschulanteil	46,8	34,0	40,3
Gemeindegröße (***, ***)			
große Gemeinden	30,6	25,6	41,8
mittlere Gemeinden	34,8	42,2	34,6
kleine Gemeinden	16,3	16,9	11,6
ländliche Gemeinden	18,3	15,2	12,0
Altersgruppen (n. s.; ***)			
18-20	31,3	27,8	22,3
21-23	26,9	28,9	23,8
24-27	25,8	27,6	27,4
28-35	16,0	15,7	26,5
N	2058	1627	982

(Fortsetzung Tab. IIIb-1 nächste Seite)

(Fortsetzung Tab. IIIb-1)

18-20-Jährige, im elterlichen Haushalt lebend (kleines Mikrozensus-Sample)			
Höchster Schulabschluss der Eltern (n. s., ***)			
kein Schulabschluss	1,1	2,1	11,9
Hauptschulabschluss	42,5	39,0	32,1
Realschulabschluss inkl. POS	33,7	37,5	19,8
(Fach-)Hochschulreife	22,7	21,4	36,2
Berufliche Stellung des Haushaltsvorstands (+, ***)			
Selbständige	3,6	2,1	6,0
Angestellte/Beamte	17,4	13,0	18,9
Arbeiter	64,9	65,4	41,3
Arbeitslos/Nichterwerbst.	14,1	19,5	33,7
Anzahl der ledigen Kinder im Haushalt (n. s., ***)			
1	31,5	29,0	26,8
2	48,3	49,1	37,6
3	14,7	16,8	14,2
4 und mehr	5,5	5,1	21,5
N	574	383	957

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ), eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Zur Grundgesamtheit vgl. Def. ‚großes‘ und ‚kleines‘ Mikrozensus-Sample in Tab. 6-1; Prozentangaben gewichtet (Hochrechnungsfaktor). Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ , +  $p < 0,10$ , n. s. = nicht signifikant. Bei den Angaben zu den Signifikanzniveaus der Verteilungsunterscheide bezieht sich die erste Angabe auf den Vergleich von ‚sicheren‘ und ‚wahrscheinlichen‘ Aussiedler(inne)n, die zweite auf den von ‚wahrscheinlichen‘ Aussiedler(inne)n und anderen Eingebürgerten.

In einem zweiten Schritt vergleiche ich die im Mikrozensus identifizierten Aussiedler(innen) mit amtlichen Statistiken des Bundesverwaltungsamts (BVA) zum Zuzug von Aussiedler(inne)n. Laut dem BVA sind zwischen 1987 und 2003 3,045 Millionen Aussiedler(innen) zugewandert. Hier handelt es sich um die Summe der Zuzugszahlen, nicht um Bestandszahlen. Aber selbst wenn man davon 4% abzieht, die inzwischen abgewandert oder gestorben sind, wie es Ulrich (2001: 5f. in Haug/Sauer 2007: 22f.) berechnet hat, so bleiben immer noch geschätzte 2,923 Millionen Aussiedler(innen) aus diesen Zuwanderungskohorten übrig.

Tabelle IIIb-2 resümiert für alle Migrant(inn)en der ersten Generation und für die als Minderjährige Zugewanderten (für den Vergleich mit den BVA-Statistiken hier ohne Altersbegrenzung) die mit dem Hochrechnungsfaktor des Mikrozensus gewichteten Ergebnisse. Demnach wurden im Mikrozensus nur 2,144 Millionen Aussiedler(innen), also nur knapp etwa drei Viertel (73,3%) aller ‚BVA-Aussiedler(innen)‘, erfasst, wobei hier die Kategorie ‚wahrscheinliche Aussiedler(in)‘ bereits mit eingegangen ist.<sup>1</sup>

Tab. IIIb-2: Rechtsstatus bei der Einreise von zwischen 1987 und 2003 immigrierten Personen im Mikrozensus 2005

Rechtsstatus bei der Einreise	alle Migrant(inn)en		als Minderjährige migriert	
	gewichtete N in Tsd.	%	gewichtete N in Tsd.	%
Aussiedler(in), darunter:	2.144	39,6	724	47
Aussiedlerstatus sicher	1.192	22,0	418	27,4
Aussiedlerstatus wahrscheinlich	952	17,6	306	20,0
Ausländer(in), darunter	3.274	60,4	804	53
bis 2005 eingebürgert oder Doppelstaatler(in)	554	10,2	194	12,7
bis 2005 Ausländer(in)	2.721	50,2	610	39,9
Erste Zuwanderergeneration insgesamt	5.418	100,00	1.528	100,00

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ); eigene Berechnungen.

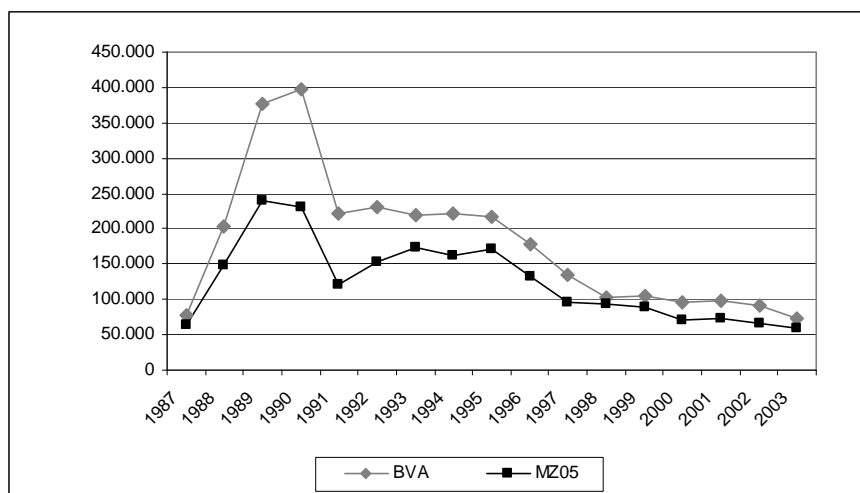
Anmerkungen: Prozentangaben gewichtet (Hochrechnungsfaktor). Im Gegensatz zur Definition der Grundgesamtheit in Tab. 6-1 sind unter den in dieser Tabelle berücksichtigten Migrant(inn)en auch solche, die im Befragungsjahr 2005 in den neuen Bundesländern lebten.

<sup>1</sup> Bei minderjährigen Aussiedler(innen) der Zuzugsjahre 1987 bis 2003 ist das Zahlenverhältnis 723.937 (Mikrozensus) zu 943.982 (BVA), also ein minimal verbesserter Prozentsatz von 77%.

Trotz dieser Untererfassung von Aussiedler(inne)n, von der auch Seifert (2008: 11; 13) berichtet, und die auch den Antwortverweigerungen beim Zuzugsjahr geschuldet sein könnte<sup>2</sup>, kann meine Operationalisierung des Aussiedlerstatus mehr Aussiedler(innen) erfassen als die ersten Auswertungen des Mikrozensus 2005, wie sie im Bildungsbericht des Jahres 2006 veröffentlicht wurden (Konsortium Bildungsberichterstattung 2006: 140). Dort wurden als „1. Generation (Spät-)Aussiedler“ lediglich 1.769 Tausend Personen identifiziert – und dies, obwohl hier keine Beschränkung der Einreisejahre stattfand.

Der Vergleich zwischen der Besetzung der jährlichen Einwanderungskohorten im Zuwanderungszeitraum 1987-2003 im Mikrozensus und der in den BVA-Statistiken ergibt, dass die Kohorten von 1989 und 1990 im Mikrozensus besonders deutlich unterrepräsentiert sind, das Verteilungsmuster sich aber im Wesentlichen ähnelt (Abb. IIIb-1). Werden die Anteile der jährlichen Zuzugskohorten am gesamten Zuzug in diesem Zeitraum für die beiden Datensätze sowie für den Jugendsurvey – als dritte Informationsquelle – berechnet, zeigt Abbildung IIIb-3 für meine Untersuchungspopulation der minderjährig Zugewanderten eine sehr gute Anpassung der Verteilungen des Mikrozensus und der BVA-Statistiken. Lediglich im Zuwanderungsjahr 1991 liegt die Differenz knapp über einem Prozentpunkt. Dass die Kohorten ab 1996 im Mikrozensus etwas stärker als im Jugendsurvey besetzt sind, ist plausibel. Denn am Jugendsurvey als einer Umfrage, deren Teilnahme freiwillig war, haben die erst kürzlich Migrierten mit den schlechteren Deutschkenntnissen wahrscheinlich seltener teilgenommen.

Abb. IIIb-1: Vergleich der jährlichen Zuzugszahlen (1987 - 2003) von Aussiedler(inne)n laut Statistiken des Bundesverwaltungsamts und des Mikrozensus 2005

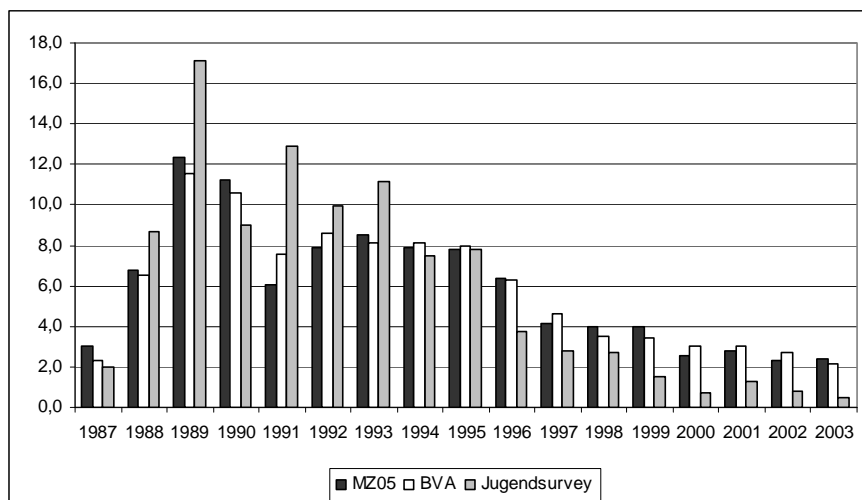


Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ), eigene Berechnungen; BVA (2006).

Anmerkungen: Mikrozensus mit gewichteten Fallzahlen (Hochrechnungsfaktor).

<sup>2</sup> Des Weiteren könnten die BVA-Aussiedlerzuzugsstatistiken gerade für das Zuzugsjahr 1990 (s. Abb. IIB-1) mit der höchsten Zuzugszahl eventuell zu hoch angesetzt sein. Immerhin gibt es dieses Phänomen beim Zuzug von Ausländer(inne)n. Hier hat der Abgleich der Bevölkerungsfortschreibung mit dem bereinigten Ausländerzentralregister von 2004 ergeben, dass zuvor die Anzahl der in den Jahren 1990-1994 eingereisten Ausländer(innen) überschätzt worden war. Da dies sowohl bei Ausländer(inne)n als auch bei Aussiedler(inne)n Jahre mit sehr hohen Zuzugszahlen waren, könnte möglicherweise auch auf Letztere die Vermutung zutreffen, dass „[d]ieser starke Zustrom (...) zu einer höheren Fehleranfälligkeit der Registerführung beigetragen haben“ (Opfermann u. a. 2006: 483f.) könnte.

Abb. IIIb-2: Anteile der jährlichen Zuzugskohorten minderjähriger Aussiedler(innen) am gesamten Zuzug (1987 - 2003) laut Statistiken des Bundesverwaltungsamts, des Mikrozensus 2005 und des Jugendsurvey 2003, in Prozent



Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ), Bundesverwaltungsamt (2006), Jugendsurvey 2003, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Angaben auf Basis des Mikrozensus und der BVA-Statistiken umfassen alle Geburtsjahrgänge, der Jugendsurvey 2003 die damals 16- bis 29-Jährigen; Prozentangaben gewichtet (Mikrozensus: Hochrechnungsfaktor; Jugendsurvey design- und altersgewichtet).

Auch die Verteilung der im Mikrozensus<sup>3</sup> identifizierten Aussiedler(innen) nach den Herkunftsländern (Tab. IIIb-3) kommt der in den BVA-Statistiken und der im Jugendsurvey nahe – wobei beim Mikrozensus die Befragten ohne Angabe zum Herkunftsland außer Acht gelassen werden müssen und im Jugendsurvey Rumäniendeutsche unter die Kategorie „anderes Land“ fallen.

Tab. IIIb-3: Hauptherkunftsländer von 1987 bis 2003 zugewanderten Aussiedler(inne)n in den Statistiken des Bundesverwaltungsamts, dem Mikrozensus 2005 und dem Jugendsurvey 2003

	BVA (alle Altersgruppen)	Mikrozensus (alle Altersgruppen)	Jugendsurvey (16- bis 29-Jährige)	
	in % (Spalten)			
Ex-UdSSR	70,8	70,8	Russland	74,7
Polen	21,3	20,0	Polen	19,3
Rumänien	7,9	9,1	anderes Land	6,1
N	3.028.208	10.094 (ungew.)		284 (ungew.)

Quelle: BVA (2006), Mikrozensus 2005 (FDZ), Jugendsurvey 2003, je eigene Berechnungen.

Anmerkung: Prozentangaben gewichtet (Mikrozensus: Hochrechnungsfaktor; Jugendsurvey design- und altersgewichtet).

Um die Validität des Aussiedlerkonstrukts im Mikrozensus weiter auszuloten, wurden die im Jahr 2003 16- bis 29-jährigen Migrant(inn)en aus dem Jugendsurvey den um zwei Jahr „älter gewordenen“ 18- bis 31-Jährigen des Mikrozensus 2005 gegenübergestellt.

Tab. IIIb-4: Unterteilung der minderjährig Zugewanderten im Mikrozensus 2005 und im Jugendsurvey 2003 nach Rechtsstatus bei Einreise (dichotom)

Rechtsstatus bei Einreise	Mikrozensus (18- bis 31-Jährige)	Jugendsurvey (16- bis 29-Jährige)
	in % (Spalten)	
Aussiedler(in)	52,7	61,3
Ausländer(in)	47,3	38,7
N	6355	458

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ), Jugendsurvey 2003; eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Personen zwischen 1987 und 2003 zugewandert, in alten Bundesländern wohnhaft; Prozentangaben gewichtet (Mikrozensus: Hochrechnungsfaktor; Jugendsurvey design- und altersgewichtet).

<sup>3</sup> Die Herkunft der Aussiedler(innen) aus der ehemaligen Sowjetunion setzt sich gemäß der in Kap. 6.4.1 geschilderten Operationalisierung des Aussiedlerstatus wie folgt zusammen: 2% „ehemalige Sowjetunion“, 67% „Russische Föderation“, 1% Baltikum, 6% „sonstiger Naher/Mittlerer Osten“ und 5% „sonstiges Osteuropa“.



Innerhalb der Migrantenpopulation kontrastiert der Aussiedleranteil von 61% im Jugendsurvey mit 53% im Mikrozensus. Unter anderem ist im Jugendsurvey der Anteil der Aussiedler(innen) höher, weil 3,5% derjenigen, die sich als Aussiedler(innen) bezeichnen, noch nicht die deutsche Staatsangehörigkeit haben – eine kleine Gruppe von 2,1% aller Migrant(inn)en, die im Mikrozensus den Ausländer(inne)n zugeordnet wird. Ein Grund für die verbleibenden sieben Prozentpunkte Differenz könnte auch der Hochrechnungsfaktor des Mikrozensus sein. Denn ungewichtet nähert sich der Aussiedleranteil von 57,6% (statt gewichtet 52,7%) dem Anteilswert im Jugendsurvey (61,3%) deutlich an. Aus folgendem Grund ist eine ‚falsche‘ Gewichtung im Mikrozensus plausibel. Der Hochrechnungsfaktor des Mikrozensus 2005 basiert auf der Bevölkerungsfortschreibung von 1987. Eine Neuauszählung des Ausländerzentralregisters vom 31.12.2004 ergab jedoch, dass diese Bevölkerungsfortschreibung die Anzahl der in der Bundesrepublik lebenden Ausländer(innen) insgesamt überschätzt. Die offiziell angenommene Ausländerzahl von 7,3 Millionen wurde auf 6,7 korrigiert (Opfermann u. a. 2006). Der Hochrechnungsfaktor schätzt also die Anzahl der Ausländer(innen) – und damit auch die Gruppe der als Ausländer(innen) Zugewanderten – zu hoch ein. Eine endgültige Klärung, welches der ‚wahre‘ Aussiedleranteil ist, ist aufgrund der derzeitigen Datenlage nicht möglich.

Ein weiterer Test der Operationalisierung des Aussiedlerstatus im Mikrozensus bezieht sich auf die Frage, ob Aussiedler(innen) und andere Migrant(inn)en hinsichtlich der Schulabschlüsse im Mikrozensus und Jugendsurvey vergleichbare Verteilungsmuster aufweisen (s. Tab. IIIb-5). Im Jugendsurvey ist der Anteil der Aussiedler(innen) mit Mittlerer Reife höher als im Mikrozensus, und zwar zu Lasten der Abiturient(inn)en – vier Prozentpunkte Differenz – als auch der Hauptschulabgänger(innen) – fünf Prozentpunkte. Dasselbe Muster ist auch bei den als Ausländer(innen) eingereisten Migrant(inn)en zu finden. Auch hier wurde im Jugendsurvey der Abiturientenanteil um vier Prozentpunkte unter-, der Anteil mit Realschulabschluss um fünf Prozentpunkte überschätzt.

Tab. IIIb-5: Schulabschlüsse von Aussiedler(inne)n und anderen Migrant(inn)en im Mikrozensus 2005 und im Jugendsurvey 2003

Datensatz	Rechtsstatus bei der Einreise	kein Ab.	HS	MR	ABI	N
		in % (Zeilen)				
Mikrozensus	Aussiedler(in)	2,2	36,3	33,2	28,3	3564
	Ausländer(in), darunter	12,3	44,0	19,7	24,0	2316
	inzwischen eingebürgert	5,7	37,3	23,7	33,2	909
	noch Ausländer(in)	14,9	46,7	18,1	20,3	1710
Jugendsurvey	Aussiedler(in)	3,9	31,0	40,8	24,3	274
	Ausländer(in), darunter	10,7	43,5	25,4	20,3	163
	inzwischen eingebürgert	13,6	37,3	25,4	23,7	51
	noch Ausländer(in)	9,3	46,6	25,4	18,6	112

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ); Jugendsurvey 2003, eigene Berechnungen.

Anmerkung: Mikrozensus 18- bis 31-Jährige; Jugendsurvey: 16- bis 29-Jährige; Personen zwischen 1987 und 2003 zugewandert, in alten Bundesländern wohnhaft; Prozentangaben gewichtet (Mikrozensus: Hochrechnungsfaktor; Jugendsurvey design- und altersgewichtet)

So sind im Mikrozensus die Bildungsdisparitäten zwischen Zugewanderten mit und ohne Aussiedlerstatus ein wenig geringer (17,8 statt 19,4 Prozentpunkte Unterschied bezüglich des Anteils derjenigen mit weiterführenden Schulabschlüssen). Im Einklang mit der Vermutung der unterschätzten Bildungsdisparitäten liegt jedoch der Anteil der Zertifikatslosen bei Nicht-Aussiedler(inne)n um 10 Prozentpunkte (statt wie im Jugendsurvey um sieben) über dem (sehr niedrigen) der Aussiedler(innen). Hier zeigt sich der von Gille u. a. (2006: 297f.) selbst konstatierte bildungsbezogene Selektionsbias des Jugendsurveys, bei dem aufgrund der freiwilligen Teilnahme weniger Ausländer(innen) mit geringer Bildung befragt wurden als im Mikrozensus. Trotz dieser kleineren Abweichungen zwischen den beiden Datenquellen weisen diese hinsichtlich der erreichten oder angestrebten Schulabschlüsse von minderjährig immigrierten Personen insgesamt ein ähnliches Muster auf.

#### Anhang IIIc: Kodierung weiterer in den Mikrozensus-Analysen verwendeter Variablen

Für die Deskription der *familialen Migrationsbiographien* wurde eine Variable konstruiert, die ausweist, ob die untersuchten Migrant\*innen temporär oder dauerhaft von ihren Eltern getrennt lebten. Der Mikrozensus bietet die Möglichkeit, die Einwanderungsjahre der Migrant\*innen und ihrer Eltern miteinander zu vergleichen sowie festzustellen, ob ein oder beide Elternteile überhaupt in Deutschland

lebten. Hieraus wurden die vereinfachten vier Kategorien gebildet: Kinder, die im selben Jahr wie ihre Eltern einreisten (1), die mindestens von einem Elternteil temporär (Minimum ein Jahr) getrennt waren (2), deren Eltern nicht in Deutschland lebten (3) und Sonstige (4). Die für diese Kategorienbildung benutzen Fragen im Mikrozensus waren von ihrer Formulierung möglicherweise aber fehleranfällig, so dass die Ergebnisse unter einem gewissen methodischen Vorbehalt zu betrachten sind.<sup>4</sup>

Die untersuchten alten *Bundesländer* werden in zwei Gruppen eingeteilt, die aufgrund der Struktur ihrer Sekundarschulsysteme unterschiedliche Chancen auf den Erwerb weiterführender Schulabschlüsse boten. Für diese Gruppierung werden nach Bundesländern differenzierte amtliche Schulstatistiken zu Abschlussarten von Schulabgänger(inne)n herangezogen. Um in Rechnung zu stellen, dass sich die Relationen zwischen Abgänger(inne)n mit den unterschiedlichen Zertifikaten im Laufe der Zeit verändert haben könnten, werden zwei, ein Jahrzehnt auseinander liegende Zeitpunkte – die Jahre 1990 und 2000 – ausgewählt, welche für die betrachteten Zuwandererkoorten von 1987 bis 2003 prägend waren. Aus der folgenden Tabelle wird deutlich, dass die Wahrscheinlichkeit, mit höchstens einem Hauptschulabschluss die allgemeinbildende Schule zu verlassen, jeweils in der Ländergruppe Bayern, Baden-Württemberg, Rheinland-Pfalz, Schleswig-Holstein und Saarland mit deutlichem Abstand (mindestens fünf Prozentpunkte) größer war als in den übrigen westlichen Bundesländern.

Tab. IIIc-1: Schulabgänger(innen) nach Schulabschlusstyp und Bundesland, 1990 und 2000

Bundesländer	Schuljahr 1990			Schuljahr 2000		
	max. HS	MR	Abi	max. HS	MR	Abi
	% (Zeile)			% (Zeile)		
Baden-Württemberg	43,6	32,1	24,3	40,8	37,9	21,3
Bayern	47,8	30,7	21,5	49,2	32,5	18,4
Berlin	-	-	-	35,0	34,7	30,3
Bremen	25,5	34,4	40,1	28,9	40,6	30,5
Hamburg	32,3	30,5	37,2	35,2	30,9	33,8
Hessen	33,4	35,9	30,6	33,6	39,3	27,1
Niedersachsen	31,4	42,3	26,3	31,3	44,8	23,9
Nordrhein-Westfalen	30,2	38,4	31,4	28,9	41,8	29,3
Rheinland-Pfalz	45,6	28,4	25,9	41,7	35,5	22,8
Saarland	48,3	27,3	24,4	40,4	35,9	23,8
Schleswig-Holstein	42,6	31,0	26,4	45,2	31,9	22,9

Quelle: Statistisches Bundesamt (1992; 2000a); eigene Berechnung.

Anmerkung: Hellgrau unterlegt sind die alten Bundesländer mit überdurchschnittlichen Anteilen der Kategorie „maximal Hauptschulabschluss“, dunkelgrau unterlegt die mit unterdurchschnittlichen Abiturientenanteilen.

Bezüglich der Chance auf ein Abitur sind die Länder ähnlich gruppiert, nur, dass nun Niedersachsen zu der Gruppe der Bundesländer mit relativ niedrigen Abiturientenquoten hinzukommt. Da für den Vergleich zwischen Aussiedler(inne)n und anderen Migrant(inn)en die Unterscheidung zwischen Hauptschul- und weiterführenden Abschlüssen besonders bedeutsam ist, wird Niedersachsen der Gruppe der Bundesländer mit niedrigen Hauptschulanteilen zugeordnet.

Während die *Gemeindegröße* im Scientific Use File des Mikrozensus über eine Einteilung nach Einwohnerzahl erfasst ist, steht in vollen Mikrozensus-Files des Forschungszentrums diese Variable nicht zur Verfügung. Stattdessen unterscheidet hier eine nicht sehr transparent kodierte Variable 17 Kategorien von Gemeindetypen. Um hier eine bildungsrelevante Zusammenfassung zu bewerkstelligen, wurden diese 17 Kategorien in vier Typen eingeteilt (s. Tab. IIIc-2) – und zwar daran gemessen, ob die in diesen Gemeindetypen lebenden 18- bis 35-Jährigen (auch ohne Migrationshintergrund) dort hohe, mittlere oder niedrige Anteile von Abiturient(inn)en bzw. Hauptschulabgänger(inne)n aufweisen. Hintergedanke ist, dass die untersuchten Migrant(inn)en den vergleichbaren institutionellen Opportunitätsstrukturen wie Einheimische ausgesetzt waren. In Analysen mit dem ‚kleinen‘ Mikrozensus-Sample der 18- bis 20-Jährigen müssen die kleineren und ländlichen Gemeinden fallzahlenbedingt zu einer Kategorie zusammengefasst werden.

<sup>4</sup> Gefragt wurde, ob die nicht mehr im selben Haushalt lebenden Eltern 1960 oder später in die Bundesrepublik gezogen sind. Wenn ein Befragter diese für Vater und Mutter getrennt gestellte Fragen verneinte, könnte dies bedeuten, dass die Eltern im Herkunftsland geblieben sind oder aber – auch wenn das bei minderjährig Migrierten unwahrscheinlich erscheint – in Deutschland geboren wurden oder bis 1959 zuwanderten. Diese Frage war eventuell auch für solche Befragte schwer zu beantworten, deren Eltern zwar mit ihnen zusammen nach Deutschland migrierten, die aber inzwischen wieder zurückgekehrt waren. In die Kategorie 4 (Sonstige) fallen Personen mit fehlenden Werten zu einem oder beiden Elternteilen, also auch Kinder von Alleinerziehenden, bei denen nicht klar ist, ob die Abwesenheit des anderen Elternteils durch die Migration oder andere Gründe verursacht wurde.

Tab. IIIc-2: Rekodierung des Gemeindetyps zur Erfassung der Gemeindegröße

Gemeindetyp	Gemeindegröße			
	groß	mittel	klein	ländlich
Regionen mit großen Verdichtungsräumen (Regionstyp I)				
1. Kernstädte, > 500.000 Einwohner	X			
2. Kernstädte, < 500.000 Einwohner	X			
Hochverdichtete Kreise				
3. Ober-/Mittelzentrum		X		
4. sonstige Gemeinden		X		
Verdichtete Kreise				
5. Ober-/Mittelzentrum		X		
6. sonstige Gemeinden			X	
Ländliche Kreise				
7. Ober-/Mittelzentrum				X
8. sonstige Gemeinden			X	
Regionen mit Verdichtungsansätzen (Regionstyp II)				
9. Kernstädte	X			
Verdichtete Kreise				
10. Ober-/Mittelzentrum		X		
11. sonstige Gemeinden			X	
Ländliche Kreise				
12. Ober-/Mittelzentrum				X
13. sonstige Gemeinden				X
Ländliche geprägte Regionen				
Ländliche Kreise höherer Dichte				
14. Ober-/Mittelzentrum			X	
15. sonstige Gemeinden				X
Ländliche Kreise geringerer Dichte				
16. Ober-/Mittelzentrum				X
17. sonstige Gemeinden				X

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ), Standard-Schlüsselverzeichnis; eigene Darstellung.

Für das *soziale Kapital* (vgl. Coleman 1988), das den Migrant\*innenjugendlichen innerhalb ihrer Familie zur Verfügung stand, können zwei Indikatoren gebildet werden: die Anzahl der Geschwister und der Familientypus (beiden Elternteile versus bei einem alleinerziehenden Elternteil lebend). Während beim Jugendsurvey die Befragten nach der Anzahl ihrer Geschwister gefragt wurden, muss im Mikrozensus der weniger valide Umweg über die Anzahl der ledigen Kinder in einem Haushalt genommen werden. Dies hat den Nachteil, dass etwa Befragte, die eigentlich das jüngste mehrerer Kinder sind, deren ältere Geschwister aber bereits ausgezogen sind, als Einzelkinder gezählt werden. Diese Fehlerquelle wird in ihrer Bedeutung dadurch etwas relativiert, dass junge Erwachsene mit Migrationshintergrund (also auch ältere Geschwister der 18- bis 20-Jährigen) tendenziell länger bei ihren Eltern leben, als dies auf Gleichaltrige ohne Migrationshintergrund zutrifft (Baykara-Krumme 2007).

## Anhang V: Ergänzende Tabellen und methodische Erläuterungen zu Kapitel 8

### Anhang Va: Das multivariate statistische Schätzmodell: Linear probability model

Da die abhängige Variable in dieser Untersuchung kategorialer Natur ist, bietet sich als Schätzmodell auf den ersten Blick eine logistische Regression an. Diese schätzt die Wahrscheinlichkeit  $p$ , dass ein Ereignis eintritt (z. B. ein Abitur zu erlangen), im Verhältnis zur Wahrscheinlichkeit, dass das Ereignis nicht eintritt ( $1-p$ ) (d. h. stattdessen maximal die Mittlere Reife zu erlangen), also  $p/(1-p)$ . In einem neuen Beitrag zur quantitativen Methodenforschung macht Mood (2009) auf statistische Probleme der gängigen Interpretation von logistischen Regressionen aufmerksam. Sie schlägt als eine von mehreren Alternativen die Berechnung so genannter „*linear probability models*“ vor, d. h. einer *linearen* Regression, die die Wahrscheinlichkeit  $p$  schätzt, dass ein Ereignis eintritt, und *nicht* wie bei logistischen Regressionen das Wahrscheinlichkeitsverhältnis vorhersagt. Diese Anregung greife ich auf und begründe sie im Folgenden unter Bezugnahme auf Moods Argumentation:

Sowohl bei logistischen als auch bei linearen Regressionen besteht das Problem der unbeobachteten Heterogenität, d. h. einer Variation in der abhängigen Variable, die von *nicht* gemessenen Faktoren verursacht wird. Bei beiden Regressionsmodellen gilt: Wird ein kausal wichtiger Einflussfaktor  $x_2$ , der mit dem berücksichtigten Faktor  $x_1$  korreliert, weggelassen, wird dem Effekt von  $x_1$  auf die abhängige Variable  $y$  fälschlicherweise zusätzlich der Einfluss von  $x_2$  zugeschrieben.

Darüber hinaus führt die unbeobachtete Heterogenität in der logistischen Regression zu einem spezifischen Problem, das in dieser Form in linearen Regression nicht besteht: Es bezieht sich auf Einflussfaktoren, die *nicht* mit den übrigen unabhängigen Variablen korrelieren. Die Koeffizienten der unabhängigen Variablen in einer logistischen Regression reflektieren nicht nur deren substanzielle Effekte, sondern auch die nicht bezifferbare unbeobachtete Heterogenität, die zwischen Modellen mit einer unterschiedlichen Anzahl an Variablen und zwischen Modellen für unterschiedliche Stichproben variiert (Mood 2009: 3). Dies liegt an der der logistischen Regression eigenen Schätzfunktion, die den natürlichen Logarithmus  $\ln(p/1-p)$  vorhersagt und hierfür die Varianz des Fehlerterms der Gleichung auf 3,29 festlegen muss. Durch diese Fixierung führt eine Steigerung der erklärten Varianz durch unabhängige Variablen automatisch zu einer Steigerung der Gesamtvarianz der abhängigen Variablen und damit deren Skalierung („scale“). Dies hat die methodisch nicht erwünschte Konsequenz, dass der Koeffizient einer unabhängigen Variable  $x_1$  größer wird, wenn andere einflussreiche unabhängige Variablen mit in das Schätzmodell aufgenommen werden, selbst wenn diese nicht mit der zuerst eingefügten Variable korrelieren (Mood 2009: 3).

Für die vorliegende Analyse hätte dies schwerwiegende Konsequenzen: Für die Interpretation der Veränderung des Koeffizienten einer unabhängigen Variable  $x_1$  in Modellen mit einer unterschiedlichen Anzahl weiterer unabhängiger Variablen  $x_2$ ,  $x_3$  etc. können zwei essenzielle Fragen nicht eindeutig geklärt werden (Mood 2009: 6): Ist eine *Steigerung* des Koeffizienten des Faktors  $x_1$  im Modell mit dem zusätzlichen  $x_2$  hauptsächlich auf den Anstieg der erklärten Varianz zurückzuführen? Wie sehr wird die *Verringerung* des Koeffizienten von  $x_1$  durch die hiermit korrelierende Größe  $x_2$  unterschätzt, weil die erklärte Varianz des Modells mit beiden Variablen wächst (vgl. Mood 2009: 6f.)? Genau diese Fragen sind aber für meine Untersuchung relevant, wenn geprüft werden soll, ob der Einfluss des Aussiedlerstatus auf Bildungschancen z. B. auf die höhere elterliche Bildung zurückzuführen ist.

Mood diskutiert mehrere Alternativen, um diese methodische Herausforderung in den Griff zu bekommen. Ich wähle unter diesen Lösungswegen das *linear probability model* (LPM), weil sich hier gleich zwei Probleme der logistischen Regression nicht mehr stellen: Die Koeffizienten einer unabhängigen Variable sind zwischen Modellen mit einer unterschiedlichen Anzahl an Variablen und zwischen Modellen für unterschiedliche Samples (aber mit denselben unabhängigen Variablen) vergleichbar (Mood 2009: 12, 14) – zwei in dieser Untersuchung angewandte Vorgehensweisen.

Bei einem LPM handelt sich um eine lineare Regression, der die Schätzmethode der Kleinstquadrat-Methode (ordinary least square) zugrunde liegt (zur linearen Regression allgemein vgl. Wonnacott/Wonnacott 1986: 15ff.). Anstelle der sonst üblicherweise metrisch skalierten abhängigen Variable ist diese beim LPM binär, z. B. Abitur ja – nein. Ein LPM schätzt also die Wahrscheinlichkeit, dass das Ereignis (Abitur) eintritt. Dabei sind die Koeffizienten der LPM leichter zu interpretieren als in

logistischen Regressionen. Der Regressionskoeffizient  $b$  einer unabhängigen Variable  $x$  drückt im Sinne eines additiven Faktors die Veränderung der Wahrscheinlichkeit aus, dass das Ereignis  $y$  eintritt (während die odds ratios in logistischen Regressionen einen multiplikativen Faktor darstellen, um den sich das Wahrscheinlichkeitsverhältnis  $p/1-p$  ändert). Ein Regressionskoeffizient von beispielsweise  $b = 0,15$  bedeutet dann, dass die Wahrscheinlichkeit, dass  $y$  gegeben ist, um  $0,15 \cdot 100 = 15$  Prozentpunkte steigt.<sup>5</sup>

Dem Einwand, dass eine LPM Wahrscheinlichkeiten schätzen könnte, die kleiner als 0 oder größer als 1 (bzw. größer als 100% oder kleiner als 0%) sein könnten, hält Mood (2009: 12) entgegen, dass „the occurrence of unrealistic predicted values (...) is also common in linear regression with non-binary dependent variables. This is not a serious problem unless many predicted values fall below 0 or above 1“. Das weitere Problem, dass das LPM aufgrund der verwendeten Schätzfunktion nicht-lineare Zusammenhänge nicht gut abbilden kann, stellte sich bei meinen Analysen nicht, da alle unabhängigen Variablen binäre Dummy-Variablen sind oder in solche umkodiert wurden. Zudem unterscheiden sich in Moods Modellrechnungen die von einer logistischen Regression abgeleiteten durchschnittlichen Marginaleffekte (AME) nicht von den Ergebnissen einer LPM. Demnach folge ich Moods (2009: 12f.) Empfehlung, „if one seeks an estimate of the average effect, there appears to be no need to use logistic regression“.

Das Problem, dass die Residuen heteroskedastisch und somit die Vorannahmen linearer Regressionen verletzt sind, wird durch die Verwendung robuster Standardfehler gelöst (Mood 2009: 15).

#### Anhang Vb: Ergänzende Tabellen zu den multivariaten Analyse

Tab. Vb-1: Kollinearitätsmatrix: Bivariate Zusammenhangsmaße für unabhängige Variablen der multivariaten Schätzmodelle

	elterl. Schulbildung	berufl. Status	Bundeslandtyp	Gemeindegröße	Einwanderungs- alter	Geschlecht	Anzahl der Kinder im HH
Rechtsstatus (2 Kat.)	0,39***	0,29***	0,01	0,20***	0,10**	0,04 <sup>+</sup>	0,27***
Rechtsstatus (8 Kat.)	0,33***	0,15***	0,11***	0,16***	0,14***	0,07	0,22***
elterl. Schulbildung (4 Kat.)	-	0,20***	0,06	-0,06*	-0,02*	0,07 <sup>+</sup>	-0,13***
berufl. Status des Vaters oder der alleinerziehende Mutter (4 Kat.)		-	0,11***	0,12***	0,09***	0,04	0,10***
Bundeslandtyp (2 Kat.)			-	0,25 ***	0,10**	0,01	0,05
Gemeindegröße (3 Kat.)				-	0,01*	0,05	0,05
Einwanderungsalter (3 Kat.)					-	0,04	-0,05 <sup>+</sup>
Geschlecht						-	0,05
Anzahl der Kinder im HH (3 Kat.)							-

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ); eigene Berechnung.

Anmerkung: 18- bis 20-Jährige,  $N = 1546$ , zur Grundgesamtheit vgl. Definition ‚kleines‘ Mikrozensus-Sample in Tab. 6-1. Wenn beide Variablen ordinal skaliert sind (z. B. das Einwanderungsalter und die elterliche Bildung) bedeutet das negative Vorzeichen eine negative Korrelation.

<sup>5</sup> Will man nicht nur Aussagen über die Veränderung der Wahrscheinlichkeit treffen, sondern auch darüber, wie hoch die Wahrscheinlichkeit z. B. von Aussiedler(inne)n ist, bei statistischer Kontrolle der weiteren Variablen ein Abitur zu erlangen, so kann diese Wahrscheinlichkeit wie bei der logistischen Regression auch nur für eine festgelegte Merkmalskombination der anderen unabhängigen (hier kategorialen) Variablen berechnet werden (Long/Freeze 2006: 157ff.). Die Konstante in einem Modell drückt die Wahrscheinlichkeit für die Merkmalskombination der Referenzkategorien der unabhängigen Variablen aus. Je nach dem, welche unabhängigen Variablen im Schätzmodell sind, schwankt daher auch der Wert der Konstante.

Tab. Vb-2: Modell A-a, -b (binäre logistische Regression): Schätzung der Schulabschlussarten von Migrantenjugendlichen, Rechtsstatus dichotom unterschieden

<b>Modell A-a: Wahrscheinlichkeit, einen weiterführenden Abschluss zu erlangen (Ref. kein Abschluss/Hauptschulabschluss), odds ratios</b>											
	Unabhängige Variablen mit Referenzkategorie	Ausprägungen	Brutto-Effekt für alle UV	1	2	3	4	5	6	7	8
				nur Rechts-status	~ plus elterl. Bildung	~ plus berufl. Status	~ plus Bundes-landtyp	~ plus Gemeinde-größe	~ plus Einreisealter	~ plus Geschlecht	~ plus Familien-größe
1	Rechtsstatus bei Einreise (Ref. Aussiedler(in))	Ausländer(in)	0,60 ***	0,60 ***	0,64 **	0,66 *	0,67 *	0,64 **	0,66 **	0,67 **	0,72 *
2	höchster elterl. Schulabschluss (Ref. max. HS-Äquivalent)	Abi-Äquivalent	4,79 ***		5,08 ***	4,65 ***	4,78 ***	4,68 ***	4,80 ***	5,12 ***	5,01 ***
3		MR-Äquivalent	2,16 ***		2,05 ***	2,01 ***	2,13 ***	2,12 ***	2,23 ***	2,17 ***	2,13 ***
4		kein Abschluss	0,63 *		0,80 n. s.	0,85 n. s.	0,85 n. s.	0,84 n. s.	0,78 n. s.	0,76 n. s.	0,79 n. s.
5	Berufl. Status des Haushaltsvorstandes (Ref. Arbeiter(in))	Arbeitslose	0,65 **			0,76 +	0,69 *	0,69 *	0,73 *	0,74 *	0,73 *
6		Angestellte/Beamte	1,97 ***			1,35 n. s.	1,20 n. s.	1,17 n. s.	1,13 n. s.	1,13 n. s.	1,10 n. s.
7		Selbständige	1,59 n. s.			1,43 n. s.	1,40 n. s.	1,41 n. s.	1,39 n. s.	1,32 n. s.	1,31 n. s.
8	Bundeslandtyp (Ref. reformiertes Schulsystem)	konservatives Schulsystem	0,43 ***				0,41 ***	0,44 ***	0,45 ***	0,44 ***	0,43 ***
9	Gemeindegröße (Ref. große/mittel)	klein/ländlich	0,61 ***					0,71 **	0,69 **	0,67 **	0,70 **
10	Einwanderungsalter (Ref. 0-5 J.)	6-10 J.	0,65 ***						0,70 **	0,69 **	0,67 **
11		11-17 J.	0,46 ***						0,47 ***	0,46 ***	0,45 ***
12	Geschlecht (Ref. männlich)	weiblich	2,18 ***							2,39 ***	2,38 ***
13	Anzahl lediger Kinder im HH (Ref. 1-2 Kinder)	3 Kinder	0,56 ***								0,61 **
14		4 und mehr Kinder	0,49 ***								0,70 +
15	Modellstatistik: $\chi^2$			20,2	131,5	140,1	182,1	189,4	203,3	237,8	239,0
16	Pseudo-R <sup>2</sup>			0,01 ***	0,08 ***	0,09 *	0,12 ***	0,12 **	0,13 ***	0,16 ***	0,17 **

(Fortsetzung nächste Seite )

(Fortsetzung Tab. Vb-2)

<b>Modell A-b:</b> Wahrscheinlichkeit, ein (Fach-)Abitur zu erlangen (Ref. kein Abschluss/Hauptschulabschluss/Mittlere Reife), odds ratios											
	Unabhängige Variablen mit Referenzkategorie	Ausprägungen	Brutto-Effekt für alle UV	1	2	3	4	5	6	7	8
				nur Rechts-status	~ plus elterl. ~ Bildung	~ plus berufl. Status	~ plus Bundes-landtyp	~ plus Gemeinde-größe	~ plus Einreisealter	~ plus Geschlecht	~ plus Familien-größe
1	Rechtsstatus bei Einreise (Ref. Aussiedler(in))	Ausländer(in)	0,98 n. s.	0,98 n. s.	1,03 n. s.	0,96 n. s.	0,97 n. s.	0,92 n. s.	0,95 n. s.	0,97 n. s.	1,04 n. s.
2	höchster elterl. Schulabschluss (Ref. max. HS-Äquivalent)	Abi-Äquivalent	4,46 ***		4,44 ***	3,95 ***	4,04 ***	3,96 ***	3,97 ***	4,03 ***	3,91 ***
3		MR-Äquivalent	1,44 *		1,45 *	1,39 *	1,44 *	1,44 *	1,45 *	1,41 *	1,39 *
4		kein Abschluss	-0,07 +			-0,08 +	-0,07 +	-0,07 +	-0,07 +	-0,08 +	-0,08 +
5	Berufl. Status des Haushaltsvorstandes (Ref. Arbeiter(in))	Arbeitslose	1,00 n. s.			1,07 n. s.	1,00 n. s.	1,00 n. s.	1,03 n. s.	1,05 n. s.	1,05 n. s.
6		Angestellte/Beamte	2,29 ***			1,54 **	1,40 *	1,37 +	1,35 +	1,35 +	1,32 n. s.
7		Selbständige	0,29 ***				0,23 ***	0,22 ***	0,22 **	0,22 ***	0,22
8	Bundeslandtyp (Ref. reformiertes Schulsystem)	konservatives Schulsystem	0,44 ***				0,44 ***	0,47 ***	0,48 ***	0,47 ***	0,47 ***
9	Gemeindegröße (Ref. große/mittel)	klein/ländlich	0,55 ***					0,71 *	0,70 **	0,70 **	0,72 *
10	Einwanderungsalter (Ref. 0-5 J.)	6-10 J.	0,80 +						0,96 n. s.	0,96 n. s.	0,95 n. s.
11		11-17 J.	0,66 **						0,70 *	0,71 *	0,70 *
12	Geschlecht (Ref. männlich)	weiblich	1,60 ***							1,69 ***	1,69 ***
13	Anzahl lediger Kinder im HH (Ref. 1-2 Kinder)	3 Kinder	0,75 +								0,80 n. s.
14		4 und mehr Kinder	0,50 **								0,65 +
15	Modellstatistik: $\chi^2$			0,0	125,6	138,3	167,7	171,1	179,7	190,2	191,2
16	Pseudo-R <sup>2</sup>			0,00 n. s.	0,07 ***	0,08 ***	0,11 ***	0,11 **	0,12 +	0,13 ***	0,13 +

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ); eigene Berechnung.

Anmerkung: 18- bis 20-Jährige, N = 1546, zur Grundgesamtheit vgl. Definition ‚kleines‘ Mikrozensus-Sample in Tab. 6-1; Sp. 1/„Brutto“: Koeffizienten für alle unabhängigen Variablen jeweils ohne Kontrolle weiterer Variablen; Signifikanzniveaus der odds ratios und – jeweils rechts neben dem Pseudo-R<sup>2</sup> – der Verbesserung der Vorhersagekraft des Modells gegenüber dem Vorgängermodell (Sp. 2-8, Z. 16, in Sp. 1 gegenüber dem Null-Modell): \*\*\* p < 0,001, \*\* p < 0,01, \* p < 0,05, + p < 0,10, n. s. = nicht signifikant; robuste Standardfehler.

Tab. Vb-3: Modell B-a, -b (binäre logistische Regression): Schätzung der Schulabschlussarten von Migrant\*innen, Rechtsstatus differenziert: als Ausländer(innen) Zugewanderte nach Herkunftsland unterschieden

<b>Modell B-a:</b> Wahrscheinlichkeit, einen weiterführenden Abschluss zu erlangen (Ref. kein Abschluss/Hauptschulabschluss), odds ratios									
	Rechtsstatus bei der Einreise: Ausländer(in) (Ref. Aussiedler), darunter aus:	1	2	3	4	5	6	7	8
		Nur Rechtsstatus bei der Einreise	~ plus elterl. Bildung	~ plus berufl. Status	~ plus Bundeslandtyp	~ plus Gemeindegröße	~ plus Einreisealter	~ plus Geschlecht	~ plus Familiengröße
1	Ex-UdSSR	1,54 n. s.	1,16 n. s.	1,23 n. s.	1,25 n. s.	1,23 n. s.	1,43 n. s.	1,46 n. s.	1,49 n. s.
2	EU	0,53 *	0,61 +	0,62 +	0,66 n. s.	0,62 n. s.	0,60 +	0,64 n. s.	0,64 n. s.
3	Polen	1,69 n. s.	1,60 n. s.	1,50 n. s.	1,24 n. s.	1,19 n. s.	1,35 n. s.	1,24 n. s.	1,27 n. s.
4	Türkei	0,34 ***	0,55 *	0,56 *	0,60 +	0,56 *	0,51 *	0,50 *	0,58 +
5	sonst. Drittstaaten	0,53 **	0,44 ***	0,45 ***	0,49 **	0,47 ***	0,51 ***	0,51 **	0,53 **
6	außereurop. FL	0,78 n. s.	0,73 n. s.	0,80 n. s.	0,75 n. s.	0,71 n. s.	0,79 n. s.	0,85 n. s.	0,97 n. s.
7	Ex-Jugoslawien	0,47 **	0,57 *	0,60 *	0,58 *	0,54 *	0,54 *	0,54 *	0,59 +
8	Modellstat.: $\chi^2$	47,9	141,4	150,8	189,9	197,7	197,7	239,9	241,3
9	Pseudo-R <sup>2</sup>	0,03 ***	0,09 ***	0,09 *	0,12 ***	0,13 **	0,13 ***	0,14 ***	0,17 **
<b>Modell B-b:</b> Wahrscheinlichkeit, ein (Fach-)Abitur zu erlangen (Ref. kein Abschluss/Hauptschulabschluss/Mittlere Reife), odds ratios									
	Rechtsstatus bei der Einreise: Ausländer(in) (Ref. Aussiedler), darunter aus:	1	2	3	4	5	6	7	8
1	Ex-UdSSR	2,12 *	1,62 n. s.	1,54 n. s.	1,58 n. s.	1,54 n. s.	1,54 n. s.	1,68 n. s.	1,71 n. s.
2	EU	0,99 n. s.	1,08 n. s.	1,01 n. s.	1,08 n. s.	1,01 n. s.	1,01 n. s.	1,08 n. s.	1,08 n. s.
3	Polen	1,81 +	1,61 n. s.	1,34 n. s.	1,19 n. s.	1,15 n. s.	1,15 n. s.	1,19 n. s.	1,20 n. s.
4	Türkei	0,40 **	0,65 n. s.	0,61 +	0,65 n. s.	0,61 +	0,61 +	0,60 n. s.	0,69 n. s.
5	sonst. Drittstaaten	1,26 n. s.	1,11 n. s.	1,03 n. s.	1,12 n. s.	1,08 n. s.	1,08 n. s.	1,18 n. s.	1,22 n. s.
6	außereurop. FL	1,29 n. s.	1,19 n. s.	1,13 n. s.	1,06 n. s.	1,01 n. s.	1,01 n. s.	1,12 n. s.	1,28 n. s.
7	Ex-Jugoslawien	0,51 **	0,59 *	0,58 *	0,54 *	0,52 *	0,52 *	0,52 *	0,55 *
8	Modellstat.: $\chi^2$	34,5	133,6	143,1	172,8	175,8	175,8	197,0	199,0
9	Pseudo-R <sup>2</sup>	0,02 ***	0,08 ***	0,09 ***	0,11 ***	0,12 **	0,12 *	0,13 ***	0,13 n. s.

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ); eigene Berechnung.

Anmerkung: 18- bis 20-Jährige, N = 1546, zur Grundgesamtheit vgl. Definition 'kleines' Mikrozensus-Sample in Tab. 6-1; Signifikanzniveaus der odds ratios und – jeweils rechts neben dem Pseudo-R<sup>2</sup> – der Verbesserung der Vorhersagekraft des Modells gegenüber dem Vorgängermodell (Sp. 2-8, Z. 16, in Sp. 1 gegenüber dem Null-Modell): \*\*\* p < 0,001, \*\* p < 0,01, \* p < 0,05, + p < 0,10, n. s. = nicht signifikant; robuste Standardfehler. Die in Sp. 1-8 kontrollierten unabhängigen Variablen sind mit denen im Modell A (Tab. 8-4) identisch.



Tab. Vb-4: Schätzung der Schulabschlussarten nach Migrationsstatus und Rechtsstatus bei Einreise  
(*linear probability model*)

Abhängige Variable: MR/Abi (Ref. max. HS)		
Migrationsstatus und Rechtsstatus bei der Einreise (Ref. Einheimische ohne Migrationshintergrund)	Brutto-Modell	Netto-Modell <sup>1)</sup>
2. Zuwanderergeneration (mind. 1 Elternteil im Ausl. geb.)	-0,06 ***	0,00 n. s.
1. Zuwanderergeneration: als Aussiedler zugewandert	-0,10 ***	-0,04 *
1. Zuwanderergeneration: als Ausländer zugewandert	-0,21 ***	-0,09 ***
Konstante	0,78 ***	0,57 ***
R <sup>2</sup>	0,02	0,18

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ); eigene Berechnung.

Anmerkung: N = 14536; 18- bis 20-Jährige, N = 1546, zur Grundgesamtheit vgl. Definition ‚kleines‘ Mikrozensus-Sample in Tab. 6-1; Signifikanzniveaus der Koeffizienten: \*\*\* p < 0,001, \*\* p < 0,01, \* p < 0,05, + p < 0,10, n. s. = nicht signifikant; robuste Standardfehler; 1) unter Kontrolle derselben unabhängigen Variablen wie im Modell A (Tab. 8-4) mit Ausnahme des Einreisealters, da dieses nur innerhalb der Gruppe der Zugewanderten variieren kann.

Tab. Vb-5: Modell C-a, -b (*linear probability model*): Schätzung der Schulabschlussarten von  
Aussiedler(inne)n unterschiedlicher Zuwandererkohorten: getrennte Modelle für alle  
Aussiedler(innen) und für jene aus der ehemaligen Sowjetunion

	Unabhängige Variablen mit Referenzkategorie	Ausprägungen	alle Aussiedler <sup>1</sup>	nur Aussiedler aus Ex-UdSSR <sup>1</sup>
Modell C-a: Abhängige Variable MR/Abi (Ref. max. HS)				
1	Zuwanderungskohorten (Ref. 1987-1989)	1990-1992	-0,03 n. s.	0,01 n. s.
2		1993-1995	-0,06 *	-0,05 n. s.
3		1996-2003	-0,10 ***	-0,10 +
4	Konstante		0,81 ***	0,83 **+
5	R <sup>2</sup>		0,12	0,11
Modell C-b: Abhängige Variable Abi (Ref. max. MR)				
6	Zuwanderungskohorten (Ref. 1987-1989)	1990-1992	0,01 n. s.	0,01 n. s.
7		1993-1995	-0,04 n. s.	-0,04 +
8		1996-2003	-0,01 n. s.	-0,01 n. s.
9	Konstante		0,51 ***	0,51 **
10	R <sup>2</sup>		0,08	0,07
11	N		3685	1412

Quelle: Mikrozensus 2005 (FDZ); eigene Berechnung.

Anmerkung: 18- bis 35-Jährige, zur Grundgesamtheit vgl. Definition ‚großes‘ Mikrozensus-Sample in Tab. 6-1; Signifikanzniveaus der Koeffizienten und – jeweils rechts neben R<sup>2</sup> – der Verbesserung der Vorhersagekraft des Modells gegenüber dem Vorgängermodell (Sp. 2-8, Z. 15, in Sp. 1 gegenüber dem Null-Modell): \*\*\* p < 0,001, \*\* p < 0,01, \* p < 0,05, + p < 0,10, n. s. = nicht signifikant; robuste Standardfehler.

1) Unter Kontrolle folgender unabhängiger Variablen Einreisealter, Bundeslandtyp, Gemeindegröße, Geschlecht (vgl. Tab. 8-15); Modelle für alle Aussiedler identisch mit denen in Tab. 8-15, Spalte 5 (ohne Kontrolle der Herkunftsländer).

## Literatur in den Anhängen III und V

- Baykara-Krumme, Helen (2007): Gar nicht so anders: Eine vergleichende Analyse der Generationenbeziehungen bei Migranten und Einheimischen in der zweiten Lebenshälfte. Discussion Paper Nr. SP IV 2007-604. Berlin: Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Bundesverwaltungsamt (2006): Aussiedlerstatistik seit 1950. Köln.
- Coleman, James S. (1988): Social capital in the creation of human capital. In: American Journal of Sociology 94 (Supplement): 95-120.
- Gille, Martina, Sabine Sardei-Biermann, Wolfgang Gaiser und Johann de Rijke (2006): Jugendliche und junge Erwachsene in Deutschland. Lebensverhältnisse, Werte und gesellschaftliche Beteiligung 12- bis 29-Jähriger. Schriften des Deutschen Jugendinstituts: Jugendsurvey 3. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, Deutschen Jugendinstitut.
- Konsortium Bildungsberichterstattung, (im Auftrag der Ständigen Konferenz der Kultusminister der Länder in der Bundesrepublik Deutschland und des Bundesministeriums für Bildung und Forschung) (Hrsg.) (2006): Bildung in Deutschland. Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Bildung und Migration. Bielefeld: Bertelsmann
- Long, J. Scott und Jeremy Freese (2006): Regression models for categorical dependent variables using Stata. Stata Press.
- Mood, Carina (2009): Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. In: European Sociological Review, 26 (1): 67-82.
- Opfermann, Heike, Claire Grobecker und Elle Krack-Roberg (2006): Auswirkung der Bereinigung des Ausländerzentralregisters auf die amtliche Ausländerstatistik. In: Wirtschaft und Statistik (5): 480-494.
- Seifert, Wolfgang (2008): Aussiedlerinnen und Aussiedler - neue Erfassungsmöglichkeiten und sozioökonomisches Profil. In: Statistische Analysen und Studien NRW, 53: 11-23.
- Statistisches Bundesamt (1992): Fachserie 11, Reihe 1 Allgemeinbildende Schulen 1989/1990. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt (2000): Fachserie 11, Reihe 1 Allgemeinbildende Schulen 1999/2000. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Wonnacott, Thomas H. und Ronald J. Wonnacott (1986): Regression: a second course in statistics. Malabar: Rober E. Krieger Publishing Company.

Rechtsstatus und Bildungschancen  
Die staatliche Ungleichbehandlung von  
Migrantengruppen und ihre Konsequenzen  
Söhn, J.  
2011, 354 S. 13 Abb., Softcover  
ISBN: 978-3-531-18145-5