

Der Bildungserwerb der 15 bis 19 Jährigen

Erste Ergebnisse

August Gächter, 2012-10-28

Vorwort.....	2
Fragestellung.....	3
Modell.....	3
Ein umfassendes Modell.....	3
Gibt es Korrelationen zwischen den unabhängigen Variablen?	8
Wie weiß man, welche Variable wichtig ist?	8
Die Frage der Bildungsbeteiligung.....	12
Das Ausmaß der Bildungsbeteiligung.....	12
Bildungsbeteiligung und staatliche Herkunft der Eltern.....	14
Die Ergebnisse zur Bildungsbeteiligung	15
Kurzgefasstes Ergebnis.....	15
Modellqualität.....	17
Merkmale der Jugendlichen.....	18
Merkmale der Eltern.....	20
Sozioökonomische Merkmale des Haushalts	23
Demografische Merkmale des Haushalts	26
Merkmale von Region und Ort.....	28
Zeitpunkt.....	29
Erwartung und Realität	29
Die Ergebnisse zum Besuch einer AHS oder BHS.....	30
Fragestellung.....	30
Kurzgefasstes Ergebnis.....	31
Modellqualität.....	33
Merkmale der Jugendlichen.....	34
Merkmale der Eltern.....	35
Sozioökonomische Merkmale des Haushalts	37
Demografische Merkmale des Haushalts	39
Merkmale von Region und Ort.....	40
Zeitpunkt.....	40
Die Wahrscheinlichkeit, die Oberstufe zu absolvieren.....	41
Das Gesamtbild und seine Besonderheiten.....	42
Die Ergebnisse und ihre Interpretation.....	42
Variablen ohne Einfluss.....	43
Was bleibt zu erklären?	44
Literaturangaben.....	45
Anhang.....	46
Erklärende Variablen im Überblick.....	46
Bildungsbeteiligung.....	49
Schultyp: Lehre/Fachschule oder AHS/BHS	50

Vorwort

Die vorliegende Untersuchung ist Teil eines vom bfi Tirol koordinierten und vom Bundesministerium für Unterricht, Kultur und Kunst sowie dem Europäischen Sozialfonds finanzierten Forschungsprojekts mit dem Titel „Perspektivenbildung Österreich“ (siehe http://www.perspektivenbildung.at/go/ueber_perspektivenbildung_oesterreich/allgemein). Die weiteren direkt Beteiligten am Projekt sind das Zentrum für Migration in Tirol (ZeMiT), Hafelekar Unternehmensberatung Schober GmbH und das Institut für Erziehungswissenschaften der Universität Innsbruck.

In dem Projekt geht es um die Rolle, welche bildungsbezogene Selbstbilder für den Bildungserfolg insbesondere der Jugendlichen mit eingewanderten Eltern spielen. Im ersten Teil, zu dem die vorliegende Untersuchung gehört, wird zu klären versucht, ob nach Berücksichtigung von rechtlichen, wirtschaftlichen, sozialen, demografischen und regionalen Merkmalen beim Bildungserwerb der 15 bis 19 Jährigen bis zur Matura noch Freiraum bleibt, in dem psychologische Faktoren, wie eben das Selbstbild, einen Erklärungsbeitrag leisten könnten. Wie sich zeigt, gibt es einen solchen Spielraum, aber er ist nicht besonders groß. In weiteren Teilen, über die noch zu berichten sein wird, geht es um den Bildungserwerb im universitären Bereich und um das Nachholen von Bildungsabschlüssen in einem Alter, das nicht dem üblichen im Regelbildungswesen entspricht.

Die hier präsentierten Ergebnisse haben den Charakter eines Zwischenberichts und einer Diskussionsgrundlage. Sie befinden sich nach wie vor in Fluss. Es ist damit zu rechnen, dass spätere (und vollständigere) Ausgaben dieses Berichts nicht in allen Details und vielleicht auch sogar in gewichtigeren Dingen nicht mit der vorliegenden Fassung übereinstimmen werden.

Ich bedanke mich bei Bettina Stadler und besonders bei Beatrix Wiedenhofer-Galik für die Kooperation und den Einsatz bei der Auswertung des Mikrozensus. Ebenso bedanke ich mich bei den Teilnehmer/innen des FORBA-Gesprächs am 12. April 2012, die als erste die damals noch sehr vorläufigen und nur den Zeitraum 2008 bis 2010 abdeckenden Ergebnisse diskutieren konnten und wertvolle Anregungen gaben. Die gleichen frühen Ergebnisse wurden auch am 30. Mai 2012 bei den Clearing-Fachtagen des Dachverbands Berufliche Integration (dabei) diskutiert. Auch bei den Teilnehmer/innen dieser Veranstaltung bedanke ich mich für Anregungen. Nicht zuletzt schulde ich Dank den Projektpartner/innen und mit meiner Kollegin am ZSI, Steffi Smoliner, die zur Entwicklung der Fragestellung, des Modells, der Methoden und der Aussagen beigetragen haben.

Fragestellung

Kinder ziehen gegenwärtig nur selten aus dem elterlichen Haushalt aus, bevor sie zwanzig sind. Mit den Daten einer großen Haushaltsbefragung, wie dem Mikrozensus, ist es daher möglich, Fragen nachzugehen, die den Zusammenhang zwischen den Merkmalen der Kinder im Alter zwischen 15 und 19 Jahren und den Merkmalen der Eltern betreffen. Eine solche Frage ist jene nach den Bildungsverläufen der Kinder. Sie gelten in Österreich ebenso wie in Deutschland als in erheblichem Maß von der Bildung der Eltern abhängig. Der Mikrozensus macht es möglich, auch andere Merkmale der Eltern einzubeziehen, die möglicherweise relevant sein könnten, darunter den Beruf, dessen Bildungsbedarf sich auf die Bildungskarriere der Kinder auswirken könnte, die Beschäftigungsdauer beim jetzigen Betrieb, die als Indikator für den Optimismus dienen könnte, weiterhin auf ein eigenes Einkommen der Kinder verzichten zu können, die berufliche Stellung als Ausdruck des Prestiges der Familie und einiges mehr. Wir zerlegen die Frage hier in zwei Teile: Erstens, wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, im Alter zwischen 15 und 19 in einer Ausbildung nach der Pflichtschule zu sein? Zweitens, wenn in Ausbildung, wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass es sich um einen Schultyp mit Matura handelt? Zur Beantwortung werden die Daten des Mikrozensus von 2008 bis 2011 herangezogen.

Modell

Ein umfassendes Modell

Das Forschungsideal spätestens seit dem 14. Jahrhundert ist, die beobachtbaren Phänomene mit einem möglichst sparsamen Modell zu erklären, also so wenige erklärende Variablen einzusetzen wie möglich. Im vorliegenden Fall wird aber mit einem breit angelegten Modell begonnen. Dafür gibt es, wie gleich zu sehen sein wird, einerseits Gründe, die in der Sache selbst liegen, andererseits aber geht es in völlig explorativer Weise darum, aufzudecken, welche Variablen zur Erklärung der Bildungskarrieren von Jugendlichen unverzichtbar sind und welche nicht. Es geht hier ebenso sehr darum, die wirkungslosen Variablen zu erkennen wie die wirksamen. Es geht darum, herauszufinden, welches die wichtigen Einflüsse sind, welches die weniger wichtigen und welches Nichteinflüsse sind. Zuletzt soll damit auch der Versuchung von Leser/innen vorgebeugt werden, unerwünschte Ergebnisse damit zu „erklären“, der Autor habe diesen oder jenen Einfluss nicht berücksichtigt. Dennoch bleibt selbstverständlich wahr, dass viele Einflüsse in der Tat nicht berücksichtigt werden konnten, einfach weil der Mikrozensus die Information nicht enthält. Insbesondere gilt das für den ganzen psychologischen Bereich und für das Verhalten der Akteure im Bildungswesen. Es geht darum herauszufinden, wie viel Spielraum bleibt, dass Variablen aus die-

sen beiden (und vielleicht noch anderen) Bereichen einen Beitrag zur Erklärung der Bildungsbe- teiligung und des Bildungsverlaufs leisten könnten.

Oben wurden schon kurz einige der elterlichen Merkmale skizziert, die ins Modell einbezogen wurden. Die Bildung der Eltern wurde als der höchste Abschluss der im Haushalt lebenden El- ternteile operationalisiert. Die Abschlüsse wurden in Schulstufen umgerechnet, um eine intervall- skalierte Variable zu erhalten: kein Abschluss =8 Schulstufen, Pflichtschule einschließlich einjäh- rige Fachschule =9 Schulstufen, Lehre =10, mehrjährige Fachschule =11, AHS Matura =12, BHS Matura und Kolleg =13, Universitätslehrgang ohne Erstabschluss =14, PädAK und SozAK =15, FH =16, Magister =17, Doktorat =19. Vom höchsten Abschluss war auch die Fachrichtung be- kannt. Es wurden vier Kategorien gebildet: medizinisch-pflegerisch, naturwissenschaftlich- technisch, pädagogisch und sonstige, wobei letztere die große Mehrheit stellten und als Referenz dienten. Der Bildungsbedarf des Berufs wurde als durchschnittliche Zahl der mit Abschluss ab- solvierten Schulstufen der Beschäftigten im jeweiligen ISCO Dreisteller operationalisiert. Der Bildungsgehalt des Berufs ist ein relativ guter Ersatz für die Einkommensmöglichkeiten in dem Beruf, über die im Mikrozensus keine Information enthalten ist. In EU-SILC zeigt sich eine rela- tiv enge Korrelation zwischen dem durchschnittlichen Bruttojahreseinkommen bei 40 Wochen- stunden in einem ISCO Zweisteller und der durchschnittlichen Bildung der Beschäftigten im betreffenden ISCO Zweisteller ($r=0,83$ bis $r=0,86$ je nach Geschlecht und mit oder ohne leitende Funktion). Der Bildungsgehalt des Berufs ist daher zugleich ein tauglicher Indikator des Ein- kommenspotentials im elterlichen Beruf. War mehr als ein Elternteil im Haushalt beschäftigt, wurde der Beruf mit dem höheren Bildungsgehalt herangezogen. Die Stellung im Beruf wurde in vier Kategorien erfasst, nämlich als Arbeiter, Angestellte und Vertragsbedienstete, Beamte und schließlich Selbständige. War kein Elternteil je berufstätig gewesen, wurden sie als Selbständige klassifiziert, da sie ja zweifelsfrei von etwas leben müssen, und wenn es sich nicht um einen kon- ventionellen Beruf handelt, muss es in weitestem Sinn irgendeine Form des Unternehmertums sein. Es gab zu wenige Fälle dieser Art, um sie als eingene Kategorie bestehen zu lassen. Beamte dienten in der Regression als Referenzkategorie. Berücksichtigt wurde weiters, ob es sich um eine leitende Tätigkeit handle oder nicht, mit „nein“ als Referenzkategorie. Die Beschäftigungsdauer beim jetzigen Betrieb lag in Monaten vor und wurde in Jahre umgerechnet. War mehr als ein El- ternteil im Haushalt, so wurde der größere Wert genommen. Die Geburtsstaaten der Eltern wur- den in sieben Gruppen eingeteilt: Österreich, übrige EU15/EFTA Staaten, übrige EU und andere ost- und südosteuropäische Staaten, Bosnien-Herzegowina, Serbien-Kosovo-Montenegro- Mazedonien, Türkei, Sonstige. Waren nicht beide Elternteile in der gleichen Staatenkategorie ge- boren worden, so wurde die spätere in dieser Liste herangezogen. Schließlich wurde auch noch die naturwissenschaftlich-mathematische Qualität des Bildungswesens in den Geburtsstaaten der

Eltern im Modell berücksichtigt. Die Daten dazu stammen aus TIMSS und ähnlichen Projekten von 1965 bis 1991 und liegen für eine sehr große Zahl von Staaten vor (Hanushek/Kimko 2000). Verwendet wurde die Normierung des Indikators auf den Bereich von 0 bis 1, wie sie Arthur Sweetman (2004) von Statistics Canada vorgenommen hatte. Der höhere Wert der beiden Elternteile ging in die Regression ein. Dass die Werte aus dem Zeitraum 1965 bis 1991 stammen, ist insofern zweckdienlich, als dies der Schulbesuchszeit der Eltern eindeutig näher liegt als ein aktueller Indikator das tun würde. Eine Variable, welche die elterlichen Aufenthaltsdauerjahre in Österreich während ihrer Pflichtschulzeit abgebildet hätte, wurde zwar gebildet, musste aber wegen Multikollinearitätsgefahren mit anderen mit der Migration verknüpften Variablen fallengelassen werden.

ISCO: International Standard Classification of Occupations; Klassifizierung der Berufe, die von der International Labour Organisation (ILO), einer UN Unterorganisation, betreut wird. Seit 1988 fasst sie auf einer obersten Ebene (Einsteller) alle Berufe zu nur zehn Obergruppen (0 bis 9) zusammen, die nicht durchgängig, aber im Wesentlichen, als Berufsschichten gedacht sind. Auf der zweiten Ebene besteht sie aus heute rund 30 Hauptgruppen (Zweisteller), wodurch jede Obergruppe in zwei bis fünf nicht mehr hierarchisch, sondern inhaltlich differenzierte Bereiche geteilt wird. In den Untergruppen (Dreisteller) wird die Differenzierung auf mehr als 120 Berufsgruppen und in den Vierstellern noch mehr erweitert.

Eine Einschränkung ist, dass nur die Merkmale der im Haushalt lebenden Elternteile berücksichtigt werden können. Lebt ein Elternteil nicht (mehr) im Haushalt, so ist über diesen nichts bekannt. Die Ausnahme davon ist der Geburtsstaat. Er ist auch für jene Elternteile bekannt, die nicht im Haushalt leben.

Von den Merkmalen der Kinder selbst wurden das Geschlecht, der Geburtsmonat, die Staatsbürgerschaft und das Jahr des Aufenthaltsbeginns in Österreich berücksichtigt. Beim Geschlecht diente weiblich als Referenzkategorie, beim Geburtsmonat der September, weil der 1.9. der Stichtag für das Einschulungsalter ist. Der Geburtsmonat wurde aufgegriffen, weil zu vermuten war, dass eine Einschulung kurz nachdem man sechs geworden ist, sich langfristig anders auswirken könnte als eine Einschulung kurz bevor man sieben geworden ist. Die Staatsbürgerschaft wurde in vier rechtlich relevanten Kategorien erfasst, nämlich Österreich (Referenz), EU15/EFTA, übrige EU, Sonstige. Das Jahr des Aufenthaltsbeginns wurde in zweifacher Weise berücksichtigt. Zum einen wurde eine Variable gebildet, welche die Zahl der Aufenthaltsjahre in den ersten sechs Lebensjahren angibt, zum anderen eine, welche die Zahl der Aufenthaltsjahre während der neun Pflichtschuljahre angibt. Das Alter der Jugendlichen wurde angesichts der geringen Spanne von 15 bis 19 nicht ins Modell aufgenommen.

Da neben den Eltern auch Geschwister im Haushalt leben und auch die Eltern in vielfacher Weise eine Funktion nicht nur in der Triade mit dem Kind, sondern im Haushalt insgesamt ausüben, die für die Entwicklung des Kindes relevant sein kann, wurden einige zusätzliche Merkmale des Haushalts in das Modell aufgenommen. Von allen nicht in Ausbildung befindlichen oder mindestens 20 Wochenstunden beschäftigten Mitgliedern des Haushalts wurde der Durchschnitt der tatsächlichen wöchentlichen Arbeitszeit genommen. Haushaltsmitglieder über dem Erwerbsalter wurden davon nicht ausgenommen. Stundenzahlen ab 60 wurden zensiert. Sowohl die Anzahl der Beschäftigten als auch die Anzahl der aktiv Arbeitssuchenden im Haushalt außerhalb der Altersgruppe 15 bis 19 wurde in der Regression berücksichtigt; ebenso die Zahl der Personen, die früher beschäftigt gewesen waren, aber nicht in den letzten 24 Monaten. Um die Überqualifizierung und die Unterqualifizierung von Berufstätigen ins Bild zu bekommen, wurde die Differenz zwischen deren eigener Bildung und dem Bildungsgehalt ihres Berufs gebildet. Unterschiede ab 1,0 Schulstufen wurden als Unter- bzw. Überqualifizierung gewertet. Die Zahl der Unter- bzw. der Überqualifizierten im Haushalt ging in die Regression ein. Weiters wurde das Geschlecht des älteren im Haushalt lebenden Elternteils berücksichtigt. Die Haushaltsform wurde in sechs Kategorien einbezogen: Ehepaar mit berufstätiger Frau, Ehepaar mit Frau, die mindestens seit Geburt des jüngsten Kindes nicht berufstätig ist, nicht eheliches Paar mit berufstätiger Frau (Referenz), nicht eheliches Paar mit Frau, die mindestens seit Geburt des jüngsten Kindes nicht berufstätig ist, Alleinerzieherhaushalt, Alleinerzieherhaushalt nach Scheidung. Eigens wurde zudem noch berücksichtigt, ob es sich um eine Stieffamilie handle, ja/nein mit „nein“ als Referenzkategorie. Die Eigentumsverhältnisse am Wohnraum wurden als vager Indikator der Vermögensverhältnisse inkludiert und zwar in vier Kategorien: Mietwohnung (Referenz), Eigentumswohnung, Hausbesitz, Besitz eines Hauses, das erst erbaut wurde, als der ältere Elternteil mindestens ungefähr 30 Jahre alt war. Hier gibt es Unschärfen, weil das Errichtungsjahr des Hauses nur in mehrjährigen Kategorien vorliegt. Die Differenz zwischen der Anzahl der Wohnräume und der Anzahl Bewohner wurde ebenfalls aufgenommen, und zwar mit dem Gedanken, dass beengte Verhältnisse eher dazu führen könnten, dass die Kinder eingeschränkte Lernmöglichkeiten zu Hause haben. Die Zahl der Räume könnte auch ein Ausdruck der Einkommensverhältnisse und damit der beruflichen Stellung, der wöchentlichen Arbeitszeit usw. sein. Zugleich muss man aber davon ausgehen, dass es eine relativ starke soziale Norm gibt, wonach die Zahl der Räume in etwa der Zahl der Haushaltsmitglieder entsprechen sollte. Schließlich wurden auch noch die Zahl der Kinder in der Familie, die Altersdifferenz zwischen dem Kind und seinem ältesten im Haushalt lebenden Geschwister, detto gegenüber dem jüngsten Geschwister im Haushalt und die Altersdifferenz zum älteren Elternteil berücksichtigt. Die letztere Variable wurde in späteren Versionen des Modells durch die Altersdifferenz zur Mutter ersetzt.

Der Mikrozensus bietet auch die Möglichkeit Regionalvariablen in die Untersuchung miteinzubeziehen. Verwendet wurden die 15 Einwohnergrößenklassen und die 14 Agrarquotenklassen der Gemeinden, beides bezogen auf die Volkszählung 2001. Die Einwohnergrößenklassen wurden von einer rang- in eine intervallskalierte Variable umkodiert, indem jeder Klasse eine Bevölkerungszahl etwas unter der Klassenmitte zugewiesen wurde. Bei den höchsten Klassen, die nur jeweils eine oder zwei Städte umfassen, war es möglich, jeweils die genaue Bevölkerungszahl der betreffenden Städte zuzuweisen. Zweitens ist den Mikrozensusdaten die Agrarquote beigelegt. Sie kann als vages Maß der Zentrumsferne verstanden werden. Die Agrarquote ist der Anteil der Erwerbspersonen in der Land- und Forstwirtschaft und der von diesen wirtschaftlich abhängigen Personen an der Wohnbevölkerung der Gemeinde. Konzept und Daten stammen aus der Volkszählung 2001. Die Agrarquotenklassen liegen von vornherein in Einprozentschritten vor und mussten daher nicht umkodiert werden, um als intervallskaliert gelten zu können. Fünf weitere Regionalvariablen wurden auf NUTS3 Ebene aus den Bildungs- und Berufsangaben der Befragten gebildet. Die erste ist der Anteil der Bevölkerung mit Abschlüssen nach der Pflichtschule an den 35 bis 59 Jährigen mit in Österreich geborenen Eltern, also quasi an der „einheimischen“ Elterngeneration im jeweiligen NUTS3 Gebiet. Die zweite ist der Anteil der in Ausbildung befindlichen 15 bis 19 Jährigen an allen 15 bis 19 Jährigen im NUTS3 Gebiet, erneut eingeschränkt auf jene mit in Österreich geborenen Eltern. Die Einschränkung wurde in beiden Fällen getroffen, um allfällige Effekte von ungleichen Chancen von Einwander/innen bzw. ihren Kindern aus der Variable heraus zu halten. Drittens – gedacht als Maß für die Durchlässigkeit des Bildungswesens – der Anteil der Einwandererkinder an den 20 bis 59 Jährigen mit Matura, wobei „Einwandererkinder“ in diesem Fall heißt: zum Befragungszeitpunkt zwischen 20 und 59 Jahre alt, jünger als 18 bei Aufenthaltsbeginn, höchsten Abschluss in Österreich gemacht, mindestens ein Elternteil außerhalb der EU15/EFTA Staaten geboren. Viertens der Anteil der ISCO Obergruppen 8 und 9 (Anlern Tätigkeiten und Hilfstätigkeiten) an den Beschäftigten im NUTS3 Gebiet; dies als Maß des Bedarfs an Arbeitskräften mit wenig Bildung. Fünftens der Anteil der unter 30 Jährigen an den Beschäftigten in den ISCO Obergruppen 8 und 9, um speziell die Möglichkeiten der Jüngeren im Bild zu haben, frühzeitig aus dem Bildungs- in das Beschäftigungswesen zu wechseln.

Schließlich wurden auch noch das Quartal des Jahres und das Kalenderjahr als nominalskalierte Variablen aufgenommen mit dem 1. Quartal und 2008 als Referenzkategorien. Das Quartal wurde aufgenommen, weil es bedingt durch den schulischen Jahreszyklus Phasen gibt, in denen Unsicherheit bestehen kann, ob Jugendliche sich in Ausbildung befinden oder nicht. So gibt es typische Zeiten für die Lehrstellensuche und das Warten auf Zusagen, oder auch typische Zeiten, in denen sich der Eintritt in den Arbeitsmarkt oder als Alternative die Verlängerung der Bildungskarriere entscheidet.

Gibt es Korrelationen zwischen den unabhängigen Variablen?

Bei dieser Vielzahl von Variablen (36), die durch Zerlegung der kategorialen in Dummies in der logistischen Regression zu 66 werden (plus Konstante), stellt sich automatisch die Frage nach der Multikollinearität. Sie zu beantworten wurde für jede der 66 Variablen der Varianzinflationsfaktor (VIF) berechnet. Der Wertebereich des VIF bewegt sich von 1 bis Unendlich. Berechnet wird er als $1/(1-R^2)$, wobei es sich um das R^2 aus einer linearen Regression der betreffenden Variable auf alle anderen unabhängigen Variablen im Modell handelt. In der Literatur gelten VIF ab 10, bedingt schon ab 5, als Hinweise auf bestehende Probleme (Ohr 2010). Im vorliegenden Fall beläuft sich der höchste VIF auf 3,7 bei der Frage nach der Bildungsbeteiligung und 3,4 bei der Frage nach dem Schultyp. In beiden Fällen beträgt der durchschnittliche VIF 1,8.

Wie weiß man, welche Variable wichtig ist?

Die Interpretation der Regressionskoeffizienten einer logistischen Regression ist seit ihrer Erfindung vor 40 Jahren stets in Diskussion gestanden. Die logistische Regression ist ein auf dichotome, abhängige Variablen anwendbares Analogon zur OLS Regression. Die beiden Verfahren unterscheiden sich zunächst nur in der Konstruktion der abhängigen Variablen, die in der logistischen Regression als Logit (log odds ratio) erfolgt. Seither hat es alle denkbaren Missverständnisse über die Interpretation der daraus resultierenden Koeffizienten gegeben. Best & Wolf (2010:853) zitieren ein Fehlerbeispiel, das 2008 in der wahrscheinlich prestigeträchtigsten deutschen Soziologiezeitschrift abgedruckt wurde, aber es gibt auch noch neuere Beispiele. Wegen der völligen Analogie der beiden Verfahren betreffen viele der Debatten nicht nur die logistische, sondern auch die OLS Regression. Eine davon dreht sich um die Standardisierung von Koeffizienten und um die Interpretation der standardisierten Koeffizienten. Die Frage, um die es dabei geht, ist: Wie kann festgestellt werden, ob eine unabhängige Variable x_j mehr oder weniger oder gleich viel Einfluss auf die Werte der Variablen y hat wie eine andere in der Regression berücksichtigte Variable x_k ? Die Antwort ist trivial und direkt an den Regressionskoeffizienten abzulesen, wenn alle Variablen x_j in der gleichen Maßeinheit, sagen wir Zentimeter, gemessen sind. Liegen sie nicht alle in der gleichen Maßeinheit vor, dann wird die Vergleichbarkeit zum Problem. Standardisierung aller Variablen x_j ist das übliche Instrument dazu, wenn die Variablen x_j in unterschiedlichen Maßen gemessen sind. Die Debatte dreht sich zum einen um das Wie der Standardisierung, zum zweiten auch immer wieder um das Ob, und drittens um die richtige Interpretation der standardisierten Variablen, denn diese ist weniger trivial als es zunächst erscheint. Standardisierte Koeffizienten werden oft als b^* geschrieben, nicht standardisierte als b . Durch die

Regression geschätzte Werte bekommen ein $\hat{}$ über den sie bezeichnenden Buchstaben. Derselbe Buchstabe ohne $\hat{}$ bezeichnet den tatsächlich gemessenen Wert.

Für die logistische Regression schlägt Menard (2011) ein hundertprozentiges Analogon zur üblichen Standardisierung der Koeffizienten in der OLS Regression vor, wobei es ihm gelingt, das Problem zu umgehen, dass die abhängige Variable in Logits modelliert wird, während die unabhängigen Variablen untransformiert vorliegen. Die übliche Standardisierung bei Koeffizienten aus OLS Regressionen erfolgt durch Multiplikation des Koeffizienten mit seiner Standardabweichung und Division durch die Standardabweichung der abhängigen Variablen:

$$b^* = b(x_j) s(x_j) / s(\hat{y})$$

Menard zeigt, dass bei logistischen Regressionen der standardisierte Koeffizient zu berechnen ist, indem der Koeffizient ($b(x_j)$) mit seiner Standardabweichung ($s(x_j)$) und mit der Produkt-Moment-Korrelation zwischen der untransformierten abhängigen Variablen und den untransformierten vom Modell geschätzten Werten der abhängigen Variablen ($r(y, \hat{y})$) multipliziert und durch die Standardabweichung der vom Modell geschätzten Logits ($s(\text{logit}(\hat{y}))$) dividiert wird:

$$b^* = b(x_j) r(y, \hat{y}) s(x_j) / s(\text{logit}(\hat{y}))$$

wobei $r(y, \hat{y})$ und $s(\text{logit}(\hat{y}))$ durch $s(\text{logit}(y)) = s(\text{logit}(\hat{y})) / r$ in die Formel kommen. Mit dem Output herkömmlicher Statistikpakete lässt sich das in einem Spreadsheet ohne Schwierigkeiten berechnen.

Mit der völligen Analogie wird aber die Kritik von Bring (1994) an der Brauchbarkeit und Interpretierbarkeit der standardisierten Koeffizienten der OLS Regression virulent. Insgesamt umfasst sie im Kern vier Punkte (Bring 1994:210f), die für den vorliegenden Zweck jedoch nicht alle relevant sind: Erstens sind standardisierte Koeffizienten in Wahrheit sehr schwer zu interpretieren, weil man sich unter einer Standardabweichung praktisch nichts vorstellen kann, insbesondere dann nicht, wenn sie sich auf einen Logit bezieht. Zweitens gibt es ein grundsätzliches Problem, nämlich dass in ihrer Berechnung zwei Begriffe zusammengemischt werden, nämlich der vom Modell geschätzte Koeffizient einer Variablen und ihre Standardabweichung, die eigentlich separat analysiert werden sollten. Drittens können standardisierte Koeffizienten, weil die Standardabweichungen stichprobenabhängig sind, nicht zwischen Stichproben verglichen werden, was aber für die vorliegende Untersuchung ohne weiteren Belang ist. In Zusammenhang damit steht jedoch ein vierter Punkt, der im vorliegenden Fall zentral ist: die in der Standardisierung verwendeten $s(x_j)$ beziehen sich auf die Werte von x_j in der gesamten in der Regression verwendeten Stichprobe, während der Koeffizient $b(x_j)$ den Effekt der Veränderung der Variablen x_j um eine Einheit angibt unter der Bedingung, dass alle anderen Variablen x_j unverändert bleiben. Das $s(x_j)$ in

der gesamten Stichprobe ist mit Sicherheit größer als das $s(x_j)$ in jeder der durch die möglichen Kombinationen aller anderen Variablen definierten Teilstichproben. Um wie viel größer es ist, variiert von Variable zu Variable. Mit dem zu großen $s(x_j)$ erzeugt die übliche Standardisierung zu große Koeffizienten, wobei die Inflationierung je nach Variable anders ausfällt. Das Resultat ist, dass nicht nur die Größe des je einzelnen standardisierten Koeffizienten nicht stimmt, sondern dass sogar die Reihenfolge falsch sein kann und in der Regel auch falsch sein wird. Davon ist sowohl die OLS als auch die logistische Version betroffen.

Bring (1994:211f) schlug für die OLS Regression eine abgeänderte Standardisierung vor. Der OLS Regression liegt unter anderem die Annahme zugrunde, dass das $s(x_j)$ für jeden Wert einer Variablen x_j gleich sei (Homoskedastizität). Insofern diese Annahme zutrifft, lässt sich daher für jede Variable x_j ein auf alle durch die Werte aller Variablen x_j definierten Teilstichproben bezogenes partielles $s(x_j)$ an Stelle des auf die ganze Stichprobe bezogenen $s(x_j)$ berechnen. Bring bezeichnet dieses $s(x_j)$ als „partielle“ Standardabweichung. Ist die an sich geforderte Homoskedastizität nicht gegeben, dann wird das partielle $s(x_j)$ zu einem Durchschnittswert über die $s(x_j)$ aller Teilstichproben. Das ist aber natürlich noch immer besser, als ein $s(x_j)$ für die gesamte Stichprobe. Bring (1994:211) schlägt für die OLS Regression eine relativ einfache Methode unter Einbeziehung des Varianzinflationsfaktors (VIF) vor, das partielle $s(x_j)$ zu berechnen: $s^*(x_j) = (s(x_j)/\sqrt{\text{VIF}(x_j)})/\sqrt{((n-1)/(n-k))}$, wobei k die Anzahl der unabhängigen Variablen x_j ist und n die Zahl der Fälle. Standardisierung mit $s^*(x_j)$ im Zähler statt $s(x_j)$ bewirkt, dass ein vom Betrag her größerer Koeffizient unter allen Umständen anzeigt, dass die Entfernung dieser Variablen aus der Regression eine größere Verringerung des Bestimmtheitskoeffizienten R^2 mit sich brächte als die Entfernung anderer Variablen, was bei auf die übliche Weise standardisierten Koeffizienten nicht zuträfe (Bring 1994:212, 210). Für die logistische Regression ist diese Interpretation jedoch ohne Belang, weil dort ein wirkliches Analogon zum R^2 der linearen Regression nicht existiert.

Da die $R^2(x_j)$ aus Hilfsregressionen unter den x_j hervorgehen (Ohr 2010:655), kann man den VIF und das $s^*(x_j)$ aus der linearen Regression auch in der logistischen für die korrigierte Standardisierung verwenden, sofern die kategorialen Variablen zuvor in jene Dummies zerlegt wurden, in die auch die logistische Regression sie zerlegt.

Im vorliegenden Fall wurden standardisierte Koeffizienten $b^*(x_j)$ auf Menards Weise berechnet, aber mit Brings „partieller“ Standardabweichung $s^*(x_j)$.

Die Reduktion des R^2 ist ein Kriterium für die Brauchbarkeit einer Standardisierung zur Bestimmung der relativen Wichtigkeit einer Variablen. Solche Kriterien gibt es noch mehr (Bring 1994:213). Ein wichtiges darunter ist der t-Wert. Bring zeigt, dass eine Proportionalität zwischen den anhand der partiellen $s^*(x_j)$ standardisierten Koeffizienten und den t-Werten der Koeffizien-

ten besteht: Je größer der Betrag ihres t-Werts desto mehr trägt die Variable zur Reduktion der nach Berücksichtigung aller anderen Variablen verbleibenden Varianz bei (Bring 1994:212f; Wolf/Best 2010:628). Es genügt in einer linearen Regression also, alle Variablen nach dem Betrag ihres t-Werts zu reihen, um unmittelbar sehen zu können, welche größeren und welche kleineren Erklärungswert hat.

Der Hinweis auf den t-Wert ist für die vorliegende Untersuchung von Bedeutung. In der logistischen Regression hat der t-Wert sein Analogon im Wald-Wert. Beide werden berechnet, indem der Koeffizient durch seinen Standardfehler dividiert wird. Es liegt daher auf der Hand, bei der logistischen Regression den Wald-Wert heranzuziehen, um den Einfluss einer Variablen auf das Ergebnis einzuschätzen. Dabei muss eine gewisse Vorsicht walten. In der logistischen Regression nimmt der Standardfehler mit der Größe eines Koeffizienten überproportional zu. Es kann daher passieren, dass bei großen Koeffizienten der Wald-Wert kleiner wird als angebracht wäre (Field 2009:270; Menard 1995). Der Wald-Wert hat aber den Vorteil, nicht nur für jede einzelne Ausprägung einer nominalskalierten Variablen vorzuliegen, sondern auch für die Variable insgesamt. (Bei Verwendung von SPSS muss bedacht werden, dass, was als Wald-Wert ausgewiesen wird, in Wahrheit dessen Quadrat ist.)

Die praktische Konsequenz aus all dem ist, dass in dieser Untersuchung die relative Wichtigkeit einer Variablen im Vergleich zu den anderen Variablen zunächst anhand der Größe des Wald-Werts eingeschätzt wird. Ginge es um den Vergleich mit anderen Ländern, so wäre das keine Lösung. Für den begrenzten Zweck, die Variablen nach ihrer Einflussstärke zu ordnen, eignet sie sich jedoch gut. Es wird aber auch auf die Übereinstimmungen und Unterschiede der Reihung hingewiesen werden, die sich im Vergleich zur Menard-Bring Standardisierung der Koeffizienten ergeben. Die dritte und aufwendigste, aber auch bei weitem anschaulichste und sicherste Reihung und Darstellung der Einflussstärke der Variablen ist es jedoch, die vom Modell geschätzten Logits in Wahrscheinlichkeiten umzurechnen und zu zeigen, wie sehr sie sich ändern, wenn die betreffende Variable x_j größere oder kleinere Werte innerhalb eines realistischen Wertebereichs annimmt. Das wird in der vorliegenden Untersuchung der Hauptzugang zur Darstellung der Ergebnisse sein. Damit sind auch Probleme beim Vergleich von Koeffizienten ausgeräumt, die in jüngerer Zeit in der Literatur stark diskutiert werden.

Die Frage der Bildungsbeteiligung

Das Ausmaß der Bildungsbeteiligung

Im Durchschnitt der Jahre 2008 bis 2011 lebten in Österreich rund 500.000 Personen im Alter zwischen 15 und noch nicht 20 Jahren (Statistik Austria 2011:316). Davon lebten etwa 496.000 (99,5%) in Privathaushalten. Darunter waren etwa 4.000, die erst nach Ende ihres Bildungswegs zugezogen waren. Sie sind daher für Forschungen über den Bildungserwerb in Österreich nicht relevant und werden im Weiteren nicht berücksichtigt.

Von den verbleibenden 492.400 Jugendlichen zwischen 15 und 19 Jahren hatten 10% bereits einen Abschluss nach der Pflichtschule erworben. Weitere 77% waren dabei, einen zu erwerben, 6% waren noch in Pflichtschultypen einschließlich Poly, und die restlichen 7% hatten höchstens Pflichtschule absolviert und waren nicht in Ausbildung. Unter den letzteren 7% war ein kleiner Teil, die keinen Hauptschulabschluss hatten. Konkret hatten im Durchschnitt 2008 bis 2011

- rund 1.600 keinen Hauptschulabschluss und befanden sich nicht in Ausbildung, und
- etwa 16.800 hatten keinen Hauptschulabschluss und befanden sich in Ausbildung, alle in einem Pflichtschultyp (einschließlich Poly und einjährige BmS).

Die verbleibenden rund 445.600 15 bis 19 Jährigen hatten bereits zumindest einen Hauptschulabschluss erworben.

- etwa 27.000 hatten einen Hauptschulabschluss oder zusätzlich noch eine einjährige Fachschule absolviert, ohne sich in weiterer Ausbildung zu befinden
- rund 12.200 hatten die Hauptschule erfolgreich abgeschlossen und besuchten die neunte Schulstufe
- eine kleine, statistisch gesehen unsichere Zahl, etwa 700, hatte keinen Hauptschulabschluss, befand sich aber in einer an die Pflichtschule anschließenden Ausbildung
- etwa 339.700 hatten die Pflichtschule absolviert und befanden sich in einer daran anschließenden Ausbildung
- etwa 35.000 hatten einen Abschluss nach der Pflichtschule erzielt, ohne sich nun noch in weiterer Ausbildung zu befinden
- etwa 31.000 hatten einen Abschluss nach der Pflichtschule erzielt und befanden sich in weiterer Ausbildung.

Von den 492.000 Jugendlichen lebten rund 476.000 (97%) im elterlichen Haushalt und etwa 16.000 (3%) bereits nicht mehr. Letztere teilten sich in zwei Drittel allein oder in WGs lebende und etwa ein Drittel in Paarhaushalten. Bei denen, die nicht mehr im elterlichen Haushalt lebten, geben die Daten keine Auskunft über die elterliche Bildung, die elterliche Beteiligung an Beschäftigung usw. Nur der elterliche Geburtsstaat ist bekannt, sodass sie in die detaillierten Untersuchungen nicht einbezogen werden können. Weiters waren durchschnittlich rund 12.000 15 bis 19-Jährige durch den Präsenz- oder Zivildienst gebunden. Da nicht erkennbar ist, ob sie stattdessen eine Ausbildung gemacht hätten oder nicht, wurden auch sie weggelassen.

Infolge dieser Weglassungen ist die Frage zu klären, ob sie sich in Hinsicht auf die Bildungsbeteiligung nennenswert von jenen unterscheiden, die in die Analyse eingingen. Zu erwarten ist, dass sie das in gewissem Maß tun, denn im eigenen statt im elterlichen Haushalt zu leben, macht Bildungsbeteiligung vermutlich weniger wahrscheinlich. Da aber, zum einen, der eigene Haushalt vielleicht räumlich nicht sehr stark von jenem der Eltern getrennt ist, sondern im selben Haus sein kann, und, zum anderen, 15-Jährige noch nicht, 19-Jährige aber sehr wohl bereits alle Arten von Sekundarabschlüssen erworben haben können, ist der Unterschied zwischen bei den Eltern und selbständig lebenden Jugendlichen vielleicht nicht so groß. Auch 18 oder 19-Jährige Zivil- und Präsenzdienstler können alle Arten von Abschlüssen erworben haben. Sie unterscheiden sich von den übrigen Jugendlichen vor allem durch das ausschließlich männliche Geschlecht und durch die ausschließlich österreichische Staatsbürgerschaft.

Wie sich zeigt, haben von den Jugendlichen, die nicht in der Analyse berücksichtigt wurden, rund 83% einen weiteren Abschluss nach der Pflichtschule gemacht oder sind dabei, ihn zu machen, während jene, die in die Analyse eingingen, das zu etwa 88% tun. Es gibt also einen Unterschied, wenn auch keinen sonderlich großen, und es wäre wünschenswert, die 2,5% nicht mehr bei den Eltern lebenden oder Präsenz- bzw. Zivildienst leistenden Jugendlichen mit in die Analyse einbeziehen zu können. Dies umso mehr, da der Unterschied vor allem bei jenen Jugendlichen auftritt, deren Eltern eingewandert sind, während er bei den Jugendlichen, deren Eltern in Österreich geboren wurden, verschwindend gering und statistisch nicht mehr nachweisbar ist.

Anteil mit oder in Ausbildung nach der Pflichtschule an den 15 bis 19-Jährigen, nach Berücksichtigung in der Analyse und Einwanderung der Eltern, Prozent, mit Angabe des Bereichs, in dem mit 95% Wahrscheinlichkeit der wahre Anteil liegt

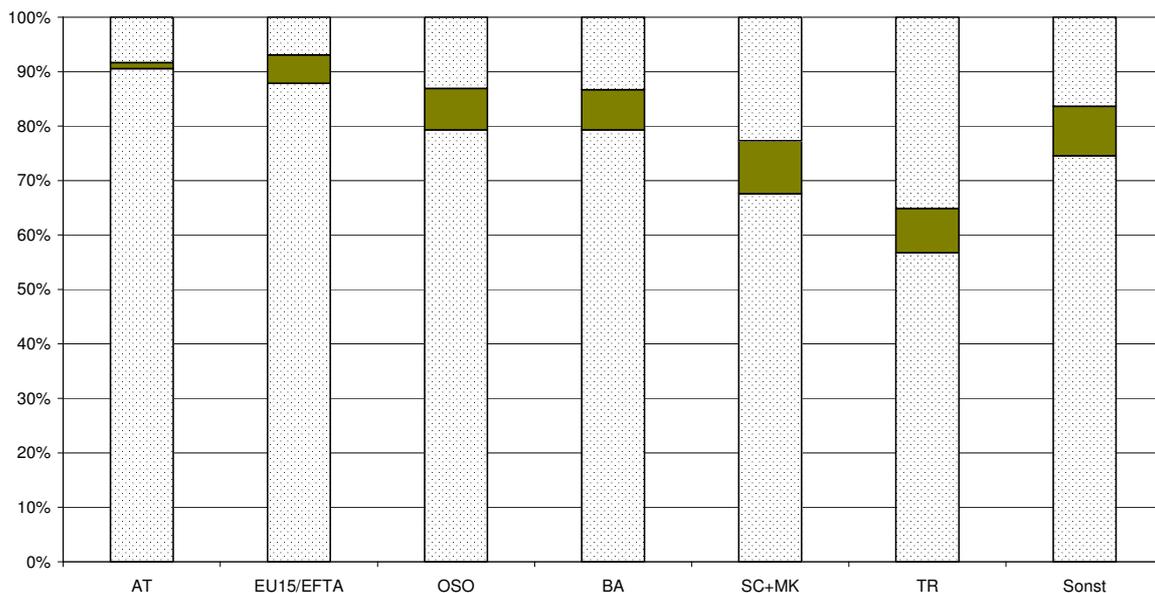
In der Analyse	Eltern eingewandert		Gesamt
	Nein	Ja	
Ja	91±1%	77±2%	88±1%
Nein	89±3%	63±8%	83±3%
Gesamt	91±1%	76±2%	87±1%

Bildungsbeteiligung und staatliche Herkunft der Eltern

Die weitere Untersuchung konzentriert sich auf die im Durchschnitt der Jahre 2008 bis 2011 464.000 15 bis 19 Jährigen mit Bildungskarriere teils oder ganz in Österreich, die im elterlichen Haushalt lebten und nicht im Präsenz- oder Zivildienst waren.

Bekanntermaßen gibt es bedeutende Unterschiede in der Bildungsbeteiligung der 15 bis 19 Jährigen je nachdem, wo die Eltern geboren wurden. Die geringste Wahrscheinlichkeit, eine auf die Pflichtschule folgende Ausbildung zu absolvieren, besteht beim Herkunftsland Türkei. Sie beträgt nur rund 61%. Dem stehen die elterlichen Geburtsstaaten Österreich und EU15/EFTA mit jeweils 91% gegenüber. Die Spanne beträgt somit 30 Prozentpunkte. Innerhalb dieser Spanne liegen die anderen elterlichen Geburtsstaaten: Serbien 72%, außereuropäische Staaten 79%, Bosnien-Herzegowina 83%, übriges Ost- und Südosteuropa 85%.

**Anteil der 15 bis 19 Jährigen mit Ausbildung nach der Pflichtschule
nach dem Herkunftsland der Eltern, Durchschnitt 2008 bis 2011
der wahre Anteil liegt mit 95% Wahrscheinlichkeit im farbigen Bereich**



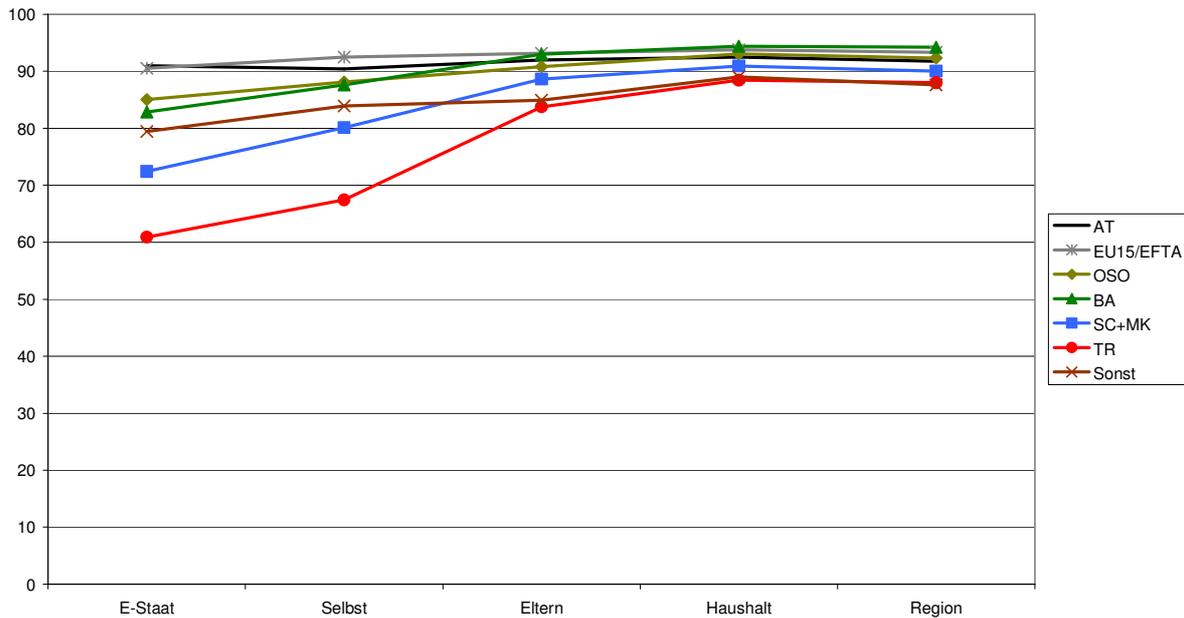
Die Frage ist, wie es zu Unterschieden dieser Art und dieses Ausmaßes kommt. Welche Gründe kann es geben, dass Jugendliche je nach Geburtsort der Eltern mehr oder weniger häufig eine mittlere oder höhere Ausbildung machen? Damit sind wir wieder bei der Fragestellung angelangt, die am Anfang dieses Berichts bereits skizziert wurde. Die Antwort wird nun mit Hilfe des im Anschluss an die Fragestellung skizzierten empirischen Modells gesucht.

Die Ergebnisse zur Bildungsbeteiligung

Kurzgefasstes Ergebnis

Das zentrale Ergebnis ist völlig unmissverständlich. Je mehr der wirtschaftlichen, sozialen und regionalen Umstände einer Familie berücksichtigt werden, desto geringer werden die Unterschiede zwischen Jugendlichen mit verschiedenen elterlichen Geburtsstaaten. Im Gegensatz zum Primitivmodell, an dem sich die Fragestellung entfaltetete, zeigt das vollständige Modell mit allen 36 bzw. 66 Variablen plus der Konstanten, dass bei Berücksichtigung der regionalen, sozialen und wirtschaftlichen Umstände und Bedingungen für alle sieben elterlichen Geburtsstaaten im Bereich zwischen knapp 88% (Staaten außerhalb Europas) und gut 94% (Bosnien-Herzegowina) zu liegen kommen. Die Spanne zwischen der größten und der kleinsten Wahrscheinlichkeit, eine Ausbildung zu machen, schrumpft somit von 30 auf rund 7 Prozentpunkte. Das Modell erklärt mithin 78% des Unterschieds. Mit anderen Worten, die großen beobachteten Unterschiede der Bildungsbeteiligung beruhen nicht auf unterschiedlicher Nutzung der gleichen Bildungsmöglichkeiten, sondern im Wesentlichen auf unterschiedlichen Bildungsmöglichkeiten. Die Unterschiede in der Möglichkeit zur Teilnahme an Bildung ergeben sich vor allem aus Unterschieden bei den Merkmalen der Eltern und bei den sozioökonomischen Merkmalen des Haushalts. Weniger wichtig sind Unterschiede im Timing und bei den Merkmalen der Jugendlichen selbst, noch weniger wichtig Unterschiede bei den demografischen Merkmalen der Haushalte und bei den Merkmalen der Region.

Aufgrund der berücksichtigten Umstände erwartete Bildungsbeteiligung der 15-19 Jährigen bei zunehmender Berücksichtigung der Umstände nach Geburtsstaaten der Eltern



Als einzelne Variable mit dem deutlich größten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit 15 bis 19 Jähriger, in Ausbildung zu sein oder eine Ausbildung im formalen Bildungswesen gemacht zu haben, entpuppt sich ein sozioökonomisches Haushaltsmerkmal, nämlich die durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit der erwachsenen Haushaltsmitglieder. Mit deutlichem Abstand folgt als zweites die Bildung der Eltern. Als drittes kommt wieder ein sozioökonomisches Merkmal des Haushalts, nämlich die Eigentumsverhältnisse am Wohnraum, wobei es vor allem auf den Unterschied zwischen Miete und Eigentum ankommt, nicht auf jenen zwischen den drei im Modell berücksichtigten Eigentumsformen. Anschließend folgen vier Variablen mit sehr ähnlicher Stärke des Einflusses auf die Wahrscheinlichkeit, in Ausbildung zu sein, darunter an vierter Stelle zunächst der elterliche Geburtsstaat, wobei besonders Ost- und Südosteuropa (ohne Bosnien und Serbien) und die außereuropäischen Staaten ins Gewicht fallen. Danach folgt als fünftes das Geschlecht der Jugendlichen mit deutlich negativen Auswirkungen von männlichem Geschlecht. Als sechstes kommt die Variable Stieffamilie mit merklich negativer Wirkung und als siebtes die Fachrichtung der elterlichen Ausbildung. Auf den weiteren Rängen folgen die Beschäftigungsdauer beim gegenwärtigen Betrieb, die Einwohnerzahl der Gemeinde, der Geburtsmonat und das Befragungsquartal. Wie sich das fortsetzt, kann aus den Tabellen im Anhang entnommen werden und wird unten noch näher besprochen. Die Aufzählung bis zu dieser Stelle verweist aber bereits deutlich auf die relativ große Bedeutung der Erwerbs- und Besitzmerkmale des Haushalts und der Bildungsmerkmale der Eltern.

Da die im Modell berücksichtigten Einflüsse den allergrößten Teil der Unterschiede in der Bildungsbeteiligung aufklären, bleibt für andere denkbare Einflüsse wenig Spielraum. Der politische Fokus auf's Deutschlernen erweist sich hiermit als deplatziert. Die Lösung liegt ganz offensichtlich anderswo, nämlich, erstens, im Umgang des Schulwesens mit Kindern, deren Eltern wenig Bildung haben und weniger angesehene Berufe ausüben, und, zweitens, im Umgang des Beschäftigungswesens (Betriebe, AMS, Sozialpartner usw.) mit den Eltern, denn deren Risiko, in weniger angesehenen Berufen zu landen oder beschäftigungslos zu bleiben, erhöht sich dramatisch, sobald sie aus dem „falschen“ Staat stammen oder auch nur den Hauch eines Akzents haben.

Das weitere Vorgehen ist nun, die Variablen in sechs Blöcken zu besprechen: Merkmale der Jugendlichen, Merkmale der Eltern, sozioökonomische Merkmale des Haushalts, demografische Merkmale des Haushalts, Merkmale von Region und Ort und schließlich den Zeitpunkt. Bei jeder Variablen wird berichtet, wie sehr sich die Wahrscheinlichkeit der Bildungsbeteiligung verändert, wenn nur die Werte dieser einen Variablen sich ändern, während alles andere gleich bleibt, und zwar für die einzelnen elterlichen Geburtsstaaten. Zuvor wird noch kurz die statistische Performanz des Modells diskutiert. Sie zeigt, ob überhaupt ein Sinn darin besteht, die einzelnen Variablen zu besprechen.

Modellqualität

Im Durchschnitt 2008 bis 2011 waren 88,2% der 15 bis 19 Jährigen in Schultypen von der Berufsschule aufwärts oder hatten einen davon bereits erfolgreich absolviert. Dieses Faktum stellt ein logistisches Regressionsmodell vor Herausforderungen, weil ein Verhältnis von 1:7,5 zwischen den beiden Kategorien der abhängigen Variablen schon recht ungleichgewichtig ist. Da der weit überwiegende Teil der Jugendlichen in Ausbildung ist, bleibt dem Modell nicht viel zu erklären. Das ist auch der Grund, warum selbst die größten standardisierten Koeffizienten (b^*) relativ klein sind.

Das Modell weist letztlich 88,6% der Fälle richtig zu, nämlich 98,9% der in Ausbildung Befindlichen und 14,2% der nicht in Ausbildung Befindlichen. Mit den gewichteten Daten werden fast alle Variablen auf 95% Niveau statistisch signifikant. Ungewichtet standen 43.393 Fälle von bei den Eltern lebenden 15 bis 19 Jährigen zur Analyse zur Verfügung. Das sind 92,8% aller Fälle von 15 bis 19 Jährigen. Die übrigen 3.346 Fälle konnten entweder nicht genutzt werden, weil sie nicht mehr bei den Eltern lebten und daher fast alle Angaben zu den Eltern fehlten (3,5%), oder weil für den Geburtsstaat der Eltern keine Angabe zur Qualität des Bildungswesen verfügbar war (0,8%), oder wurden ausgeschlossen, entweder weil sie den bislang höchsten Abschluss im Ausland gemacht hatten (0,4%) oder weil sie dabei waren, den Wehr- oder Zivildienst abzuleisten (2,5%).

Wahrscheinlichkeit 15 bis 19 Jähriger, in Ausbildung nach der Pflichtschule zu sein, wenn alle unabhängigen Variablen Durchschnittswerte annehmen, nach elterlichem Geburtsstaat (E-Staat) und sukzessive eingeführten Variablengruppen, Durchschnitt 2008 bis 2011, Prozent

	E-Staat	Selbst	Eltern	Haushalt	Region
AT	91	90	92	92	92
EU15/EFTA	91	93	93	94	93
OSO	85	88	91	93	92
BA	83	88	93	94	94
SC+MK	72	80	89	91	90
TR	61	67	84	88	88
Sonst	79	84	85	89	88
Anteil Richtige gesamt	87,8	87,9	88,0	88,5	88,6
– nicht in Ausbildung	0,0	5,6	9,1	13,2	14,2
– in Ausbildung	100,0	99,4	99,0	98,9	98,9
Nagelkerke Pseudo-R ²	0,08	0,10	0,17	0,21	0,22
-2 Log likelihood	5.129.065	5.042.661	4.765.921	4.582.546	4.549.402
Modell Chi-Quadrat	305.552	391.957	668.696	852.071	885.215
Freiheitsgrade	6	23	33	54	67

80,0% der ungewichteten Fälle waren Jugendliche mit in Österreich geborenen Eltern. 4,1% hatten mindestens einen in den anderen EU15 oder EFTA Staaten geborenen Elternteil, 2,6% mindestens einen in den neuen EU Mitgliedsländern und dem übrigen Ost- und Südosteuropa geborenen (außer den im Folgenden eigens aufgezählten Staaten), 3,4% in Bosnien-Herzegowina, 2,8% in Serbien, Kosovo, Montenegro und Mazedonien, 4,7% in der Türkei und 2,5% in Staaten außerhalb Europas. Diese 2,5% entsprachen noch immer 1.068 Fällen.

Methodologisch zeigt sich, dass Wald-Wert und Menard-Bring standardisierte Koeffizienten fast perfekt korrelieren ($r=0,99$). Ob man im vorliegenden Fall das eine oder das andere zur Beurteilung des relativen Einflusses einer unabhängigen Variablen heranzieht, ist so gut wie gleichgültig.

Merkmale der Jugendlichen

Im Durchschnitt erzielen die Merkmale der Jugendlichen einen Wald-Wert von 67 und sind damit weit weniger bedeutsam als die sozioökonomischen Merkmale des Haushalts oder die Merkmale der Eltern. Sie sind fast so bedeutsam wie der Zeitpunkt und merklich bedeutsamer als die regionalen und die haushaltsdemografischen Merkmale. Es handelt sich um fünf Merkmale, die entweder gar nicht oder jedenfalls nicht rückwirkend veränderbar sind. Sie sollten daher an sich überhaupt gar keinen Einfluss haben, denn das Bildungswesen mit all seinen Beteiligten sollte darauf angelegt sein, dass an sich bestehende Effekte dieser Variablen vollständig ausgeglichen werden.

Das Geschlecht der Jugendlichen wurde bereits als fünftwichtigster Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, im Alter zwischen 15 und 19 Jahren in Ausbildung zu sein, erwähnt (Wald=-113). Männliches Geschlecht erweist sich als deutlich nachteilig ($b^*=-0,06$). Je nach elterlichem Geburtsstaat macht das rund 2 bis rund 3 Prozentpunkte aus. Um eine Erklärung für den in den letzten 20 Jahren entstandenen Mädchenbonus im Bildungswesen wird gerungen. Wir kommen unten bei der Frage des Schultyps, wo das Geschlecht eine viel größere Rolle spielt, noch darauf zurück.

Der Geburtsmonat (Wald=101) tritt an zehnter Stelle auf. Besonders Juli-August, etwas weniger auch Dezember-Januar stellen sich als günstige Geburtsmonate heraus, besonders November als ungünstig. Im Juli Geborene weisen unter ansonsten gleichen Bedingungen 3 bis 5 Prozentpunkte größere Wahrscheinlichkeit auf, in Ausbildung zu sein als im November Geborene. Bei im November Geborenen beträgt die Spanne zwischen den elterlichen Geburtsstaaten 8 Prozentpunkte, bei im Juli Geborenen 6 Prozentpunkte. Der Befund reiht sich in eine Serie anderer ein, die Zusammenhänge zwischen dem Geburtsmonat und Wachstum, Reproduktion, Geisteskrankheit, Leseschwäche, Persönlichkeitsmerkmalen und Schulerfolg gefunden haben (Fieder u.a. 2006). Der Kontrast zwischen Juli-August und November könnte ein Hinweis sein, dass Kinder, die bei der Einschulung erst gerade sechs geworden sind, besser fahren als solche, die schon beinahe sieben sind, wird aber durch die ebenfalls günstige Situation der im Dezember und Januar Geborenen konterkariert. Aus einer Untersuchung an der Universität Wien gibt es Hinweise, dass in Bildungsfragen der Geburtsmonat eventuell nicht geschlechtsneutral wirkt (Fieder u.a. 2006). Die Interaktion zwischen Monat und Geschlecht wurde in der vorliegenden Studie nicht untersucht. Erwähnt werden muss noch, dass bei den Jugendlichen keine dramatischen Häufungen von Geburten in bestimmten Monaten auftreten. Bekanntermaßen ist bei einem erheblichen Teil der älteren Einwander/innen aus der Türkei der offizielle Geburtsmonat der Januar. Bei den Jugendlichen ist das nicht der Fall. Es gibt daher auch keine nennenswerten Korrelationen zwischen elterlichem Geburtsstaat und jugendlichem Geburtsmonat: in keinem Fall ist der Betrag des Korrelationskoeffizienten größer als 0,04.

Die Staatsbürgerschaft der Jugendlichen ist von mittlerer Wichtigkeit (Wald=81). Drittstaatsangehörigkeit erweist sich als nachteilig (Wald=-77, $b^*=-0,03$), obwohl sie in den Schulformalitäten an sich keine Rolle spielt. In geringerem Maß wirkt sich auch EU15/EFTA Staatsangehörigkeit negativ aus (Wald=-33, $b^*=-0,02$) und noch geringer Staatsbürgerschaft der EU Mitgliedsländer von 2004 und 2007 (Wald=-16, $b^*=-0,01$). Bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten zeigt sich, dass EU15/EFTA Staatsangehörigkeit der Jugendlichen, wenn die Eltern dort geboren wurden, mit -3,5 Prozentpunkten Beteiligungswahrscheinlichkeit pönalisiert wird, EU neu mit -1,7 Prozentpunkten und Drittstaatsangehörigkeit je nach elterlichem Geburtsstaat unterschied-

lich: Bosnien-Herzegowina -2,4, Serbien -3,9, Türkei -4,6 und außereuropäische Staaten -4,7 Prozentpunkte. Zum Teil sind das merkliche Nachteile.

Die Aufenthaltsdauer im Vorschulalter (Wald=28, $b^*=0,01$) und im Pflichtschulalter (Wald=13, $b^*=0,01$) haben zwar, wie erwartet, beide ein positives Vorzeichen, erweisen sich aber als von äußerst geringer Bedeutung für die Wahrscheinlichkeit, als Jugendliche in Ausbildung zu sein.

Hervorgehoben werden muss, dass die Jugendlichen auf keines dieser fünf Merkmale Einfluss haben. Unklar ist, ob die Merkmale selbst etwas bewirken, oder ob die Reaktion der Akteure im Bildungswesen die beobachtete Wirkung entfaltet.

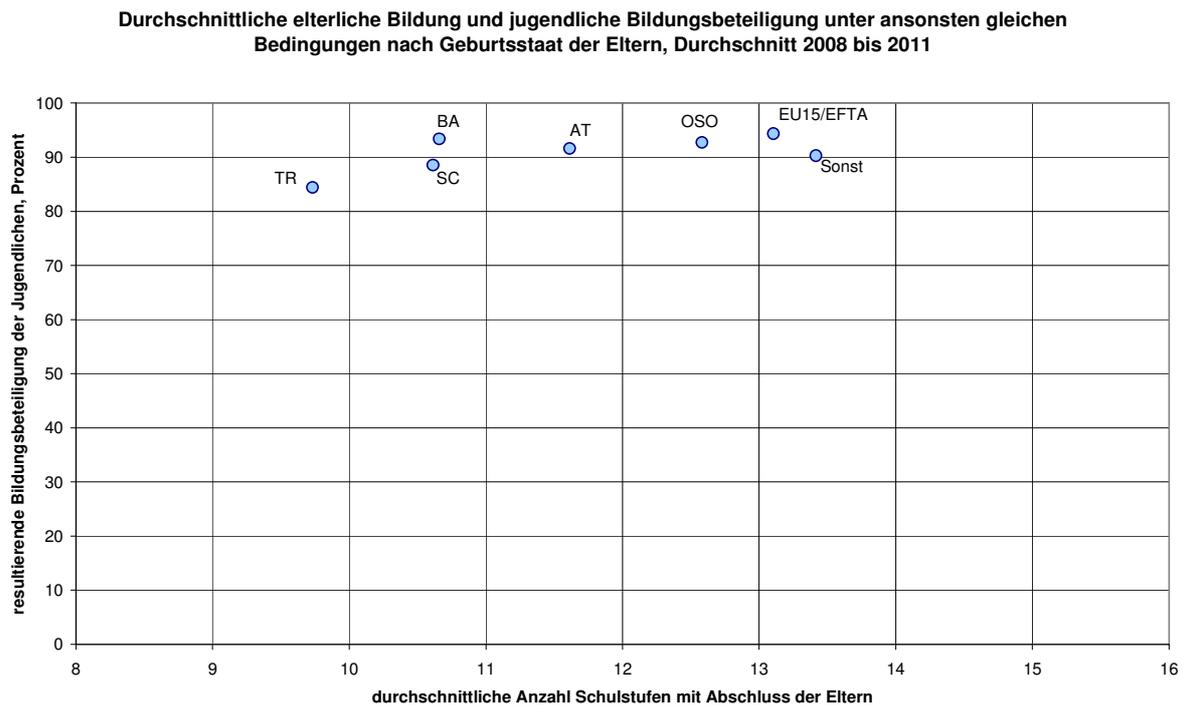
Merkmale der Eltern

Im Durchschnitt erzielen die Merkmale der Eltern einen Wald-Wert von 89 und sind damit bedeutsamer als alle anderen.

Die Bildung der Eltern (Wald=155) ist der zweitwichtigste Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der 15 bis 19 Jährigen, in Ausbildung zu sein. Je höher sie ist desto eher sind die Kinder im Bildungswesen. Wie stark sich das auswirkt, ist je nach elterlichem Geburtsstaat unterschiedlich. Wurden die Eltern in Bosnien-Herzegowina geboren, so haben Jugendliche, wenn die Eltern ein Doktorat haben, um 6 Prozentpunkte größere Wahrscheinlichkeit, in Ausbildung zu sein, als wenn die Eltern nur Pflichtschule abgeschlossen haben, aber wenn die Eltern außerhalb Europas geboren wurden, macht die Differenz 12 Prozentpunkte aus, und wenn sie in Österreich geboren wurden 8,5. Dadurch schrumpft vom unteren zum oberen Ende der Bildungsverteilung der Abstand zwischen dem elterlichen Geburtsstaat mit der höchsten und jenem mit der niedrigsten Beteiligungswahrscheinlichkeit der Jugendlichen. Am unteren Ende der Bildungsverteilung liegen 10 Prozentpunkte zwischen Bosnien-Herzegowina und den außereuropäischen Staaten, am oberen nur mehr 3. Im unteren Bereich geht die Konvergenz rascher voran als im oberen. Von 9 elterlichen Schulstufen auf 12 verringert sich der Abstand bei den Jugendlichen von 9 auf 6 Prozentpunkte, für die gleiche Verringerung sind danach 5 Schulstufen nötig.

Die höchste elterliche Bildung mit durchschnittlich 13,4 Schulstufen mit Abschluss weisen im übrigen die außerhalb Europas geborenen Eltern auf, gefolgt von den EU15/EFTA Staaten (13,1), Ost- und Südosteuropa (12,8), Österreich (11,6), Bosnien-Herzegowina (10,7), Serbien (10,6) und Türkei (9,7) auf. Trägt man gegen diese Schulstufenzahlen die unter konstant gehaltenen Bedingungen erwartete Bildungsbeteiligung der Jugendlichen auf, dann liegen fünf der sieben elterlichen Geburtsländer annähernd auf einer Linie, auf der mit 1,0 zusätzlichen Schulstufen 2,7 zusätzliche Prozentpunkte an Bildungsbeteiligung einhergehen. Zwei elterliche Geburtsstaaten liegen etwas abseits davon, nämlich Bosnien-Herzegowina mit unerwartet hoher Bildungsbeteili-

gung von fast 94% trotz relativ geringer Bildung und die außereuropäischen Staaten mit unerwartet geringer Bildungsbeteiligung von 90% trotz hoher elterlicher Bildung. Die Ursachen für die beiden Abweichungen sind unbekannt. Sie passen zu der ausgesprochen hilfsbereiten Herangehensweise der österreichischen Bevölkerung bei der Bevölkerung aus Bosnien und der stark negativen Herangehensweise bei Teilen der Bevölkerung von außerhalb Europas, besonders jener aus Afrika, dem Nahen Osten und Teilen Zentral- und Südasiens.



Der vierthöchste Wald-Wert (114) entfällt auf den elterlichen Geburtsstaat. Unter ansonsten gleichen Bedingungen würde es für die Jugendlichen 8 Prozentpunkte geringere Wahrscheinlichkeit bedeuten, in Ausbildung zu sein, wenn ihre Eltern außerhalb Europas geboren wurden statt in Bosnien-Herzegowina. Die anderen elterlichen Geburtsstaaten führen zu zwischen 1 (EU15/EFTA) und 7 (Türkei) Prozentpunkten Abstand zu Bosnien-Herzegowina.

Als siebentes kommt die Fachrichtung der elterlichen Bildungsabschlüsse. War ein medizinisch-pflegerischer Abschluss dabei, so wurde nur dieser berücksichtigt, war kein medizinisch-pflegerischer, aber ein naturwissenschaftlich-technischer Abschluss dabei, so wurde dieser berücksichtigt, war keiner der beiden vorangehenden, aber ein pädagogischer dabei, so dieser. Erziehungswissenschaften wurde nicht als pädagogischer Abschluss gewertet und kam wie alle übrigen in die Kategorie Sonstige, die auch als Referenzkategorie diente. Diese zugegebenermaßen

sehr grobe Einteilung erzielte einen Wald-Wert von 112 und ist damit fast genauso wichtig wie der elterliche Geburtsstaat. Die Kategorie Sonstige geht mit geringerer Bildungsbeteiligung der Jugendlichen einher als die anderen drei. Mit pädagogisch ausgebildeten Eltern ist die Bildungsbeteiligung am höchsten, gefolgt von naturwissenschaftlich-technisch, medizinisch-pflegerisch und schließlich in sonstigen Richtungen ausgebildeten Eltern. Von Kategorie zu Kategorie nimmt die Differenz zu. Zwischen Eltern mit sonstigen und Eltern mit pädagogischen Ausbildungen ergibt sich bei der Bildungsbeteiligung der Jugendlichen je nach Geburtsstaat der Eltern ein Unterschied von 2 bis 5 Prozentpunkten. Am häufigsten kommen die drei spezifischen Ausbildungen mit 49% bei in Österreich, mit 48% bei außerhalb Europas und mit 45% in den EU15/EFTA Staaten geborenen Eltern vor. Eine Häufigkeit von 41% haben sie unter Eltern, die in Ost- und Südosteuropa geboren wurden, von 38% unter in Bosnien-Herzegowina geborenen Eltern, 27% bei Serbien und nur 10% bei Türkei.

Die längere bisherige Beschäftigungsdauer der im Haushalt lebenden Elternteile im gegenwärtigen Betrieb kommt an achter Stelle (Wald=104). Der Durchschnittswert über alle Familien ist 15,0 Jahre. Bei 0 Jahren Beschäftigungsdauer der Eltern liegt die Wahrscheinlichkeit der Jugendlichen, in Ausbildung zu sein, je nach elterlichem Geburtsstaat zwischen 85% und 93%, bei 30 Jahren zwischen 90% und 95%. Es geht hier also um Steigerungen zwischen 3 und 5 Prozentpunkten und um eine Konvergenz um 3 Prozentpunkte. Zwischen den Geburtsländern der Eltern bestehen deutliche Unterschiede in der durchschnittlichen Beschäftigungsdauer. Wenn die Eltern in Österreich geboren wurden, sind es 16,7 Jahre, wenn in Serbien nur 7,6 Jahre. Auch die 8,1 Jahre der in der Türkei geborenen Eltern sind weniger als die Hälfte der in Österreich geborenen Eltern. Die in Bosnien geborenen Eltern kommen auf 8,9 Jahre, die im übrigen Ost- und Südosteuropa geborenen auf 9,6, in außereuropäischen Staaten auf 9,7 und in den EU15/EFTA Staaten auf 13,4 Jahre.

Die berufliche Stellung der Eltern ist der zwölftwichtigste Einfluss (Wald=99). Ob die Eltern Beamte sind oder Angestellte und Vertragsbedienstete erweist sich als praktisch gleichgültig. Im Vergleich dazu wirkt es sich negativ aus, wenn sie Arbeiter sind, und fast genau gleich negativ, wenn sie Selbständige sind. Mit Arbeitern statt Beamten als Eltern ist die Wahrscheinlichkeit, in Ausbildung zu sein, 2 bis 5 Prozentpunkte geringer. Da es doppelt oder dreimal so häufig in Österreich geborene Eltern gibt, die Beamte oder Angestellte sind, als außerhalb der EU/EFTA geborene Eltern, auf die das zuträfe, ergibt sich in der Praxis aus der beruflichen Stellung der Eltern ein Wahrscheinlichkeitsunterschied von 5 bis 7 Prozentpunkten. Die Wahrscheinlichkeit, dass sie Arbeiter sind, beträgt bei Eltern, die in der Türkei oder in Bosnien-Herzegowina geboren wurden, 71%, bei in den EU15/EFTA Staaten geborenen Eltern aber nur 9%. Dazwischen liegen

Österreich mit 13%, Ost- und Südosteuropa und außereuropäische Staaten mit 27% und Serbien mit 58%.

Ob mindestens ein Elternteil im Beruf eine leitende Funktion ausübt, ist belanglos (Wald=-5, $b^*=0,00$).

Sozioökonomische Merkmale des Haushalts

Im Durchschnitt erzielen die sozioökonomischen Merkmale des Haushalts einen Wald-Wert von 81 und sind damit nach den Merkmalen der Eltern die bedeutsamsten.

Als einflussreichste aller Variablen erweist sich die durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit der nicht Vollzeit in Ausbildung stehenden Haushaltsmitglieder (Wald=304). Je größer sie in einer Familie ist, desto wahrscheinlicher sind die 15 bis 19 Jährigen in weiterführender Ausbildung oder haben bereits eine abgeschlossen. Berücksichtigt man alle anderen Variablen mit ihrem Durchschnittswert und verändert nur die Arbeitszeit, dann beträgt die Wahrscheinlichkeit, dass 15 bis 19 Jährige mit in Österreich geborenen Eltern in einem Haushalt mit durchschnittlich 0 Stunden Arbeitszeit in Ausbildung sind rund 82%, bei 20 Stunden 90%, bei 40 Stunden 94% und bei 60 Stunden 97%. Wurden die Eltern in Bosnien-Herzegowina geboren, so ergibt sich eine parallele Steigerung von 87% über 93% und 96% auf 98%, wurden sie in der Türkei geboren, dann von 74% über 85% und 92% auf 96%. Die übrigen Herkunftsstaaten liegen zwischen den beiden letzteren Verläufen. Man sieht, dass um unteren Ende der möglichen Arbeitszeit ein großer Unterschied zwischen Bosnien-Herzegowina und Türkei besteht, nämlich 12 bis 13 Prozentpunkte Wahrscheinlichkeit, in Ausbildung zu sein, am oberen Ende aber fast keiner mehr, nämlich nur mehr rund 2 Prozentpunkte. Im Durchschnitt über alle Haushalte und ihre Mitglieder betrug die wöchentliche Arbeitszeit 27,4 Stunden. Auf diesem Niveau ergibt sich ein Unterschied von 7 Prozentpunkten. Je nach elterlichem Geburtsstaat beträgt die durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit der Erwachsenen im Haushalt zwischen 20,1 (Türkei) und 28,4 (Österreich) Stunden. Die Abstufung innerhalb dieses Spektrums entspricht den Erwartungen: Nach Türkei den niedrigsten Wert findet man bei Erwachsenen, die außerhalb Europas geboren wurden (22,6 Stunden), dann Serbien (24,1 Stunden), Bosnien-Herzegowina und das übrige Ost- und Südosteuropa (25,2 Stunden) und schließlich EU15/EFTA Staaten (27,8 Stunden).

Die Gründe für die Arbeitszeitunterschiede wären wert, in einem eigenen Projekt erforscht zu werden. Sie können hier nur kurz gestreift werden. Die Hauptfrage ist, ob die Unterschiede von den Betrieben oder von den Haushalten verursacht werden. Wenn man sich, etwa, den Zusammenhang mit der Fertilität ansieht, zeigt sich, dass einerseits auf der Ebene der Familien der 15 bis 19 Jährigen kein direkter Zusammenhang zwischen der durchschnittlichen wöchentlichen Ar-

beitszeit und der Anzahl Kinder in der Familie besteht ($r=-0,06$). Andererseits gibt es aber auf der Ebene der Geburtsstaaten einen merklichen Zusammenhang zwischen durchschnittlichen wöchentlichen Arbeitszeit und der durchschnittlichen Anzahl Kinder, mit denen Frauen im Alter zwischen 35 und 44 Jahren im Haushalt zusammenleben ($r=-0,74$). Wenn der Zusammenhang nicht auf der Ebene der Haushalte besteht, liegt er nicht im Entscheidungsbereich der Haushalte. Dass er auf Ebene der Herkunftsländer besteht, deutet eher in Richtung sogenannter „statistischer Diskriminierung“, also dass Betriebe Frauen nicht nach ihren individuellen Merkmalen, sondern nach dem Image des Herkunftslandes beurteilen.

Wie der starke Zusammenhang zwischen Arbeitszeit der Erwachsenen und Bildungsbeteiligung der Jugendlichen entsteht, müsste ebenfalls erst untersucht werden. In der Literatur scheint er bisher nicht dokumentiert zu sein. Da mehr Arbeitszeit mit höherem Haushaltseinkommen einhergeht, ist denkbar, dass es dadurch leistbarer wird, die Jugendlichen in der Schule oder in Ausbildung zu belassen, statt frühzeitig einen Beitrag zum Haushaltseinkommen zu erwarten. Es wäre dann auch denkbar, dass eventuell ältere Geschwister sehr wohl früher in Beschäftigung gingen, und es erst dadurch möglich wurde, dass die jüngeren dies nicht tun müssen (oder dürfen). Dies wäre zu überprüfen. Die Arbeitszeitvariable wurde ins Modell aufgenommen aus einem anderen Verdacht heraus, nämlich dass eine Analogie zwischen Beschäftigungswesen und Bildungswesen bestehe. Zum einen ist das Bildungswesen in Österreich unstrittig sehr funktional auf Berufstätigkeit ausgerichtet. Zum anderen war zu vermuten, dass Lehrkräfte ähnliche Charakteristika honorieren würden wie Arbeitgeber/innen. Auf diese Weise könnte hohe Beschäftigungsfähigkeit in einem Haushalt einerseits hohe Unterrichtsfähigkeit der Kinder bedeuten, andererseits aber auch von Lehrkräften mit freundlicherer Zuwendung und günstigeren Prognosen beantwortet werden.

Die trendmäßige Wahrscheinlichkeit, dass 15-19 Jährige eine Ausbildung nach der Pflichtschule machen, in Abhängigkeit von der durchschnittlichen wöchentlichen Zahl der Arbeitsstunden der übrigen Personen im Haushalt und vom Geburtsstaat der Eltern, 2008-2011, Prozent

	Anzahl Wochenstunden						
	0	10	20	30	40	50	60
AT	82	86	90	92	94	96	97
EU15/EFTA	85	89	92	94	96	97	98
OSO	83	87	90	93	95	96	97
BA	87	90	93	95	96	97	98
SC+MK	78	83	88	91	93	95	96
TR	74	80	85	89	92	94	96
Sonst	74	80	85	89	92	94	96
Max-Min	13	10	8	6	5	3	2

Eigene Berechnungen anhand der Mikrodaten der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung 2008 bis 2011 der Bundesanstalt Statistik Österreich. Anmerkung: Die Arbeitszeit wurde für die Zwecke dieser Berechnungen nach oben hin bei 60 Stunden zensiert.

Die Eigentumsverhältnisse am Wohnraum kristallisieren sich als drittwichtigster Faktor heraus (Wald=135). Ob es sich um eine Eigentumswohnung, ein älteres oder ein selbst gebautes Haus handelt, ist praktisch gleichgültig. Nur der Kontrast zwischen Miete und Eigentum ist von Bedeutung und wirkt sich zugunsten der Jugendlichen aus dem Eigentum aus. Je nach elterlichem Herkunftsstaat beläuft sich der Unterschied zwischen Miete und Eigentum auf 3 bis 7 Prozentpunkte Wahrscheinlichkeit, eine Ausbildung zu machen. Im Vergleich zur Differenz zwischen 0 und 60 Arbeitsstunden, wo es um 11 bis 22 Prozentpunkte ging, ist das wenig. Im Vergleich zum Einfluss der meisten anderen Variablen ist es viel. Die Eigentumsverhältnisse waren im Modell als vager Wohlstandsindikator gedacht. Größerer Wohlstand einer Familie bzw. eines Haushalts verringert den Druck auf die Kinder, bald ein eigenes Einkommen haben zu müssen, und vermutlich auch den Wunsch, bald auszuziehen. Größerer Wohlstand kann auch mit größerem Einfluss oder zumindest Prestige einhergehen und Lehrkräfte sind vermutlich nicht mehr als andere Menschen davor gefeit, darauf zuvorkommend zu reagieren. Das kann die Chancen der Kinder im Bildungswesen erhöhen.

Die Zahl der Wohnräume im Vergleich zur Zahl der Personen im Haushalt erscheint auf Rang 16 (Wald=76, $b^*=0,05$). Je größer der Überschuss an Wohnräumen, desto wahrscheinlicher sind die Jugendlichen in Ausbildung. Zwischen einem Raum zu wenig und einem Raum Überschuss liegen 1 bis 2 Prozentpunkte Wahrscheinlichkeit, in Ausbildung zu sein, zwischen zwei zu wenig und zwei Überschuss liegen 2 bis 4 Prozentpunkte. Jugendliche, deren Eltern in Österreich oder den anderen EU15/EFTA Staaten geboren wurden, leben im Durchschnitt in Haushalten mit 1,4 Räumen mehr als Personen. Wurden die Eltern in der Türkei geboren, stehen im Schnitt 0,7 Räume weniger zur Verfügung als Personen im Haushalt leben. Bei allen anderen elterlichen Geburtsstaaten ist die Zahl der Wohnräume nahe bei der Zahl der Personen. Zwischen Österreich und Türkei ergeben sich somit rund 2 Prozentpunkte Unterschied in der Wahrscheinlichkeit, in Ausbildung zu sein.

Insgesamt auf Rang 17 steht die Zahl der Personen im Haushalt, die in einem ISCO Dreisteller beschäftigt sind oder zuletzt waren, in dem der Durchschnitt der Beschäftigten Abschlüsse mit mindestens einer Schulstufe weniger hat als die betreffende Person (Wald=69, $b^*=0,05$). Je mehr solche Personen es in einem Haushalt gibt, desto eher sind die 15 bis 19 Jährigen in Ausbildung. Relativ häufig sind solche Personen in Haushalten, die von außerhalb Europas zugezogen sind, nämlich durchschnittlich 0,84 pro Haushalt. In Haushalten aus Ost- und Südosteuropa mit 15 bis 19 Jährigen sind es durchschnittlich 0,71, aus EU15/EFTA Staaten 0,59, aus Österreich, Bos-

nien-Herzegowina und Serbien jeweils 0,39, aus der Türkei nur 0,20. Diese Reihung entspricht der Häufigkeit von höherer Bildung in Familien aus den betreffenden Staaten.

Die Anzahl Personen in erwerbsfähigem Alter im Haushalt, die nach einer früheren Beschäftigung in den letzten 24 Monaten nicht beschäftigt waren (Wald=34, $b^*=0,02$, Rang 23) ist ein weiterer positiver Einfluss. Solche Personen gibt es in den Haushalten mit 15 bis 19 Jährigen nicht viele. Die Häufigkeit bewegt sich im Bereich zwischen durchschnittlich 0,24 in den Haushalten aus Ost- und Südosteuropa und von außerhalb Europas und 0,13 in Haushalten aus Bosnien-Herzegowina.

Nur sehr schwach, aber ebenfalls positiv wirkt sich die Zahl der Personen im Haushalt aus, die in einem ISCO Dreisteller beschäftigt sind oder zuletzt waren, in dem der Durchschnitt der Beschäftigten Abschlüsse mit mindestens einer Schulstufe mehr hat als die betreffende Person (Wald=14, $b^*=0,01$, Rang 28).

Ohne nennenswerten Einfluss, aber ebenfalls positiv, ist die Anzahl der aktiv Arbeitssuchenden im Haushalt, die nicht 15 bis 19 Jahre alt und Kinder sind (Wald=11, $b^*=0,00$, Rang 32).

Zwar negativ, aber faktisch wirkungslos ist die Anzahl der Beschäftigten im Haushalt, die nicht 15 bis 19 Jahre alt und Kinder sind (Wald=-3, $b^*=0,00$, Rang 36).

Demografische Merkmale des Haushalts

Im Durchschnitt erzielen die demografischen Merkmale des Haushalts einen Wald-Wert von 40. Gemeinsam mit den Regionalmerkmalen sind sie damit die am wenigsten bedeutsamen.

In einer Stieffamilie zu leben, erweist sich als ausgesprochen negativ, und verringert die Wahrscheinlichkeit, in Ausbildung zu sein, je nach elterlichem Geburtsstaat um 3 bis 6 Prozentpunkte. Die Variable hat den sechstöchsten Wald-Wert (-113, $b^*=-0,06$). Die Ursache kann in reduzierter Unterstützung innerhalb der Familie liegen, in Ereignissen und Umständen, die der Entstehung der Stieffamilie vorausgegangen sind, oder auch in der Reaktion des Bildungswesens einschließlich der Mitschüler/innen. Stieffamilien sind in der Häufigkeit sehr unterschiedlich. 22% der Jugendlichen, deren Eltern in Ost- und Südosteuropa geboren wurden, leben in einer solchen, aber nur 4% der Jugendlichen, deren Eltern in der Türkei geboren wurden. Bei Serbien und Bosnien sind es jeweils 6%, bei Österreich 10%, bei außereuropäischen Staaten 13%, bei EU15/EFTA Staaten 14%.

Unabhängig davon, ob es sich um eine Stieffamilie handelt oder nicht, ist die Familienform der nächstwichtigste haushaltsdemografische Einfluss (Wald=4.650), steht aber insgesamt nur an 18. Stelle. Es wurden sechs Familienformen unterschieden. Die beiden polaren Formen sind am po-

sitiven Ende des Spektrums das Ehepaar, in dem die Frau mindestens seit Geburt des jüngsten Kindes nicht erwerbstätig ist (Wald=1.556, $b^*=0,02$), und am negativen Ende die nicht eheliche Partnerschaft von zwei Erwerbstätigen (Wald=2.063, $b^*=-0,02$). Ehen von zwei Erwerbstätigen und Alleinerzieherfamilien liegen in der Mitte dazwischen und unterscheiden sich kaum voneinander. Ob der Alleinerziehersituation eine Scheidung vorausgegangen ist oder nicht, ist gleichgültig. Bekanntermaßen baut das österreichische Bildungswesen sehr auf die Unterstützung der Kinder durch die Eltern. Gemeinsam mit der Erkenntnis, dass höhere durchschnittliche Arbeitszeit der Erwachsenen im Haushalt ausgesprochen förderlich ist, ergibt sich, dass offenbar die Kombination von Vater mit langer Arbeitszeit und nicht beschäftigter Mutter jene Norm darstellt, mit der es Kinder im österreichischen Bildungswesen etwas leichter haben. Auch die nennenswert negative Wirkung des Lebens in einer Stieffamilie, auf die bereits hingewiesen wurde, deutet in die Richtung, dass vom Bildungswesen Familien erwartet und honoriert werden, die einer älteren Norm entsprechen. Die sich als ungünstiger herausstellende Familienform ist in Familien mit Eltern, die in den EU15/EFTA Staaten geboren wurden, mit 9% häufiger anzutreffen als in Familien aus anderen Gebieten. Am seltensten ist sie unter Familien aus der Türkei mit unter 1%. Wurden die Eltern in Österreich geboren, so tritt sie in 7% der Familien auf, in Ost- und Südosteuropa 5%, in Serbien 4%, in Bosnien-Herzegowina und außerhalb Europas 2%. Die günstigere Familienform, also Ehepaar mit inaktiver Frau, ist mit 10% besonders unter den Familien aus der Türkei häufig, tritt aber auch in 9% der Familien aus den EU15/EFTA Staaten und 8% der Familien von außerhalb Europas sowie in 7% der Familien mit in Österreich oder in Ost- und Südosteuropa geborenen Eltern auf. Sie tritt in nur 4% der Familien aus Serbien und 3% der Familien aus Bosnien-Herzegowina auf. Je nach elterlichem Geburtsstaat entfallen zwischen 82% und 95% der Familien mit Jugendlichen zwischen 15 und 19 Jahren auf die übrigen Familienformen, also Ehe von Erwerbstätigen bzw. Alleinerzieher/innen.

Der Altersabstand zu älteren Geschwistern stellt sich als negativer Einfluss heraus (Wald=-40, $b^*=-0,02$, Rang 21).

Die übrigen vier demografischen Merkmale der Haushalte stellen sich als wenig bedeutsam heraus.

- Geschlecht des älteren, im Haushalt lebenden Elternteils, männlich ist positiv (Wald=19, $b^*=0,01$, Rang 26)
- Anzahl der Kinder im Haushalt, negativ (Wald=-18, $b^*=-0,01$, Rang 27)
- Altersabstand zum älteren Elternteil (Wald=13, $b^*=0,01$, Rang 29)
- Altersabstand zu jüngeren Geschwistern, negativ (Wald=-12, $b^*=-0,01$, Rang 31).

Merkmale von Region und Ort

Im Durchschnitt erzielen die region- und ortsbezogenen Merkmale einen Wald-Wert von 40, gleich wenig wie die demografischen Haushaltsmerkmale.

Die Einwohnerzahl 2001 des Wohnorts kommt an neunter Stelle (Wald=103, $b^*=0,06$) und wirkt positiv. Ob ein Wohnort 500 Einwohner hat oder 250.000 wirkt sich aber in nur 1 Prozent Unterschied in der Wahrscheinlichkeit der Jugendlichen aus, in Ausbildung zu sein, aber bei 1,7 Millionen kommen nochmals 3 Prozentpunkte hinzu. Auch Konvergenz zwischen den elterlichen Geburtsstaaten ist erst zwischen 250.000 und 1,7 Millionen zu bemerken, nämlich eine Verringerung der Spanne zwischen den elterlichen Geburtsstaaten von 7 auf 4 Prozentpunkte. Insbesondere Jugendliche mit Eltern von außerhalb Europas sind relativ stark in Wien konzentriert. Die durchschnittliche Einwohnerzahl ihres Wohnorts beträgt fast 960.000. Auch die aus Serbien stammenden Familien sind relativ stark in Wien konzentriert, sodass die durchschnittliche Einwohnerzahl der Wohnortgemeinden der Jugendlichen sich auf knapp 860.000 beläuft. Bei Ost- und Südosteuropa sowie Türkei sind es um die 700.000 herum, bei EU15/EFTA und Bosnien-Herzegowina um die 350.000 herum und bei Österreich knapp 190.000.

Der Agraranteil an der Bevölkerung 2001 ist deutlich weniger einflussreich als die Einwohnerzahl (Wald=44, $b^*=0,03$). Es stellt sich heraus, dass je höher der Agraranteil desto größer die Wahrscheinlichkeit der Jugendlichen, in Ausbildung zu sein. Die Jugendlichen mit in Österreich geborenen Eltern leben durchschnittlich in Gemeinden mit 4,4% Agraranteil, EU15/EFTA mit 3,5%, Ost- und Südosteuropa sowie Bosnien-Herzegowina 2,1%, Serbien und Türkei 1,7% und außerhalb Europas 1,6%.

Die Häufigkeit, mit der 15 bis 19 Jährige mit in Österreich geborenen Eltern im jeweiligen NUTS3 Gebiet in weiterführender Bildung oder Ausbildung sind, wirkt sich positiv auf die Wahrscheinlichkeit aller 15 bis 19 Jährigen aus, in Ausbildung zu sein (Wald=87, $b^*=0,05$, Rang 13).

Bedeutungslos sind dagegen die übrigen vier auf NUTS3 Gebiete bezogenen Regionalvariablen:

- Der Anteil der unter 30 Jährigen an den Beschäftigten in gering qualifizierten Tätigkeiten in der Region wirkt sich negativ aus (Wald=-23, $b^*=-0,01$)
- Der Anteil der Elterngeneration mit Ausbildung über der Pflichtschule ist andeutungsweise negativ (Wald=-11, $b^*=-0,01$)
- Der Anteil der Hilfs- und Anlernertätigkeiten an der regionalen Beschäftigung ist geringfügig positiv (Wald=11, $b^*=0,01$)

- Der Anteil der „zweiten Generation“ in der Region mit Matura ist gänzlich ohne Einfluss (Wald=0, $b^*=0,00$).

Zeitpunkt

Im Durchschnitt erzielen die beiden auf den Zeitpunkt bezogenen Merkmale einen Wald-Wert von 75 und sind damit etwa gleich bedeutend wie die Merkmale der Jugendlichen selbst, aber deutlich weniger als die sozioökonomischen Merkmale des Haushalts und die Merkmale der Eltern.

Als insgesamt elftwichtigster Einfluss tritt das Befragungsquartal auf (Wald=100), wobei besonders das zweite Quartal, also April bis Juni, mit geringerer Bildungsbeteiligung hervorsteicht (Wald=-67, $b^*=-0,04$), während die übrigen drei Quartale sich wenig voneinander unterscheiden.

Das Befragungsjahr hat ebenfalls einen gewissen Einfluss (Wald=51), vor allem durch den positiv wirkenden Unterschied zwischen 2011 und den anderen Jahren (Wald=39, $b^*=0,02$).

Erwartung und Realität

Beim Vergleich der Zuordnungen durch das Modell mit den tatsächlich beobachteten ist zu sehen, dass von den rund 55.800 tatsächlich nicht in Ausbildung befindlichen Jugendlichen von den Umständen her nur rund 7.900 nicht in Ausbildung erwartet werden, während 47.900 in Ausbildung erwartet würden. Von den Umständen her sollten also 86% der Jugendlichen, die nicht in Ausbildung sind, eigentlich in Ausbildung sein. Ein Teil ist wahrscheinlich durch diverse angeborene Gebrechen daran gehindert, aber sicher nicht alle. Immerhin handelt es sich um rund 10% aller 15 bis 19 Jährigen. Umgekehrt gibt es nur eine kleine Zahl von Jugendlichen, die in Ausbildung sind, bei denen das von den Umständen her nicht zu erwarten gewesen wäre, nämlich etwa 4.300.

Augenfälliger werden die Diskrepanzen zwischen Wirklichkeit und Erwartung, wenn nach den elterlichen Geburtsstaaten unterschieden wird. Besonders bei Jugendlichen mit in der Türkei geborenen Eltern sind sie groß. Von ihnen sind 21% nicht in Ausbildung, sollten es von den Umständen her aber eigentlich sein, und 12% sind in Ausbildung, obwohl das von den Umständen her nicht zu erwarten war. Das sind 4.800 und 2.800 von 23.500. Bei Jugendlichen mit in Serbien geborenen Eltern sind es 18% und 4% (3.300 und 800 von 18.300), bei Bosnien 16% und 1% (2.900 und 100 von 17.500), bei außereuropäischen Staaten 15% und 2% (2.200 und 300 von 15.000), bei den neuen EU Mitgliedsländern und anderen Ost- und Südosteuropäischen Staaten 14% und 1% (1.900 und 100 von 14.800), bei den EU15/EFTA 9% und 0% (1.500 und 100 von 17.000) und bei Österreich ebenfalls 9% und 0% (31.400 und 200 von 351.600). Offensichtlich

sind diese Diskrepanzen genau nach der Einwanderungsgeschichte der letzten 50 Jahre und den damit verknüpften Erwartungshaltungen gegenüber den eingewanderten Familien abgestuft.

Nimmt man die 9% der unerwartet nicht in Ausbildung befindlichen Jugendlichen mit in Österreich und den anderen EU15/EFTA Staaten geborenen Eltern als Benchmark, dann sind bei den neuen EU Mitgliedsländern 5%, bei außereuropäischen Staaten 6%, bei Bosnien 7%, bei Serbien 9% und bei der Türkei 12% der Jugendlichen aus unerfindlichen Gründen nicht in Ausbildung. Bei Türkei ist das immerhin fast ein Achtel der Jugendlichen. Zu fragen ist, wie gerade diese Reihenfolge der Abstufung zustande kommen konnte.

Akzeptiert man am anderen Ende der Skala die 0% der unerwartet in Ausbildung befindlichen Jugendlichen mit in Österreich und den anderen EU15/EFTA Staaten geborenen Eltern als Benchmark, dann sind die 12% bei der Türkei höchst erstaunlich. Eine nahe liegende Deutung ist, dass die Familien quasi über den Schatten ihrer sozialen Lage springen und den Kindern dennoch eine Ausbildung ermöglichen.

Die Ergebnisse zum Besuch einer AHS oder BHS

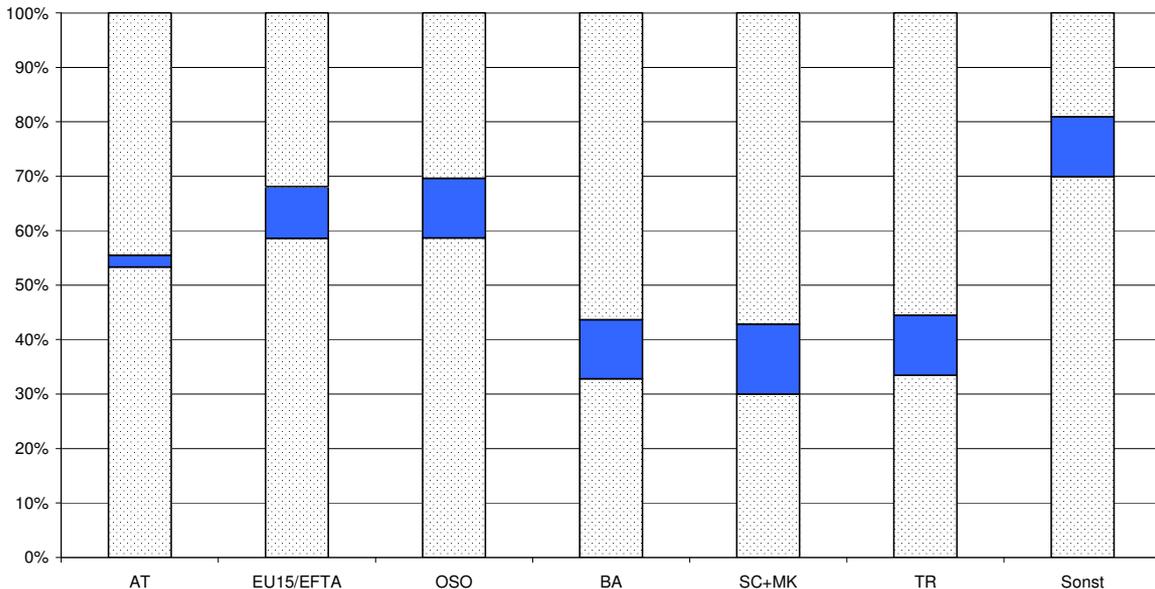
Fragestellung

Die Frage ist, wovon es abhängt, ob jemand im Alter von 15 bis 19 Jahren eine Lehre oder mehrjährige Fachschule einerseits oder eine AHS oder BHS andererseits besucht oder bereits abgeschlossen hat.

Für die Wahrscheinlichkeit der in Ausbildung befindlichen 15 bis 19 Jährigen, einen zur Matura führenden Schultyp zu besuchen oder bereits erfolgreich abgeschlossen zu haben, ...

Im Durchschnitt 2008 bis 2011 besuchte etwas mehr als die Hälfte der nach dem Ausscheiden aus Pflichtschultypen in Ausbildung stehenden 15 bis 19 Jährigen einen Schultyp, der zur Matura führt ($54\pm 1\%$). Die anderen $46\pm 1\%$ machten eine Lehre oder besuchen eine mehrjährige BmS. Zwischen den elterlichen Geburtsstaaten gibt es sehr deutliche Abstufungen. Bei elterlicher Herkunft aus Österreich machen rund $55\pm 1\%$ Matura, bei Herkunft aus Montenegro, Serbien, Kosovo und Mazedonien dagegen nur rund $37\pm 6\%$, bei Bosnien rund $38\pm 5\%$, bei Türkei rund $39\pm 5\%$, bei EU15/EFTA rund $63\pm 5\%$, bei den neuen EU Mitgliedsstaaten rund $65\pm 6\%$, bei sonstigen Staaten rund $75\pm 6\%$. Zwischen dem höchsten und dem niedrigsten Anteil liegen somit 38 Prozentpunkte. Diese Unterschiede verlangen nach einer Erklärung. Sie wird weiter unten nicht vollständig, aber immerhin zu 60% geleistet.

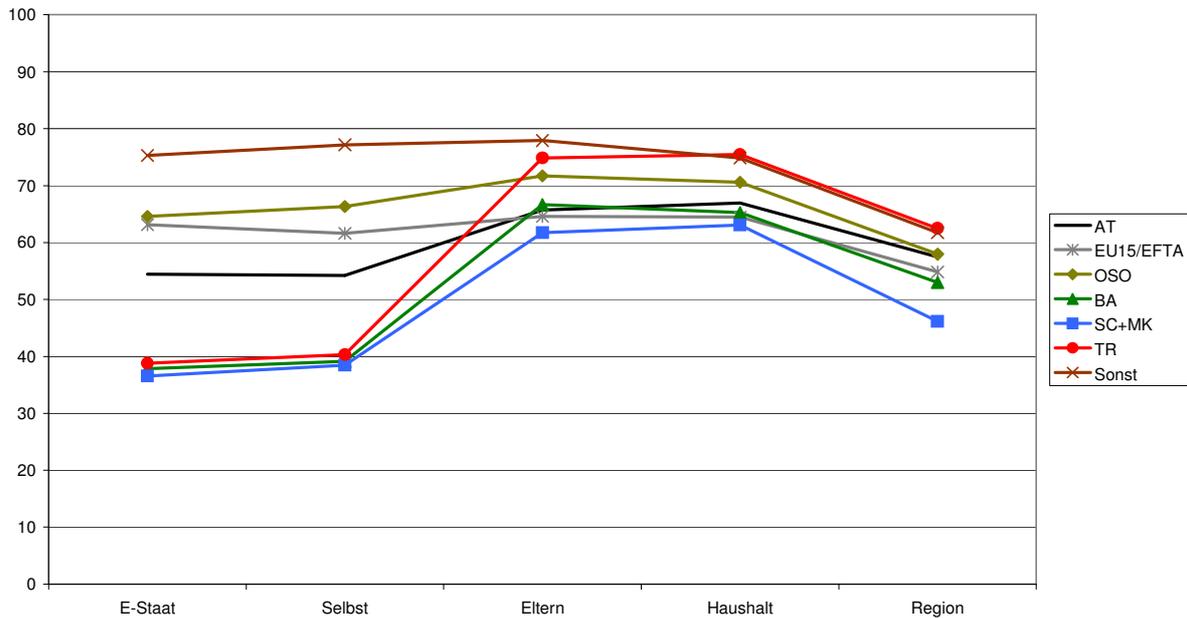
**Anteil in Schultyp mit Matura der 15 bis 19 Jährigen in Ausbildung
nach dem Herkunftsland der Eltern, Durchschnitt 2008 bis 2011
der wahre Anteil liegt mit 95% Wahrscheinlichkeit im farbigen Bereich**



Kurzgefasstes Ergebnis

Während das „Primitivmodell“, in dem nur der elterliche Geburtsstaat als einzige Variable auf die Wahrscheinlichkeit des Besuchs einer höheren Schule wirkt, eine Spanne von 38 Prozentpunkten zwischen der niedrigsten (Serbien mit 37%) und der höchsten (75% bei Staaten außerhalb Europas) ergibt, schrumpft sie bei Hinzufügung der Merkmale der Jugendlichen, ihrer Eltern, ihrer Haushalte und der Regionen, in denen sie leben, auf rund 16 Prozentpunkte. Das sind nur mehr 40% der zunächst beobachteten rund 38 Prozentpunkte. Das Modell erklärt somit rund 60% der beobachteten Unterschiede. Als entscheidend erweist sich dabei die Hinzufügung der elterlichen Merkmale. Die Merkmale der Jugendlichen selbst bewirken gar nichts. Die Wahrscheinlichkeiten liegen am Schluss alle zwischen 46% (Serbien) und 62,5% (Türkei). Es zeigt sich, dass Jugendliche, deren Eltern in der Türkei oder in Staaten außerhalb Europas geboren wurden, die von den Umständen her real für sie bestehenden Chancen am besten nutzen. Wenn alle Jugendlichen die gleichen Eltern hätten, im gleichen Haushalt und in der gleichen Region lebten, würden rund 62% jener mit Eltern aus der Türkei und aus Staaten außerhalb Europas eine AHS Oberstufe oder BHS besuchen. Würden die Eltern in Ost- und Südosteuropa geboren, würde das bei 58% zutreffen, wenn in Österreich dann bei 57%, EU15/EFTA 55%, Bosnien-Herzegowina 53%, Serbien, Kosovo, Mazedonien, Montenegro 46%.

Aufgrund der berücksichtigten Umstände erwarteter Anteil der 15-19 Jährigen in Ausbildung, einen Schultyp mit Matura zu besuchen, nach Geburtsstaaten der Eltern



Als einflussreichste Variable kristallisiert sich die Anzahl der Erwachsenen im Haushalt heraus, die es in bildungsintensivere Berufe geschafft haben als von ihrer eigenen Bildung her zu erwarten gewesen wäre (deduc3hi). Sie hat einen markant negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Jugendlichen, einen zur Matura führenden Schultyp zu besuchen oder abgeschlossen zu haben. Dieselbe Variable hatte positive Wirkung bei der Bildungsbeteiligung. Insgesamt wirkt sie also in Richtung mittlerer Bildung, z.B. Lehrabschluss. Als fast genauso einflussreich entpuppt sich die elterliche Bildung (ekartmax), sie selbstverständlich positiv wirkend.

An dritter Stelle kommt das Geschlecht der Jugendlichen selbst (bsex), wobei männlich negativ wirkt. Als viertes kommt die arbeitsrechtliche Stellung der Eltern (ebers), dann Stieffamilie ja/nein (xpatch), dann der Altersunterschied zu den Eltern (daltmax), die Einwohnerzahl des Wohnorts (xeinw), die Zahl der unter ihrem Bildungsniveau Beschäftigten im Haushalt (deduc3lo), leitende Funktion mindestens eines Elternteils (eleit), Anzahl Beschäftigte im Haushalt (hhlfi11), der Geburtsmonat (gebmon), die Anzahl beruflich inaktiver Mitglieder des Haushalts (hhinaktiv) und an 13. Stelle der elterliche Geburtsstaat (estaat7), knapp gefolgt von der Regressionskonstante und den Eigentumsverhältnissen am Wohnraum (wohnen). Keine der darüber hinaus einbezogenen Variablen ist gänzlich ohne nachweisbaren Einfluss, aber bei einigen ist er vernachlässigbar klein.

Modellqualität

Die ungewichtete Stichprobe umfasst jene 38.269 Interviews mit Jugendlichen zwischen 15 und 19 Jahren, die eine Ausbildung nach der Pflichtschule machen oder gemacht haben, bei den Eltern leben und nicht Präsenz- oder Zivildienst leisten. Sie werden in zwei Gruppen eingeteilt: Lehre bzw. mehrjährige Fachschule mit 17.930 Fällen und AHS bzw. BHS mit 20.339 Fällen. Es wird eine logistische Regression dieser dichotomen abhängigen Variablen auf den gleichen Satz an unabhängigen Variablen wie zuvor bei der Bildungsbeteiligung durchgeführt. Dass die beiden Kategorien der abhängigen Variablen mengenmäßig in einem Verhältnis von nahezu 1:1 stehen, ist für die Durchführung der logistischen Regression ideal.

Das Modell ordnet 72% der Fälle mit Matura und 74% der Fälle ohne Matura, in Summe 73% richtig zu. Gegenüber dem Basismodell ohne erklärende Variablen ist das eine Verbesserung um 19 Prozentpunkte. Das Nagelkerke Pseudo-R-Quadrat beträgt 0,36, das -2LL 6.858.270, das Modell Chi-Quadrat 2.016.744 bei 67 Freiheitsgraden. 73,2% der Fälle werden vom Modell richtig zugeordnet, und zwar 72,0% der Nichtmatura- und 74,3% der Maturafälle.

Wahrscheinlichkeit der 15 bis 19 Jährigen in Ausbildung nach der Pflichtschule, eine AHS oder BHS zu besuchen oder abgeschlossen zu haben, wenn alle unabhängigen Variablen Durchschnittswerte annehmen, nach elterlichem Geburtsstaat (E-Staat) und sukzessive eingeführten Variablengruppen, Durchschnitt 2008 bis 2011, Prozent					
	E-Staat	Selbst	Eltern	Haushalt	Region
AT	54	54	66	67	57
EU15/EFTA	63	62	65	65	55
OSO	65	66	72	71	58
BA	38	39	67	65	53
SC+MK	37	38	62	63	46
TR	39	40	75	75	62
Sonst	75	77	78	75	62
Anteil Richtige gesamt	56,5	58,7	70,2	72,6	73,2
– nicht in Ausbildung	14,2	48,8	70,0	71,2	72,0
– in Ausbildung	92,7	67,2	70,5	73,8	74,3
Nagelkerke Pseudo-R ²	0,03	0,05	0,29	0,35	0,36
-2 Log likelihood	8.748.273	8.614.557	7.305.345	6.938.787	6.858.270
Modell Chi-Quadrat	126.742	260.457	1.569.670	1.936.228	2.016.744
Freiheitsgrade	6	23	33	54	67

Anzeichen von Multikollinearität sind nicht festzustellen. Die beiden höchsten VIF Werte betragen 3,37 und 3,36. Alle anderen betragen weniger als 3. Der Durchschnitt ist 1,79.

Wald-Wert und Menard-Bring standardisierte Koeffizienten korrelieren so gut wie perfekt ($r=1,00$). Ob man im vorliegenden Fall das eine oder das andere zur Beurteilung des relativen

Beitrags einer unabhängigen Variablen zur Erklärung der Zugehörigkeit zu Lehre/BmS gegenüber AHS/BHS heranzieht, ist fast gleichgültig.

82,5% der ungewichteten Fälle waren Jugendliche mit in Österreich geborenen Eltern. 4,1% hatten mindestens einen in den anderen EU15 oder EFTA Staaten geborenen Elternteil, 2,6% mindestens einen in den neuen EU Mitgliedsländern und dem übrigen Ost- und Südosteuropa geborenen (außer den im Folgenden eigens aufgezählten Staaten), 3,2% in Bosnien-Herzegowina, 2,2% in Serbien, Kosovo, Montenegro und Mazedonien, 3,1% in der Türkei und 2,3% in Staaten außerhalb Europas. Diese 2,3% entsprachen noch immer 864 Fällen.

Merkmale der Jugendlichen

Im Durchschnitt erzielen die Merkmale der Jugendlichen einen Wald-Wert von 121 und waren damit, wie sich zeigen wird, die zweitwichtigste Gruppe von Merkmalen nach jenen der Eltern und vor den sozioökonomischen Merkmalen des Haushalts.

Das Geschlecht der Jugendlichen erweist sich als einer der drei besonders wichtigen Einflüsse auf die Wahrscheinlichkeit, eine höhere Schule zu besuchen (Wald=-397, $b^*=-0,23$). Männliches Geschlecht geht mit um 17 bis 19 Prozentpunkte verringerter Wahrscheinlichkeit einher. Die Gründe sind umstritten und harren empirischer Forschung. Eine Hypothese ist, dass Frauen deutlich mehr Bildung brauchen als Männer, um ein gleich hohes Einkommen zu erzielen, und sich daher, seit sie die Möglichkeit dazu bekommen haben, stärker im Bildungserwerb engagieren. Denkbar ist auch, dass sich die für die Großmütter und auch für die Mütter noch spürbare Ausgeschlossenheit bei den heutigen Töchtern noch immer in einer gewissen Wertschätzung der Errungenschaft Bildungszugang auswirkt. Drittens wäre angesichts der ausgeprägten Bildungshomogamie (Appelt/Reiterer 2009) und der großen Einkommensunterschiede zwischen den Geschlechtern auch denkbar, dass Frauen höhere Bildung vermehrt anstreben, um dadurch Partner mit hohem Einkommenspotential zu gewinnen.

Wie schon bei der Frage der Bildungsbeteiligung tritt auch bei der Frage des Schultyps der Geburtsmonat (Wald=102) als überraschend starker Einfluss auf. Im Vergleich zum Referenzmonat September weisen alle anderen Monate ein negatives Vorzeichen auf. Stärker verringerte Wahrscheinlichkeit, eine höhere Schule zu besuchen, ist dabei vor allem mit den Monaten Juni, Juli sowie März und April verbunden (Wald=-55 bis -65, $b^* -0,03$ oder $-0,04$).

Die Staatsbürgerschaft steht erst an 23. Stelle der Einflüsse (Wald=51). EU15/EFTA und nicht-EU/EFTA Staatsangehörigkeiten sind mit geringen positiven Effekten (Wald=28 bzw. 40, beide $b^*=0,02$), neue EU Staatsangehörigkeiten mit einem geringen negativen Effekt verbunden (Wald=10, $b^*=-0,01$).

Größere Länge der Aufenthaltsdauer im Vorschulalter ist ebenfalls ein nur schwach positiver Einfluss (Wald=38, $b^*=0,02$).

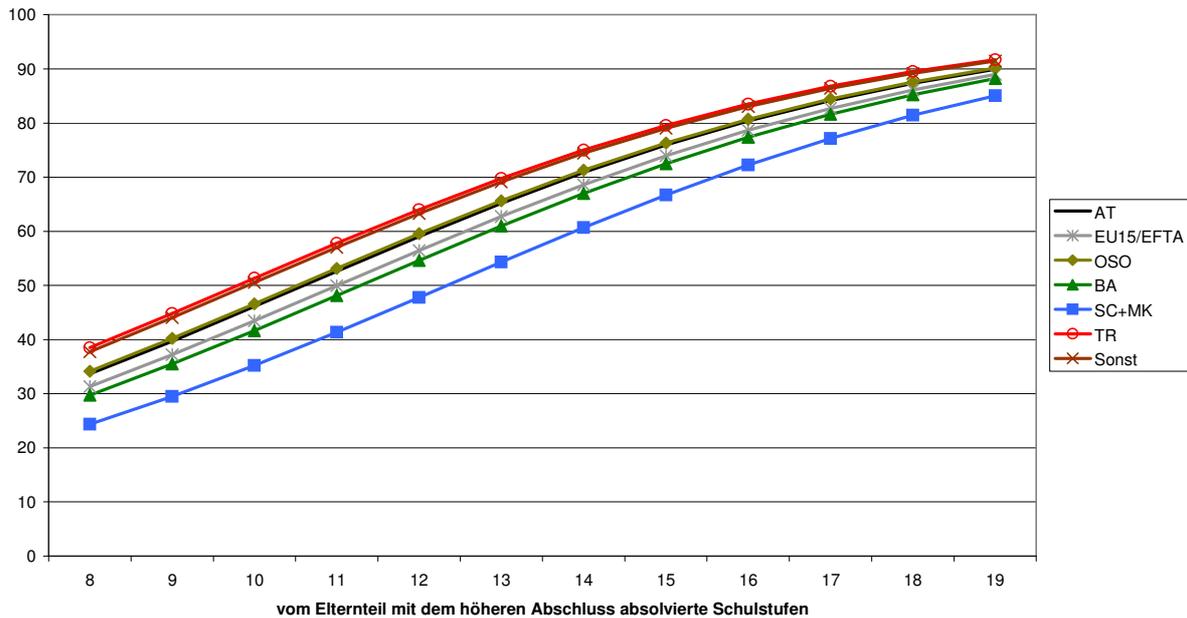
Größere Länge der Aufenthaltsdauer im Pflichtschulalter entpuppt sich als schwach negativer Einfluss (Wald=-15, $b^*=-0,01$).

Merkmale der Eltern

Im Durchschnitt erzielen die Merkmale der Eltern einen Wald-Wert von 151 und waren damit nicht nur um einiges bedeutsamer als die Merkmale der Jugendlichen, sondern überhaupt die bedeutsamste der sechs Gruppen von Merkmalen.

Die Bildung der Eltern ist einer der drei wesentlichen Einflüsse auf die Wahrscheinlichkeit der Jugendlichen, eine höhere Schule zu besuchen (Wald=401, $b^*=0,27$). Für Jugendliche, deren Eltern nur Pflichtschulabschluss haben, ist unter ansonsten hypothetisch gleichen Umständen die Wahrscheinlichkeit eine höhere Schule zu besuchen um etwa 50 Prozentpunkte geringer als für Jugendliche, deren Eltern ein Doktorat haben. Je nach Geburtsstaat der Eltern beträgt die Differenz zwischen 47 und 56 Prozentpunkten. Zwischen den elterlichen Herkunftsstaaten am geringsten sind die Unterschiede bei hoher Bildung. Haben die Eltern ein Doktorat, so liegen alle sieben Geburtsstaaten zwischen 85% und 92% Wahrscheinlichkeit. Am größten sind die Unterschiede bei mittlerer Bildung. Haben die Eltern eine mehrjährige Fachschule absolviert, so bewegen sich die Wahrscheinlichkeiten zwischen 41% und 57%, also eine Spanne von 16 Prozentpunkten statt nur 7, wie bei hoher Bildung, oder 14, wie bei sehr geringer Bildung.

Wahrscheinlichkeit, im Alter zwischen 15 und 19 Jahren einen Schultyp mit Matura zu besuchen, nach dem Geburtsstaat und der Bildung der Eltern, 2008-2011



Die berufliche Stellung der Eltern ist der viertwichtigste Einfluss (Wald=315). Ins Gewicht fällt dabei vor allem, ob die Eltern als Arbeiter beschäftigt sind oder zuletzt waren. Ist das der Fall, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Jugendlichen eine höhere Schule besuchen, um 26 bis 27 Prozentpunkte geringer als bei den Kindern von Beamten. Bei Angestellten beträgt dieselbe Differenz nur etwa 5 Prozentpunkte, bei Selbständigen etwa 7.

Übt mindestens ein Elternteil eine Position mit Leitungsfunktionen aus, so geht damit größere Wahrscheinlichkeit höherer Bildung bei den Kindern einher (Wald=111, $b^*=0,06$). Der Unterschied beträgt 6 Prozentpunkte.

Der elterliche Geburtsstaat nimmt als Einfluss den insgesamt 13. Rang ein (Wald=97). Am positivsten ist es, wenn die Eltern in der Türkei geboren wurden (Wald=29, $b^*=0,02$), am negativsten, wenn sie in Serbien geboren wurden (Wald=-75, $b^*=-0,04$). Auch Bosnien-Herzegowina erweist sich als schwach negativ (Wald=-30, $b^*=-0,02$). Noch geringer sind die Wirkungen bei außereuropäischen Geburtsstaaten der Eltern (Wald=23, $b^*=0,01$), EU15/EFTA (Wald=3, $b^*=0,00$) und Ost- und Südosteuropa (Wald=30, $b^*=-0,02$).

Die Fachrichtung der elterlichen Ausbildung (Wald=82) kommt auf Rang 16 der Einflüsse. Hat mindestens ein Elternteil eine medizinisch-pflegerische Ausbildung, so geht damit eine etwa 7 Prozentpunkte (Wald=77, $b^*=0,05$), mit einer pädagogischen Ausbildung eine etwa 5 Prozentpunkte (Wald=37, $b^*=0,03$) und mit einer naturwissenschaftlich-technischen Ausbildung

(Wald=24, $b^*=0,01$) eine etwa 1 Prozentpunkt größere Wahrscheinlichkeit der Jugendlichen einher, eine höhere Schule zu besuchen, als wenn keiner der Elternteile eine dieser Ausbildungen hat.

Je länger die Dauer der elterlichen Beschäftigung beim aktuellen Betrieb desto eher ist das Kind in einer höheren Schule (Wald=47, $b^*=0,03$). Die Wirkung beträgt aber nur rund 1,3 Prozentpunkte pro 10 Jahre Beschäftigungsdauer. Dass es sie überhaupt gibt, könnte eine Reihe von Gründen haben. Erstens, die Eltern könnten durch stabilere Beschäftigung vermehrt das Gefühl haben, sich die Bildung der Kinder leisten zu können; zweitens, die Eltern könnten im Mikrozensus anderweitig nicht gemessene Merkmale haben, die den Betrieb veranlassen, sie zu halten, und die sich auch positiv auf den Schulerfolg der Kinder auswirken, entweder durch die Wirkung auf die Lehrkräfte oder durch die Wirkung auf die Kinder oder als auf die Kinder übertragene Eigenschaften.

Die naturwissenschaftlich-mathematische Qualität des Bildungswesens im Geburtsstaat der Eltern erweist sich als belanglos (Wald=4, $b^*=0,00$).

Sozioökonomische Merkmale des Haushalts

Im Durchschnitt erzielen die sozioökonomischen Haushaltsmerkmale einen Wald-Wert von 124 und waren damit gleich bedeutsam wie die Merkmale der Jugendlichen, aber weniger bedeutsam als die Merkmale der Eltern.

Die Zahl der Personen im Haushalt, die in einem ISCO Dreisteller beschäftigt sind oder zuletzt waren, in dem der Durchschnitt der Beschäftigten mindestens Abschlüsse mit einer Schulstufe mehr hat als die betreffende Person, gehört zu den drei mit Abstand bedeutendsten Einflüssen auf die Wahrscheinlichkeit der 15 bis 19 Jährigen, eine AHS oder BHS zu besuchen oder bereits abgeschlossen zu haben (Wald=-434, $b^*=-0,25$). Pro solcher Person im Haushalt schrumpft die Wahrscheinlichkeit bei den Jugendlichen, eine höhere Schule zu besuchen, um rund 11 Prozentpunkte. In den Haushalten gibt es bis zu zwei solcher Personen. Es gibt mindestens zwei mögliche Interpretationen. Vielleicht die Jugendlichen selbst, aber mehr vielleicht die Eltern, könnten in viel Bildung wenig Sinn sehen, wenn manche im Haushalt es mit relativ wenig Bildung beruflich weit gebracht haben. Es könnte aber auch sein, dass diese Personen besondere Eigenschaften haben, die im Mikrozensus nicht abgefragt wurden, die fehlende Bildung (mehr als) kompensieren können, und die sich auf die Jugendlichen übertragen haben, sodass bereits absehbar ist, dass zusätzliche Bildung in ihrem Fall nicht das Erfolgsrezept ist. Drittens kann auch sein, dass die Eltern einen Betrieb aufgebaut oder Besitz in anderer Form erworben haben, der den Kindern in

den nächsten Jahrzehnten ein Auskommen sichern kann, ohne dass sich sie jetzt den Bildungsmühen unterziehen müssen.

Die Zahl der Personen im Haushalt, die in einem ISCO Dreisteller beschäftigt sind oder zuletzt waren, in dem der Durchschnitt der Beschäftigten Abschlüsse mit mindestens einer Schulstufe weniger hat als die betreffende Person (Wald=116, $b^*=0,07$) wirkt sich positiv aus. Pro solcher Person im Haushalt nimmt die Wahrscheinlichkeit bei den Jugendlichen, eine höhere Schule zu besuchen, um rund 10 Prozentpunkte zu. Denkbar ist, dass Elternteile, die mit ihrer Bildung ihre beruflichen Ziele nicht realisieren konnten, Bildung nicht verteufeln, sondern bei den Kindern auf noch mehr Bildung drängen.

Die Anzahl der Beschäftigten im Haushalt, die nicht 15 bis 19 Jahre alt und Kinder sind, wirkt sich negativ aus (Wald=-107, $b^*=-0,06$). Pro solcher Person im Haushalt nimmt die Wahrscheinlichkeit bei den Jugendlichen, eine höhere Schule zu besuchen, um rund 5 Prozentpunkte ab.

Die Anzahl der früher Beschäftigten im Haushalt, die seit mindestens 24 Monaten nicht beschäftigt sind, wirkt sich ebenfalls negativ aus (Wald=-29, $b^*=-0,02$). Pro solcher Person im Haushalt nimmt die Wahrscheinlichkeit bei den Jugendlichen, eine höhere Schule zu besuchen, um 9 bis 10 Prozentpunkte ab.

Die Eigentumsverhältnisse am Wohnraum üben ebenfalls merklichen Einfluss aus (Wald=93). Am höchsten ist die Wahrscheinlichkeit, eine AHS oder BHS zu besuchen, bei 15 bis 19 Jährigen, deren Familie eine Eigentumswohnung bewohnt (Wald=79, $b^*=0,05$). Im Vergleich zu Jugendlichen, deren Familie in Miete wohnt, erhöht sich bei ihnen die Wahrscheinlichkeit durch dieses eine Merkmal allein um rund 8 Prozentpunkte. Wohnt die Familie in einem im Erwachsenenalter der Eltern gebauten, in ihrem Besitz stehenden Haus, so ist die Wahrscheinlichkeit um rund 5 Prozentpunkte höher als in Miete (Wald=60, $b^*=0,03$), und wohnt sie in einem zuvor schon erbauten, in ihrem Besitz stehenden Haus, dann nur um etwa 2 Prozentpunkte (Wald=29, $b^*=0,02$).

Ein Überschuss an Wohnräumen relativ zur Zahl der Bewohner/innen wirkt sich positiv aus (Wald=69, $b^*=0,04$), und zwar mit etwa 1,2 Prozentpunkten pro Wohnraum. In gleichem Maß wirkt sich ein Mangel an Wohnräumen negativ aus.

Je größer die durchschnittliche Zahl der wöchentlichen Arbeitsstunden der Erwachsenen im Haushalt desto geringer die Wahrscheinlichkeit der Jugendlichen, eine AHS oder BHS zu besuchen (Wald=-47, $b^*=-0,03$). Pro 5 Arbeitsstunden verringert sich die Wahrscheinlichkeit um 1 Prozentpunkt.

Die Anzahl der aktiv Beschäftigung Suchenden im Haushalt, die nicht 15-19 Jahre alt sind, wirkt sich schwach negativ aus (Wald=-29, $b^*=-0,02$). Pro solcher Person im Haushalt nimmt die Wahrscheinlichkeit bei den Jugendlichen, eine höhere Schule zu besuchen, um rund 3 Prozentpunkte ab.

Demografische Merkmale des Haushalts

Im Durchschnitt erzielen die demografischen Haushaltsmerkmale einen Wald-Wert von 73, was weit hinter den sozioökonomischen Merkmalen der Haushalte, den Merkmalen der Jugendlichen und den Merkmalen der Eltern zurückbleibt.

In einer Stieffamilie zu leben (Wald=-168, $b^*=-0,10$), geht mit 16 Prozentpunkten geringerer Wahrscheinlichkeit einher, eine höhere Schule zu besuchen.

Der Altersunterschied zum älteren im Haushalt lebenden Elternteil (Wald=154, $b^*=0,09$) wirkt positiv. 5 Jahre größerer Altersunterschied geht mit 4 Prozentpunkten höherer Wahrscheinlichkeit des Besuchs einer höheren Schule einher.

Die Familienform wirkt sich nur mäßig aus (Wald=67). Wenn die Jugendlichen mit verheirateten Eltern zusammenleben, so ist damit um 4 Prozentpunkte geringere Wahrscheinlichkeit verbunden, eine höhere Schule zu besuchen, als wenn die Eltern nicht verheiratet sind. Ob die Mutter beschäftigt ist oder nicht, spielt dabei keine nennenswerte Rolle. Deutlich nachteiliger ist es, wenn es sich um einen Alleinerzieherhaushalt handelt. Das senkt die Wahrscheinlichkeit im Vergleich zu einem unverheirateten Paar um rund 7 Prozentpunkte (Wald=-29, $b^*=-0,02$). Sie sinkt um weitere 2 bis 3 Prozentpunkte, wenn der alleinerziehende Elternteil geschieden ist (Wald=-57, $b^*=-0,03$).

Der Altersabstand zum ältesten Kind im Haushalt ist ein merklich negativer Einfluss (Wald=-50, $b^*=-0,03$). Älteste Kinder sind demnach eher Schüler/innen in AHS oder BHS als nachfolgende Geschwister.

Männliches Geschlecht der ältesten, im Haushalt lebenden Person der Kernfamilie wirkt schwach negativ in Vergleich zu weiblichem Geschlecht (Wald=-29, $b^*=-0,02$).

Die Anzahl Kinder im Haushalt wirkt sich schwach positiv aus (Wald=25, $b^*=0,01$).

Der Altersabstand zum jüngsten Kind im Haushalt wirkt ebenfalls schwach positiv (Wald=16, $b^*=0,01$).

Merkmale von Region und Ort

Im Durchschnitt erzielen die region- und ortsbezogenen Merkmale einen Wald-Wert von 61, was nur von den auf den Zeitpunkt bezogenen Merkmalen unterboten wird.

Die Einwohnerzahl 2001 der Wohngemeinde wirkt wie erwartet: je größer die Gemeinde, desto eher sind die Jugendlichen in einer AHS oder BHS (Wald=131, $b^*=0,07$). Pro 100.000 Einwohner/innen steigt die Wahrscheinlichkeit um etwa 1 Prozentpunkt.

Die Häufigkeit, mit der 15 bis 19 Jährige mit in Österreich geborenen Eltern im jeweiligen NUTS3 Gebiet in Ausbildung nach der Pflichtschule sind, wirkt sich positiv auf die Wahrscheinlichkeit aller 15 bis 19 Jährigen aus, eine höhere Schule zu besuchen (Wald=72, $b^*=0,04$).

Der Agraranteil an der Bevölkerung 2001 hat einen negativen Einfluss (Wald=-70, $b^*=-0,04$).

Der Anteil der Hilfs- und Anlern Tätigkeiten an der Beschäftigung im NUTS3 Gebiet, wirkt sich negativ auf die Wahrscheinlichkeit der 15 bis 19 Jährigen aus, eine höhere Schule zu besuchen (Wald=-64, $b^*=-0,04$).

Die Häufigkeit, mit der 35 bis 59 Jährige mit in Österreich geborenen Eltern im jeweiligen NUTS3 Gebiet eine Ausbildung nach der Pflichtschule abgeschlossen haben, wirkt sich positiv auf die Wahrscheinlichkeit der 15 bis 19 Jährigen aus, eine höhere Schule zu besuchen (Wald=50, $b^*=0,03$).

Der Anteil mit mindestens Matura an der Bevölkerung mit Aufenthaltsbeginn vor dem Alter von 18 Jahren, mit im Inland gemachtem Abschluss und im Ausland geborenen Eltern im jeweiligen Quartal im NUTS3 Gebiet wirkt schwach positiv (Wald=29, $b^*=0,02$). Das Merkmal war gedacht als eventueller Hinweis auf die Durchlässigkeit des Bildungssystems.

Der Anteil der 15 bis 29 Jährigen an der Beschäftigung in Hilfs- und Anlern Tätigkeiten im NUTS3 Gebiet wirkt sich ganz schwach negativ auf die Wahrscheinlichkeit der 15 bis 19 Jährigen aus, eine höhere Schule zu besuchen (Wald=-11, $b^*=-0,01$).

Zeitpunkt

Im Durchschnitt erzielen die beiden auf den Zeitpunkt bezogenen Merkmale einen Wald-Wert von 44 und sind damit deutlich weniger bedeutend als andere Merkmale.

Das Befragungsquartal tritt an 22. Stelle der Einflüsse auf (Wald=60), wobei das zweite Quartal, also April bis Juni, mit etwas größerer Wahrscheinlichkeit höherer Bildung hervorsteht (Wald=38, $b^*=0,02$) und das vierte Quartal (Oktober bis Dezember) mit etwas geringerer (Wald=-22, $b^*=-0,01$).

Das Befragungsjahr hat nur sehr wenig Einfluss (Wald=27), wobei noch am ehesten der Unterschied zwischen 2009 und 2008 (Wald=-23, $b^*=-0,01$) nennenswert negativ ist.

Die Wahrscheinlichkeit, die Oberstufe zu absolvieren

In den vorangehenden Abschnitten wurde zuerst die Wahrscheinlichkeit errechnet, im Alter zwischen 15 und 19 Jahren in Ausbildung nach der Pflichtschule zu sein, und dann, wenn in Ausbildung, die Wahrscheinlichkeit, dass es eine mit Matura sei. Diese beiden Wahrscheinlichkeiten kann man miteinander multiplizieren und erhält dann die Wahrscheinlichkeit, dass 15 bis 19-Jährige eine Ausbildung mit Matura machen.

Beginnt man wieder mit dem „Primitivmodell“, in dem nur nach dem elterlichen Geburtsstaat unterschieden wird, dann zerfallen die Herkunftsstaaten in drei Gruppen. In der mittleren ist Österreich allein: rund 50% aller 15 bis 19-Jährigen besuchen bzw. absolvieren eine BHS oder eine AHS Oberstufe. In der oberen sind die EU15/EFTA Staaten, die ost- und südosteuropäischen Staaten und die außereuropäischen Staaten zusammen mit 55% bis 60% in Schultypen mit Matura, in der unteren sind Bosnien, Serbien usw. und die Türkei mit 24% bis 31% beisammen. Die Spanne zwischen niedrigstem und höchstem Wert beträgt somit 36 Prozentpunkte.

Durch Hinzufügung der fünf Merkmale der Jugendlichen selbst ändert sich daran kaum etwas, aber die elterlichen Merkmale lassen die Spanne zwischen niedrigstem und höchstem Wert auf 11 Prozentpunkte schrumpfen, die Haushaltsmerkmale noch eine Spur weiter und mit den Regionalmerkmalen erweitert sie sich auf 13 Prozentpunkte. Diese 13 Prozentpunkte werden weitgehend von einem einzigen elterlichen Geburtsland bestritten, nämlich Serbien usw. Alle anderen liegen eng beisammen zwischen 50% und 54% Wahrscheinlichkeit, einen Schultyp mit Matura zu besuchen oder absolviert zu haben. Diese Sonderstellung der Jugendlichen mit in Serbien usw. geborenen Eltern konnte mit den Mitteln des Mikrozensus bisher nicht aufgeklärt werden.

Das Ergebnis ist somit, dass, wenn alle 15 bis 19-Jährigen in der gleichen Familie und im gleichen Haushalt sowie am gleichen Ort lebten, alle außer jenen mit in Serbien, Kosovo, Montenegro und Mazedonien geborenen Eltern fast die gleiche Wahrscheinlichkeit hätten, einen Schultyp mit Matura zu besuchen oder absolviert zu haben. Mit anderen Worten, die beobachteten Unterschiede entstehen nicht durch unterschiedliche Nutzung gegebener Bildungschancen. Die Bildungschancen werden den Umständen entsprechend genutzt. Was sich unterscheidet sind die Lebensumstände der Jugendlichen. Entscheidend sind dabei unter österreichischen Bedingungen vor allem die Unterschiede zwischen den Eltern, nämlich besonders deren unterschiedliche Ausstattung mit

Bildungsabschlüssen und ihre unterschiedliche Positionierung am Arbeitsmarkt relativ zu ihren Bildungsabschlüssen.

Das Gesamtbild und seine Besonderheiten

Die Ergebnisse und ihre Interpretation

Dem Fazit des voranstehenden Absatzes müssen einige Konkretisierungen hinzugefügt werden. Die erste besteht in dem unverzichtbaren Hinweis, dass die Jugendlichen mit aus der Türkei stammenden Eltern die schlechtesten Ausgangsbedingungen vorfinden, ihre Chancen auf Bildung aber relativ zu den Umständen am besten nutzen. Daran sind mit Sicherheit auch die Eltern beteiligt. Zweitens wird sichtbar, dass mit elterlicher Herkunft aus der Türkei auch bei Berücksichtigung aller Umstände die Beteiligung an Bildung und Ausbildung die niedrigste bleibt, dass zugleich aber die an Bildung Beteiligten in höherem Maß als jene mit anderen elterlichen Geburtsstaaten höhere Bildung absolvieren, wenn die Umstände gleich sind. Diese Diskrepanz taucht völlig gleich auch bei den Jugendlichen, deren Eltern außerhalb Europas geboren wurden, auf. Einerseits zeigt sich also ein Ausschluss aus Bildung, andererseits ein besonders erfolgreicher Umgang mit ihr, jeweils gemessen an den Umständen. Der Ausschluss kann auch als Verweigerung präsentiert werden. Man hat daher die Wahl, auf welchen der beiden Aspekte man seine Aufmerksamkeit richten will, fährt aber sicher am besten, sie auf beide zu richten, und mit beiden adäquat umzugehen.

Die sozialpsychologische Literatur weist, beginnend spätestens bei LaPiere (1936) und mit einigem Nachruck bei Allport (1954) und bei Elias (Elias/Scotson 1993), darauf hin, dass über neu hinzukommende Bevölkerungsteile und besonders die daraus hervorgehenden Jugendlichen nur das Negative erzählt wird, und zwar in völlig übertriebener Weise, während alles Positive als (letztlich) unwahr oder als Ausnahme abgetan wird (die die Regel bestätigt). Man muss daher, um der Situation gerecht zu werden, einerseits die tatsächliche Lage der Jugendlichen in ihrer Janusgesichtigkeit bedenken als auch den einseitigen Umgang der Öffentlichkeit damit, und man muss auf beides eingehen.

Immer wieder kommt es auch vor, dass negative Aspekte mit der Begründung betont und übertrieben werden, nur so könnten die zuständigen Stellen zum Handeln bewegt werden. So gut dies zuweilen gemeint sein mag, ist es dennoch, als ob man der „zweiten Generation“ oder auch den Jugendlichen insgesamt, zuerst eine schwere Verletzung beifügte, um danach laut um Hilfe schrei(b)en zu können. Die Übertreibung der Probleme ebenso wie des Hilfebedarfs fällt den Jugendlichen auf den Kopf, sobald sie in den Arbeitsmarkt eintreten. Dort erinnern sich die Arbeit-

geber/innen an das Echo des Geschreis und schließen daraus, dass den Jugendlichen und speziell der „zweiten Generation“ gegenüber Misstrauen die richtige Reaktion sei.

Bei Jugendlichen mit Eltern, die in Bosnien geboren wurden, ist die Lage umgekehrt: im Vergleich zu den Umständen erhöhte Wahrscheinlichkeit, in Ausbildung zu sein, aber niedrigere Wahrscheinlichkeit, einen Schultyp mit Matura zu besuchen. Hier geht die Tendenz demnach in Richtung mittlerer Bildung. Dies dürfte von der Öffentlichkeit weitgehend als angemessen, quasi als „brav“ interpretiert und entsprechend honoriert werden.

Wurden die Eltern in Serbien geboren, so ist die Bildungsbeteiligung der Jugendlichen gemessen an den Umständen nicht schlecht, aber auch nicht herausragend gut, während die Wahrscheinlichkeit, einen Schultyp mit Matura zu besuchen, wie erwähnt, im Vergleich zu den Umständen ungewöhnlich niedrig ist. Auch hier besteht ein offenkundiger Zug in Richtung mittlere Ausbildungen und als entsprechend „problemlos“ wird die Einwanderergruppe samt ihren Kindern in der Öffentlichkeit wahrgenommen.

Variablen ohne Einfluss

Informativ ist auch, welche Variablen sich als ohne nennenswerten Einfluss erweisen. Hervorhebenswert ist sicher, dass die Aufenthaltsdauer im Vorschulalter und im Pflichtschulalter sich als von sehr geringer Bedeutung herausstellen. Es kommt demnach in Hinblick auf den Bildungserwerb im Jugendalter wenig bis gar nicht darauf an, ob und wie lange das Kind zuvor in Österreich gelebt und den Kindergarten oder die Schule besucht hat. Das heißt nicht zwingend, dass Kindergarten- und Volksschulbesuch in Österreich keine Wirkungen haben. Es kann nämlich auch sein, dass diese Wirkungen zwar bestehen, etwa bessere Deutschkenntnisse, aber bei den diversen Übertritten in die jeweils nachfolgende Schulform die Empfehlungen des Lehrpersonals schlicht nicht beeinflussen. Wichtig dürfte dabei speziell der Übertritt nach der 4. Schulstufe sein. Zahlreiche Anekdoten aus diversen Bundesländern weisen darauf hin, dass die Schulempfehlungen des Lehrpersonals deutlich mehr von der Herkunft der Eltern als von den Leistungen des Kindes beeinflusst werden. Dies sind Fragen, zu denen es in Österreich fast gar keine stichhaltigen und/oder zugänglichen Forschungen gibt. Diese Lücke müsste sehr dringend geschlossen werden. Das Hindernis sind hier, wie es scheint, vor allem die vielen Instanzen der Schulverwaltung, wo sich immer jemand findet, der sich gegen Forschung direkt in den Schulen ausspricht.

Von vernachlässigbarem Einfluss ist auch die regionale Häufigkeit, mit der die bereits 35 bis 59 Jahre alte „zweite Generation“ Matura gemacht hat. Es kann sein, dass kein Zusammenhang zwischen der älteren und der jungen Generation gesehen wird, dass nicht von den einen auf die anderen geschlossen wird. Es kann auch sein, dass die ältere „zweite Generation“ überall beschäf-

tigt ist, nur nicht im Schulwesen, und daher ihre Erfahrung nicht einbringen kann, oder dass ihre Erfahrung eine ganz andere war. Schließlich kann es auch sein, dass die betreffende „zweite Generation“ die Matura nicht dort gemacht hat, wo sie heute wohnt, sondern in einem anderen Bundesland oder zumindest in einem anderen NUTS3 Gebiet.

Hervorhebenswert ist wohl auch, dass die demografische Zusammensetzung der Haushalte keinen wesentlichen Einfluss auf die Bildung der Jugendlichen hat. Insbesondere stellt sich auch die Kinderzahl in der Familie als nahezu bedeutungslos heraus. Sehr wohl einen gewissen Einfluss haben aber die Wohnverhältnisse gemessen an der Zahl der Räume im Vergleich zur Zahl der Personen.

Schließlich sei noch hervorgehoben, dass die mathematisch-naturwissenschaftliche Qualität des Bildungswesens im Geburtsstaat der Eltern so gut wie keinen Einfluss hat, und zwar speziell nicht bei der Frage, ob die Jugendlichen eine mittlere oder eine höhere Ausbildung machen.

Was bleibt zu erklären?

Eine der Absichten mit dieser Untersuchung war und ist, aufzuklären, in welchem Maß Variablen, die im Mikrozensus nicht enthalten sind, benötigt werden könnten, um die beobachteten Unterschiede in der Bildungsbeteiligung und im Bildungsverlauf zu erklären. Gedacht war dabei vor allem an zwei Gruppen von Variablen, nämlich psychologische und solche, die das Verhalten der Akteure im Bildungswesen beschreiben. Gezeigt hat sich in den Ergebnissen oben, dass die Unterschiede in der Bildungsbeteiligung weitgehend mit Hilfe der Informationen über die Bildung sowie die berufliche und soziale Lage der Eltern und anderer Haushaltsmitglieder, zu kleinerem Teil auch über rechtliche, demografische und regionale Merkmale erklärt werden können. Hier bleibt für psychische oder schulische Merkmale relativ wenig zu erklären. Hervorzuheben ist der Kontrast bei Jugendlichen mit Eltern aus der Türkei und aus außereuropäischen Staaten zwischen der im Vergleich zu den Umständen großen Häufigkeit von höherer Bildung und der gemessen an den Umständen geringen Beteiligung an Bildung. Dies ist hier der wesentliche zu klärende Punkt. Möglicherweise verdient aber auch die starke Beteiligung der Jugendlichen mit aus Bosnien gebürtigen Eltern Aufmerksamkeit. Hier ließe sich eventuell etwas über Erfolgsbedingungen im Bildungswesen lernen.

Im Gegensatz dazu konnten bei der Frage des Schultyps – Lehre und mehrjährige Fachschule gegenüber AHS und BHS – nur 60% der beobachteten Unterschiede erklärt werden. Hier bleiben 40% offen und harren der Erklärung. Man muss aber in Erinnerung behalten, dass der größte Teil des Erklärungsbedarfs auf die unter vergleichbaren Bedingungen ungewöhnlich geringe Häufigkeit von AHS und BHS bei Jugendlichen mit in Serbien, Kosovo, Mazedonien und Montenegro

ro geborenen Eltern entfällt. Es ist eigentlich vor allem dieser spezielle Aspekt, der der Aufklärung bedarf.

In anderer Weise bleibt jedoch vieles zu erklären. Die Fortsetzung dieses Berichts zu einem späteren Zeitpunkt wird auf die sehr unterschiedlichen Häufigkeiten eingehen müssen, mit denen Jugendliche nach der Matura ein Studium beginnen. Und sie wird auf die ebenfalls großen Unterschiede bei der Wahrscheinlichkeit, im regulär dafür vorgesehenen Alter quasi versäumte Abschlüsse nachzuholen, eingehen müssen, wie das etwa 15% der Jugendlichen tun, bevor sie 22 Jahre alt werden.

Literaturangaben

Allport, Gordon W (1954/1975) *The Nature of Prejudice*; Basic Books (deutsch: *Die Natur des Vorurteils*; Kiepenheuer & Witsch, 1971).

Appelt, Erna / Reiterer, Albert F. (2009) Wer heiratet wen? Bildungshomogamie und soziale Mobilität in Österreich; *Österreichische Zeitschrift für Soziologie* 34/1:45-64.

Bring, Johan (1994) How to Standardize Regression Coefficients; *The American Statistician* 48/3:209-213
<http://www.psych.umn.edu/faculty/waller/classes/mult12/readings/bring1994.pdf>, 2012-08-28.

Elias, Norbert / Scotson, John J. (1993) *Etablierte und Außenseiter*; übersetzt von Michael Schröter; Suhrkamp (orig. 1965).

Field, Andy (2009) *Discovering Statistics Using SPSS*, third edition; Sage.

Fieder, Martin / Prossinger, Hermann / Iber, Karoline / Schaefer, Katrin / Wallner, Bernard / Huber, Susanne (2006) Season of birth contributes to variation in university examination outcomes; *American Journal of Human Biology* 18/5:714-717
<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/ajhb.20539/abstract>, 2012-05-10.

Hanushek, Eric A. / Kimko, Dennis D. (2000) Schooling, Labor Force Quality, and the Growth of Nations; *American Economic Review* 90/5:1184-1208
<http://www.caldercenter.org/about/HanushekPubs.cfm>, 2007-06-28.

LaPiere, Richard T. (1936) Type-Rationalizations of Group Antipathy; *Social Forces* 15/2:232-237.

Menard, Scott (1995) *Applied Logistic Regression Analysis*; Sage.

Statistik Austria (2011) *Demographisches Jahrbuch 2010*; Statistik Austria
http://www.statistik.gv.at/web_de/statistiken/bevoelkerung/bevoelkerungsstand_und_veraenderung/index.html, 2012-10-26.

Sweetman, Arthur (2004) Immigrant source country educational quality and Canadian labour market outcomes; *Analytical Studies Branch Research Paper Series*, No. 234; Statistics Canada
<http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2004234-eng.pdf>, 2010-07-01.

Wolf, Christof / Best, Henning (2010) Lineare Regressionsanalyse; in: Wolf/Best (Hg) 2010:607-638 http://www.handbuch-datenanalyse.de/sites/default/files/Wolf_Best_2010-Kap24.pdf, 2010-10-27.

Wolf, Christof / Best, Henning (Hg) (2010) *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*; VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Anhang

Erklärende Variablen im Überblick

Jugendliche selbst

1. bsex (nominal, 2): Geschlecht; Referenz weiblich
2. stb (nominal, 4): Staatsbürgerschaft (Österreich, EU15/EFTA, übrige EU, Sonst; Referenz Österreich)
3. vatjahre (intervall): Anzahl Aufenthaltsjahre in Österreich in den ersten 6 Lebensjahren
4. katjahre (intervall): Anzahl Aufenthaltsjahre in Österreich im schulpflichtigen Alter
5. gebmon (nominal, 12): Geburtsmonat, Referenz September

Eltern

6. estaat7 (nominal, 7): Der letzte „Staat“ aus der folgenden Reihe, in dem einer der beiden Elternteile geboren wurde: Österreich, EU15/EFTA, übrige EU und sonstige Ost- und Südosteuropäische Staaten außer den nachstehend separat aufgezählten, Bosnien-Herzegowina, Serbien-Kosovo-Montenegro-Mazedonien, Türkei, Sonst; Referenz Österreich
7. lq2e (intervall, 0-1): Index der mathematisch-naturwissenschaftlichen Bildungsqualität im elterlichen Bildungsstaat in den 1980er und 1990er Jahren (Hanushek/Kimko 2000; Sweetman 2004)
8. ebers (nominal, 5): elterliche arbeitsrechtliche Stellung (Arbeiter, Angestellte und Vertragsbedienstete, Beamte, Selbständige, nie Beschäftigte; Referenz Beamte)
9. eleit (nominal, 2): mindestens ein Elternteil übt beruflich eine leitende Funktion aus ja/nein (Referenz „nein“)
10. ekartmax (intervall): Anzahl Schulstufen mit erfolgreichem Schulabschluss des im Haushalt lebenden Elternteils mit mehr Bildung
11. ekabgen (nominal, 4): Fachrichtung des höchsten elterlichen Bildungsabschlusses: Gesundheitsberuf, technisch-naturwissenschaftliche Berufe, Lehrer, sonstige Berufe
12. edseitjmax (intervall): Beschäftigungsdauer beim aktuellen Betrieb in Jahren, höherer Wert der im Haushalt lebenden Elternteile.

Haushalt

13. sex0 (nominal, 2): Geschlecht der Familienreferenzperson, Referenz weiblich
14. hhform (nominal, 6): Ehepaar (Referenz); Ehepaar, in dem die Frau mindestens seit Geburt des jüngsten Kindes nicht beschäftigt ist; Partnerschaft; Partnerschaft, in der die Frau mindestens seit Geburt des jüngsten Kindes nicht beschäftigt ist; alleinerziehend; alleinerziehend nach Scheidung
15. xpatch (nominal, 2): eine der beiden Personen in der Elternposition ist nicht leibliche/r oder Adoptivelternteil des Kindes bzw der Kinder
16. wohnen (intervall,4): kein Eigentum an der Wohnung, Eigentumswohnung, Eigentumshaus, Eigentumshaus mindestens 30 Jahre jünger als die Haushaltsreferenzperson, Referenz kein Eigentum

17. raum (intervall): Differenz zwischen der Zahl der Wohnräume und der Zahl der Bewohner/innen im Haushalt
18. b2count (intervall): Anzahl der Kinder (und Enkel) in der Familie
19. daltmax (intervall): Altersabstand zum älteren im Haushalt lebenden Elternteil (Jahre).
20. daltkind1 (intervall): Altersabstand zum ältesten Kind im Haushalt
21. daltkind2 (intervall): Altersabstand zum jüngsten Kind im Haushalt
22. hhmstd (intervall): durchschnittliche wöchentliche Arbeitsstunden der nicht in Ausbildung befindlichen Haushaltsmitglieder oder der, falls in Ausbildung, mindestens 20 Wochenstunden Beschäftigten, Maximum ist mit 60 begrenzt
23. deduc3lo (intervall): Anzahl der Beschäftigten im Haushalt mit mindestens einer Schulstufe mehr als der Durchschnitt der Beschäftigten im ISCO Dreisteller hat
24. deduc3hi (intervall): Anzahl der Beschäftigten im Haushalt mit mindestens einer Schulstufe weniger als der Durchschnitt der Beschäftigten im ISCO Dreisteller hat
25. hhinaktiv (intervall): Anzahl Personen in erwerbsfähigem Alter im Haushalt, die nach einer früheren Beschäftigung in den letzten 24 Monaten nicht beschäftigt waren
26. hhlfi11 (intervall): Anzahl der Beschäftigten im Haushalt, die nicht 15 bis 19 Jahre alt und Kinder sind; bzw. hhlfi21 (intervall): Anzahl der Beschäftigten im Haushalt, die nicht 16 bis 21 Jahre alt und Kinder sind
27. hhlfi12 (intervall): Anzahl der aktiv Arbeitssuchenden im Haushalt, die nicht 15 bis 19 Jahre alt und Kinder sind, bzw. hhlfi22 (intervall): Anzahl der aktiv Arbeitssuchenden im Haushalt, die nicht 16 bis 21 Jahre alt und Kinder sind.

Region und Zeit

28. pn3ed1 (intervall): Anteil der Bevölkerung mit Abschlüssen nach der Pflichtschule an den 35 bis 59 Jährigen mit in Österreich geborenen Eltern, das heißt quasi an der „einheimischen“ Elterngeneration, im jeweiligen NUTS3 Gebiet
29. pn3bibe1 (intervall): Bildungsbeteiligung der 15 bis 19 Jährigen mit in Österreich geborenen Eltern im Durchschnitt 2008 bis 2011 im NUTS3 Gebiet, Prozent
30. pn3g2mat (intervall): Anteil mit mindestens Matura an der Bevölkerung mit Aufenthaltsbeginn vor dem Alter von 18 Jahren, im Inland gemachtem Abschluss und im Ausland geborenen Eltern im jeweiligen Quartal im NUTS3 Gebiet, Prozent, gedacht als eventueller Hinweis auf die Durchlässigkeit des Bildungssystems
31. pn3isco8 (intervall): Anteil der ISCO Hauptgruppen 8 und 9 (Hilfs- und Anlernertätigkeiten) an der Beschäftigung im jeweiligen Quartal im NUTS3 Gebiet, Prozent
32. pn3isco830 (intervall): Anteil der unter 30 Jährigen an den Beschäftigten in den ISCO Hauptgruppen 8 und 9 (Hilfs- und Anlernertätigkeiten) im jeweiligen Quartal im NUTS3 Gebiet, Prozent
33. xeinw (rang, 15; umkodiert auf intervall): Einwohnerzahl des Wohnorts bei der Volkszählung 2001 eingeteilt in 15 Klassen; die Einwohnergrößenklassen wurden von einer rang- in eine intervallskalierte Variable umkodiert, indem jeder Klasse eine Bevölkerungszahl etwas unter der Klassenmitte zugewiesen wurde; bei den höchsten Klassen, die nur jeweils eine oder zwei Städte umfassen, war es möglich, jeweils die genaue Bevölkerungszahl der betreffenden Städte zuzuweisen

34. xagr (intervall, 14): Agrarquote des Wohnorts; „die Agrarquote ist der Anteil der Erwerbspersonen in der Land- und Forstwirtschaft und der von diesen wirtschaftlich abhängigen Personen an der Wohnbevölkerung der Gemeinde; Konzept und Daten stammen aus der Volkszählung 2001“; die Agrarquotenklassen liegen von vornherein in 13 Einprozentschritten und einer schwach besetzten 14. Restgruppe vor und mussten daher nicht umkodiert werden, um als intervallskaliert gelten zu können
35. aquartal (nominal, 4): Quartal des Jahres, Referenz 1. Quartal
36. ajahr (nominal, 4): Kalenderjahr, 2008, 2009, 2010, 2011, Referenz 2008
37. Konstante.

Thematische Anordnung der Variablen

	Selbst	Eltern	Haushalt Demografie	Haushalt sozioök.	Ort, Zeit
Geschlecht	bsex		sex0		
Alter			daltmax daltkind1 daltkind2		
Geburtsmonat	gebmon				
Bildung		ekartmax ekabgen			pn3ed1 pn3bibe1
Bildungswesen		lq2e			pn3g2mat
Beschäftigung		ebers edseitjmax eleit		hhmstd hhlf11/21 hhlf12/22 hhinaktiv	
Beruf				deduc3lo deduc3hi	pn3isoc8 pn3isco830
Wohnsituation				raum	
Wohlstand				wohnen	
Bevölkerung			hhform xpatch b2count		xeinw
Agraranteil					xagr
Zeit					aquartal ajahr
Staatsbürgerschaft	stb				
Aufenthaltsdauer	vatjahre katjahre				
Geburtsstaat		estaat7			

Bildungsbeteiligung

Rang	Variable	B	S.E.	Exp(B)	Wald	b*
1	hhmstd	0,03	0,00	1,03	304	0,17
2	ekartmax	0,14	0,00	1,15	155	0,11
3	wohnen				135	
	wohnen(2)	0,44	0,00	1,55	118	0,06
4	estaat7				114	
5	bsex(1)	-0,28	0,00	0,76	-113	-0,06
6	xpatch(1)	-0,49	0,00	0,61	-113	-0,06
7	ekabgen				112	
	ekabgen(2)	0,33	0,00	1,39	105	0,06
8	edseitjmax	0,02	0,00	1,02	104	0,06
9	xeinw	0,00	0,00	1,00	103	0,06
10	gebmon				101	
11	aquartal				100	
	wohnen(3)	0,47	0,00	1,60	100	0,06
12	ebers				99	
13	pn3bibe1	0,11	0,00	1,12	87	0,05
14	Constant	-11,13	0,13	0,00	-86	
	wohnen(1)	0,44	0,01	1,56	85	0,05
15	stb				81	
	stb(3)	-0,38	0,00	0,68	-77	-0,03
16	raum	0,08	0,00	1,08	76	0,05
17	deduc3lo	0,18	0,00	1,20	69	0,05
	ebers(2)	-0,41	0,01	0,66	-68	-0,04
18	hhform	0,00	0,00	0,00	68	
	aquartal(1)	-0,23	0,00	0,80	-67	-0,04
	estaat7(3)	0,40	0,01	1,49	60	0,03
	ebers(3)	-0,33	0,01	0,72	-54	-0,04
	estaat7(6)	-0,37	0,01	0,69	-53	-0,03
	gebmon(10)	0,30	0,01	1,35	52	0,03
19	ajahr				51	
	ekabgen(3)	0,48	0,01	1,61	49	0,04
	estaat7(5)	-0,29	0,01	0,75	-48	-0,02
	hhform(2)	-0,24	0,01	0,78	-45	-0,02
20	xagr	0,02	0,00	1,02	44	0,03
	gebmon(4)	0,24	0,01	1,27	40	0,02
21	daltkind1	-0,02	0,00	0,98	-40	-0,02
	hhform(1)	0,24	0,01	1,27	39	0,02
	ajahr(3)	0,14	0,00	1,15	39	0,02
22	lq2e	0,61	0,02	1,84	37	0,02
	gebmon(11)	0,22	0,01	1,25	37	0,02
	ekabgen(1)	0,18	0,01	1,20	35	0,02
23	hhinaktiv	0,13	0,00	1,14	34	0,02
	stb(1)	-0,47	0,01	0,62	-33	-0,02
	estaat7(4)	-0,19	0,01	0,83	-33	-0,01
	aquartal(3)	0,11	0,00	1,11	30	0,02
24	vatjahre	0,04	0,00	1,04	28	0,01
	gebmon(2)	-0,15	0,01	0,86	-27	-0,01
	estaat7(1)	0,23	0,01	1,26	27	0,02
	gebmon(3)	0,15	0,01	1,16	25	0,01
	ebers(1)	-0,13	0,01	0,88	-23	-0,02
25	pn3isco830	-0,01	0,00	0,99	-23	-0,01
	ajahr(2)	0,07	0,00	1,07	20	0,01

26	sex0(1)	0,06	0,00	1,06	19	0,01
	gebmon(9)	0,11	0,01	1,12	19	0,01
27	b2count	-0,03	0,00	0,97	-18	-0,01
	gebmon(1)	0,10	0,01	1,11	18	0,01
	stb(2)	-0,22	0,01	0,80	-16	-0,01
	gebmon(6)	0,09	0,01	1,09	15	0,01
	hhform(4)	0,08	0,01	1,09	15	0,01
	hhform(5)	-0,07	0,01	0,93	-14	-0,01
28	deduc3hi	0,02	0,00	1,02	14	0,01
29	daltmax	0,00	0,00	1,00	13	0,01
30	katjahre	0,02	0,00	1,02	13	0,01
31	daltkind2	0,00	0,00	1,00	-12	-0,01
32	hhlfi12	0,05	0,00	1,05	11	0,00
	hhform(3)	0,23	0,02	1,26	11	0,01
33	pn3ed1	0,00	0,00	1,00	11	-0,01
34	pn3isco8	0,01	0,00	1,01	11	0,01
	estaat7(2)	0,06	0,01	1,06	8	0,00
	ajahr(1)	-0,02	0,00	0,98	-7	0,00
35	eleit(1)	-0,01	0,00	0,99	-5	0,00
	aquartal(2)	-0,01	0,00	0,99	-3	0,00
36	hhlfi11	-0,01	0,00	0,99	-3	0,00
	gebmon(7)	-0,01	0,01	0,99	-2	0,00
	gebmon(8)	0,00	0,01	1,00	0	0,00
	gebmon(5)	0,00	0,01	1,00	0	0,00
37	pn3g2mat	0,00	0,00	1,00	0	0,00

Schultyp: Lehre/Fachschule oder AHS/BHS

Rang	Variable	B	S.E.	Exp(B)	Wald	b*
1	deduc3hi	-0,45	0,00	0,64	-434	-0,25
2	ekartmax	0,26	0,00	1,30	401	0,27
3	bsex(1)	-0,75	0,00	0,47	-397	-0,22
4	ebers				315	
	ebers(2)	-1,10	0,00	0,33	-267	-0,15
5	xpatch(1)	-0,63	0,00	0,53	-168	-0,10
6	daltmax	0,03	0,00	1,03	154	0,09
7	xeinw	0,00	0,00	1,00	131	0,07
8	deduc3lo	0,21	0,00	1,23	116	0,07
9	eleit(1)	0,24	0,00	1,27	111	0,06
10	hhlfi11	-0,21	0,00	0,81	-107	-0,06
11	gebmon				102	
12	hhinaktiv	-0,38	0,00	0,68	-99	-0,06
13	estaat7				97	
14	Constant	-8,44	0,09	0,00	-95	
15	wohnen				93	
	ebers(3)	-0,31	0,00	0,74	-84	-0,05
16	ekabgen				82	
	wohnen(1)	0,33	0,00	1,39	79	0,05
	ekabgen(1)	0,28	0,00	1,32	77	0,05
	estaat7(4)	-0,46	0,01	0,63	-75	-0,04
17	pn3bibe1	0,06	0,00	1,06	72	0,04
18	xagr	-0,02	0,00	0,98	-70	-0,04

19	raum	0,05	0,00	1,05	69	0,04
20	hhform	0,00	0,00	0,00	67	
	gebmon(9)	-0,30	0,00	0,74	-65	-0,04
21	pn3isco8	-0,06	0,00	0,95	-64	-0,04
	ebbers(1)	-0,21	0,00	0,81	-63	-0,04
	gebmon(10)	-0,27	0,00	0,77	-61	-0,03
	wohnen(3)	0,21	0,00	1,23	60	0,03
22	aquartal				60	
	hhform(5)	-0,24	0,00	0,79	-57	-0,03
	gebmon(6)	-0,25	0,00	0,78	-56	-0,03
	gebmon(7)	-0,25	0,00	0,78	-55	-0,03
23	stb				51	
24	pn3ed1	0,01	0,00	1,01	50	0,03
25	daltkind1	-0,02	0,00	0,98	-50	-0,03
26	edseitjmax	0,01	0,00	1,01	47	0,03
27	hhmstd	0,00	0,00	1,00	-47	-0,03
	stb(3)	0,23	0,01	1,26	40	0,02
28	vatjahre	0,06	0,00	1,06	38	0,02
	aquartal(1)	0,10	0,00	1,10	38	0,02
	ekabgen(3)	0,21	0,01	1,23	37	0,03
	gebmon(8)	-0,16	0,00	0,85	-35	-0,02
	hhform(2)	0,14	0,00	1,15	30	0,02
	estaat7(3)	-0,18	0,01	0,83	-30	-0,02
29	sex0(1)	-0,07	0,00	0,93	-29	-0,02
	wohnen(2)	0,09	0,00	1,09	29	0,02
30	pn3g2mat	0,00	0,00	1,00	29	0,02
31	hhlfi12	-0,12	0,00	0,89	-29	-0,02
	hhform(4)	-0,13	0,00	0,87	-29	-0,02
	estaat7(5)	0,19	0,01	1,21	29	0,02
	gebmon(4)	-0,13	0,00	0,88	-28	-0,02
	stb(1)	0,39	0,01	1,48	28	0,02
32	ajahr				27	
	gebmon(11)	-0,12	0,00	0,89	-25	-0,01
33	b2count	0,04	0,00	1,04	25	0,01
	ekabgen(2)	0,05	0,00	1,05	24	0,01
	gebmon(2)	-0,11	0,00	0,90	-24	-0,01
	estaat7(6)	0,17	0,01	1,18	23	0,01
	ajahr(1)	-0,06	0,00	0,94	-23	-0,01
	aquartal(3)	-0,06	0,00	0,94	-22	-0,01
	estaat7(1)	-0,11	0,01	0,90	-19	-0,01
	gebmon(1)	-0,08	0,00	0,93	-17	-0,01
34	daltkind2	0,01	0,00	1,01	16	0,01
	gebmon(5)	-0,07	0,00	0,93	-16	-0,01
35	katjahre	-0,03	0,00	0,97	-15	-0,01
36	pn3isco830	0,00	0,00	1,00	11	-0,01
	stb(2)	-0,13	0,01	0,88	-10	-0,01
	hhform(3)	0,15	0,02	1,17	8	0,00
	ajahr(3)	-0,02	0,00	0,98	-6	0,00
	gebmon(3)	-0,03	0,00	0,97	-6	0,00
37	lq2e	-0,08	0,02	0,92	-4	0,00
	aquartal(2)	0,01	0,00	1,01	4	0,00
	estaat7(2)	0,02	0,01	1,02	3	0,00
	hhform(1)	-0,02	0,01	0,98	-3	0,00
	ajahr(2)	0,00	0,00	1,00	1	0,00

