



Wie weiter nach der obligatorischen Schule?

Bildungsentscheidungen und -verläufe der PISA-Kohorte 2012
in der Schweiz

Maria Zumbühl und Stefan C. Wolter

SKBF Staff Paper 20



Schweizerische Koordinationsstelle
für Bildungsforschung

Centre suisse de coordination pour
la recherche en éducation

Centro svizzero di coordinamento
della ricerca educativa

Swiss Coordination Centre for
Research in Education

© Aarau: SKBF, 2017
www.skbf-csre.ch
Entfelderstrasse 61
5000 Aarau
info@skbf-csre.ch

Wie weiter nach der obligatorischen Schule?

Bildungsentscheidungen und -verläufe der PISA-Kohorte 2012
in der Schweiz

Maria Zumbühl* und Stefan C. Wolter

SKBF Staff Paper 20

* Universität Bern, Forschungsstelle für Bildungsökonomie

In diesem Staff Paper werden die Bildungsverläufe nach der obligatorischen Schule jener Jugendlichen analysiert, die sich 2012 in der 9. Klasse befanden und am PISA-Test teilgenommen haben. Dank einer Kombination von PISA-Daten und administrativen Daten zu den Bildungsverläufen des Bundesamts für Statistik können wir den Zusammenhang zwischen kognitiven und nicht-kognitiven Kompetenzen und dem Erfolg der Schülerinnen und Schüler beim Übertritt in eine zertifizierende nachobligatorische Ausbildung (Direkteinstieg) sowie der Stabilität des weiteren Bildungsverlaufs (kein Abbruch oder keine Repetition) untersuchen. Die Analysen zeigen auf der einen Seite, dass die Kompetenzen häufig gute Prädiktoren für den weiteren Bildungsverlauf sind. Auf der anderen Seite erweist sich, dass die Kompetenzen mit anderen soziodemografischen Charakteristiken korrelieren. Dies führt dazu, dass beispielsweise in Bezug auf den Einfluss des Geschlechts oder des Migrationshintergrunds einer Schülerin oder eines Schülers auf den Bildungserfolg Fehlaussagen generiert würden, wenn man über keine Informationen über die individuellen Kompetenzen zum Zeitpunkt des Schulaustritts verfügen würde.

1. Einleitung

In dieser Studie werden zum ersten Mal Ergebnisse zum Bildungsverlauf der Schülerinnen und Schüler präsentiert, die 2012 an PISA (Programme for International Student Assessment der OECD, siehe *OECD, 2013*) teilgenommen und sich zum Zeitpunkt des Tests in der 9. Klasse befunden haben. Hinsichtlich der Datenerhebung schliesst diese Studie an die Verlaufsstudie der Schülerinnen und Schüler an, die 2000 getestet und in der sogenannten TREE-Studie jährlich wieder befragt worden sind. Eine Wiederholung einer Längsschnittstudie wie TREE drängt sich schon alleine deshalb auf, weil sich das Bildungssystem (die jüngste hier betrachtete Kohorte befand sich zum Zeitpunkt des Schulaustritts der TREE-Kohorte noch nicht einmal in der Schule), der Arbeitsmarkt wie auch die Zusammensetzung der Schülerschaft (Migration; siehe bspw. *Cattaneo & Wolter, 2015*) stark verändert haben und sich somit der Bildungsverlauf und die Determinanten dieses Verlaufs potenziell ebenso stark verändert haben können.

Die Datenerhebung der hier beobachteten Kohorte, von nun an SEATS (Swiss Educational Attainment and Transition Study) genannt, unterscheidet sich von derjenigen zur TREE-Erhebung in drei wichtigen Punkten. Erstens profitiert SEATS davon, dass die Zahl der Schülerinnen und Schüler, die an PISA 2012 teilgenommen haben, mehr als doppelt so hoch ist wie diejenige der PISA-2000-Erhebung. Mit dieser starken Vergrößerung der Datenbasis lassen sich Subgruppen besser beschreiben und beobachten, die wegen der kleinen Zahl an Beobachtungen der TREE-Erhebung nur ungenau beschrieben werden konnten. Zweitens profitiert die SEATS-Erhebung davon, dass die Schülerinnen und Schüler dank der Modernisierung der Bildungsstatistik durch das Bundesamt für Statistik praktisch lückenlos und über viele Jahre hinweg weiter verfolgt werden können (zumindest was den Bildungsverlauf angeht), ohne dass wir wegen Nichterreichbarkeit von Schülerinnen und Schülern bei Nachbefragungen oder Antwortverweigerungen Datenausfälle zu befürchten haben. Drittens werden diese Vorteile aber durch einen Nachteil etwas relativiert, denn durch den Umstand, dass wir die Bildungsverläufe auch ohne regelmässige Nachbefragungen beschreiben können, fehlen uns Informationen, die sich nicht in den administrativen Daten finden lassen und die bei TREE direkt erhoben wurden.

Dank der Modernisierung der Bildungsstatistik ist es erst möglich geworden¹, ohne Nachbefragungen eine Kohorte von Schülerinnen und Schülern lückenlos über viele Jahre hinweg weiter zu beobachten.² Während es für die deskriptive Beschreibung der gewählten Bildungswege keine eigene Kohorte brauchen würde, ergänzt die SEATS-Kohorte die administrativen Daten in zweierlei Hinsicht. Erstens verfügen wir für diese Subpopulation aller Schülerinnen und Schüler, die sich 2012 in der 9. Klasse befanden, über sehr detaillierte soziodemografische und sozioökonomische Angaben, die in dieser Fülle und Breite nicht in den administrativen Daten zu finden sind. Zweitens, und dies ist für die Bestimmung des weiteren Bildungsverlaufs von besonderer Bedeutung, verfügen wir mit den PISA-Testdaten über Angaben zu den Kompetenzen der Schülerinnen und Schüler und gewinnen somit weitere wichtige Erkenntnisse zur Bestimmung der Determinanten von Bildungserfolg und -misserfolg, die in den administrativen Daten fehlen.³ Dies ermöglicht, den Bildungsweg unter Einbezug von Daten zu den (kognitiven und nicht kognitiven) Fähigkeiten zu untersuchen.

1 Die Autorin und der Autor danken an dieser Stelle den Herren Markus Schwyn und Jacques Babel und weiteren Mitarbeitenden des Bundesamts für Statistik für die grosszügige Unterstützung bei der Zusammenstellung des Datensatzes.

2 www.lab.bfs.admin.ch

3 In Tabelle 1 im Anhang zeigen wir wichtige deskriptive Beobachtungen zu den drei verschiedenen Datensets: Die hier verwendete SEATS-Stichprobe, die administrativen Daten zu allen Schülerinnen und Schülern (BFS-Kohorte), die 2012 aus der obligatorischen Schule austraten sowie die TREE-Kohorte, die im Jahr 2000 in PISA getestet worden ist.

2. Verläufe

Diese Studie nutzt die Daten zu den ersten drei Jahren nach dem Austritt aus der obligatorischen Schule im Juli 2012. Im Folgenden können deshalb die Determinanten für den Übertritt in die nachobligatorischen Bildungsgänge, die Wahl des Bildungstyps und die Stabilität der Ausbildungsverhältnisse in den ersten zwei Ausbildungsjahren untersucht werden.

Derzeit verfügen wir noch über keine Angaben zu den Bildungsabschlüssen; diese werden wir erst in künftigen Studien analysieren können.

Direkteinstieg

Die erste wichtige Bildungsentscheidung im Leben von Jugendlichen ist, ob sie direkt in eine zertifizierende nachobligatorische Ausbildung übertreten, ob sie ein Zwischenjahr einschieben oder gar nicht in eine weiterführende Schule eintreten wollen. Letzteres findet in der Schweiz nicht häufig statt. Auch wenn immer noch ein grösserer einstelliger Prozentsatz von Schülerinnen und Schülern im Alter von 25 Jahren über keinen nachobligatorischen Abschluss verfügt (siehe bspw. *SKBF, 2014*), bedeutet dies nicht, dass alle diese Schülerinnen und Schüler nicht versucht haben, einen solchen Abschluss zu erreichen. Aus den administrativen Daten wissen wir, dass die meisten dies jedoch nach maximal zwei Jahren nach Abschluss der obligatorischen Schule tun, d.h. jene Schülerinnen und Schüler unserer SEATS-Kohorte, die auch nach zwei Jahren noch nicht in eine solche Ausbildung eingetreten sind, werden ein grosses Risiko aufweisen, nie einen solchen Abschluss zu erzielen.

Neben individuellen Faktoren und den schulischen Leistungen wirken auch regionale Unterschiede in den Bildungssystemen auf die Zahl der Schülerinnen und Schüler ein, die einen Direkteintritt in eine zertifizierende nachobligatorische Ausbildung anstreben und erreichen. Zu solchen systemischen Faktoren gehören beispielsweise die Übertrittsverfahren in die Gymnasien, das Vorhandensein anderer allgemeinbildender Schulen, die Quantität und die Vielfalt der angebotenen Lehrstellen wie auch das Angebot an Zwischenlösungen wie beispielsweise ein 10. Schuljahr (siehe bspw. *Jaik & Wolter, 2016*). Schliesslich gibt es in einigen Kantonen auch die Möglichkeit, die 9. Klasse zu wiederholen, was besonders von Schülerinnen und Schülern, die ins Gymnasium wollen, benutzt wird, während andere Kantone eine solche Möglichkeit explizit ausschliessen.

Allgemeinbildung versus Berufsbildung

Auf der Sekundarstufe II können die zertifizierenden Ausbildungen vor allem in zwei Bildungstypen aufgeteilt werden: die (vollschulische) Allgemeinbildung und die (meist duale) berufliche Grundbildung.

Zur Allgemeinbildung gehören die Gymnasien und die Fachmittelschulen. Jedoch nur die gymnasiale Maturität (Ausbildungsdauer je nach Kanton 3–4 Jahre) ermöglicht den direkten Zugang zu allen tertiären Studienrichtungen (wenngleich für den Eintritt in Fachhochschulen meist ein Praxisjahr erforderlich ist).

Bei der Berufsbildung können wir zwischen der zweijährigen Ausbildung mit Eidgenössischem Berufsattest (EBA) und den 3- und 4-jährigen beruflichen Grundbildungen mit Eidgenössischem Fähigkeitszeugnis (EFZ) unterscheiden. Weiter können wir unterscheiden zwischen betrieblicher (dualer) und vollschulischer beruflicher Grundbildung. Infolge von Änderungen im Erhebungsverfahren können wir jedoch derzeit für die SEATS-Kohorte nicht in allen Fällen zwischen der dualen und der vollschulischen beruflichen Grundbildung unterscheiden.

Stabilität

Eine weitere Verlaufsgrösse ist die Stabilität einer Bildungswahl. Wir interessieren uns dabei hauptsächlich dafür, ob die Jugendlichen den eingeschlagenen Bildungsweg planmässig durchlaufen oder ob sie Verzögerungen oder Abbrüche erleben.

Da unsere Daten zum Bildungsweg aus den Bildungsinstitutionen stammen, bezieht sich die Klassifizierung der Stabilität nur auf die schulische Stabilität der Ausbildung, nicht aber auf Lehrstellenwechsel oder -abbruch (solange die Auszubildenden weiterhin die Berufsschule besuchen). Wir kodieren Auszubildende als «on track» (auf dem Weg, die Ausbildung ohne Verzögerung abzuschliessen), wenn die Auszubildenden weder die Ausbildungsart wechseln noch ein Ausbildungsjahr wiederholt haben. Kleinere Wechsel innerhalb von Berufsrichtungen, die jedoch den Abschluss nicht verzögern, werden folglich auch als «on track» registriert – eine Definition, die hinsichtlich eines effizienten Durchlaufs der Bildungsstufe Sinn macht.

In unserem Datensatz können wir für zwei verschiedene Zeiträume und Gruppen ein Stabilitätsmass erstellen. Für alle Schülerinnen und Schüler, die direkt mit einer Ausbildung begonnen haben, können wir die Stabilität über die ersten zwei Bildungsjahre beobachten bzw. ob die Schülerinnen und Schüler im dritten Erhebungsjahr auch mit dem dritten Ausbildungsjahr beginnen.⁴ Den Ausbildungsverlauf von Schülerinnen und Schülern, die ein Zwischenjahr absolviert haben, können wir nur im ersten Jahr nach dem Ausbildungsstart beobachten. Das zweite Stabilitätsmass umfasst deshalb alle Auszubildenden im ersten Ausbildungsjahr, unabhängig davon, ob sie auch schon ein zweites Ausbildungsjahr abgeschlossen haben.⁵

3. Kompetenzen

Die wichtigsten zu untersuchenden Determinanten des Bildungsverlaufs und -erfolgs sind die kognitiven und die nicht-kognitiven Kompetenzen der Schülerinnen und Schüler. Kognitive Fähigkeiten umfassen verschiedene Facetten von Intelligenz, die mit IQ- oder Leistungstests gemessen werden, während der Begriff «nicht-kognitive Kompetenzen» soziale Fähigkeiten, Persönlichkeitsmerkmale und individuelle Präferenzen umfasst.⁶ Als Mass für die kognitiven Kompetenzen nutzen wir die PISA-Testresultate in Mathematik, in der Unterrichtssprache und in den Naturwissenschaften. 2012 war Mathematik im Fokus der PISA-Erhebung, weshalb die Mathematikleistungen genauer erhoben wurden als diejenigen in der Unterrichtssprache und in den Naturwissenschaften. Die Korrelationen zwischen den drei Kompetenzmassen sind mit 0,85 (Mathematik/Unterrichtssprache), 0,91 (Mathematik/Naturwissenschaften) und 0,87 (Unterrichtssprache/Naturwissenschaften) aber hoch.

Als Mass für die nicht-kognitiven Kompetenzen nutzen wir Eigenangaben zur persönlichen Pünktlichkeit der Befragten. Pünktlichkeit ist eine der Facetten von Gewissenhaftigkeit, dem Persönlichkeitsmerkmal unter den Big-Five-Persönlichkeitsmassen, das künftigen Erfolg am besten vorhersagt, wie aus verschiedenen Studien hervorgeht (*Almlund et al., 2011*). Im PISA-Schülerfragebogen geben die Schülerinnen und Schüler Auskunft über ihr Zuspätkommen in den Unterricht während der zwei vorhergehenden Wochen. Wir fassen die Antworten in ein binäres Mass für Pünktlichkeit zusammen (0 = mindestens einmal zu spät zum Unterricht erschienen). Von allen Schülerinnen und Schülern in unserem Datensatz geben 26,6 Prozent an, mindestens einmal in den vergangenen zwei Wochen verspätet gewesen zu sein. Pünktlichkeit korreliert positiv mit den kognitiven Kompetenzen, jedoch nicht sehr hoch (mit einem Korrelationskoeffizienten von 0,12 für Mathematik und für Naturwissenschaften und mit 0,11 für die Unterrichtssprache).

4 Diese Stichprobe schliesst Jugendliche, die eine EBA-Ausbildung machen, aus, da wir zurzeit noch nicht zwischen erfolgreichem Abschluss und Abbruch Ende des zweiten Jahres unterscheiden können.

5 In diesem Mass fehlen folglich die Werte jener Schüler(innen), die ihre weitere Ausbildung um mehr als ein Jahr verschoben haben.

6 Diese, in der Ökonomie übliche Klassifizierung, versteht soziale Fähigkeiten auch als eine Form von Intelligenz; siehe z.B. *Borghans et al., 2008*.

Im Rahmen des Schülerfragebogens wurden für die PISA-Studie auch weitere nicht-kognitive Kompetenzen erhoben: ein Mass für Kontrollüberzeugung (auf schulische Leistungen bezogen) sowie Masse für kognitive Neugier und Beharrlichkeit (beide auf Mathematik bezogen). Diese Masse wurden jedoch jeweils nur für zwei Drittel der Stichprobe erhoben. Pünktlichkeit hat als einziges Mass keinen direkten (durch die Erhebungsart herbeigeführten) Zusammenhang mit den Leistungen der Schülerinnen und Schüler und ist für die gesamte Stichprobe vorhanden. Um die Analyse übersichtlich zu halten und unsere Stichprobe nicht zu verkleinern, beschränken wir uns in dieser Studie deshalb auf die Analyse von Pünktlichkeit als nicht-kognitiver Kompetenz. Die Effekte der anderen nicht-kognitiven Kompetenzen gehen aber im Wesentlichen in die gleiche Richtung, würden wir sie in die Analyse mit einschliessen.

4. Daten

Die Grundlage unseres Datensatzes bildet die schweizerische PISA-Stichprobe 2012 der 9. Klasse. Im Gegensatz zur PISA-Stichprobe, die für die internationalen Vergleiche verwendet wurde (eine repräsentative Stichprobe der 15-Jährigen, unabhängig davon, in welcher Schulstufe sie sich zum Zeitpunkt des Tests befinden) handelt es sich hier um eine erweiterte Stichprobe, die nicht an das Alter, sondern an die Bildungsstufe der Teilnehmenden gebunden ist. In den durch die Stichprobe ausgewählten Schulen wurden alle Schülerinnen und Schüler der 9. Klasse zum PISA-Test gebeten. Um auch für einzelne Kantone repräsentative Ergebnisse zu erhalten, wurde die Stichprobe in einigen Kantonen so ergänzt, dass sie für ihn repräsentativ ist.⁷ Das führt zu einer wesentlich grösseren Anzahl teilnehmender Schülerinnen und Schüler, als dies von der OECD für PISA vorgeschrieben ist (13 000 Individuen in unserer Stichprobe gegenüber 4500, welche die von der OECD geforderte Mindestgrösse festlegt).

Der PISA-2012-Datensatz wird mit administrativen Daten für den Zeitraum 2011 bis 2014 ergänzt. Diese Verknüpfung ist seit der Einführung von AHV-Nummern (AHVN₁₃) für Schülerinnen und Schüler möglich. Jeweils zu Beginn eines Schuljahres (Stichtag ist der 15. August) werden in allen schweizerischen Bildungsinstitutionen Informationen zu den Auszubildenden erhoben und dem Bundesamt für Statistik geliefert.⁸ Der Datensatz enthält somit für alle Schülerinnen und Schüler, die an PISA 2012 teilgenommen haben, detaillierte Informationen zum Ausbildungsbeginn und -verlauf, sofern diese Ausbildung in einer schweizerischen Bildungsinstitution absolviert wurde. Diese administrativen Daten sind ein grosser Vorteil des SEATS-Datensatzes, da keine Verzerrungen der Daten durch Antwortverweigerungen, wie sie bei Befragungen vorkommen, auftreten können. Veränderungen in der Stichprobe durch Antwortverweigerungen sind deshalb problematisch, weil die Verweigerungen nicht zufällig auf die Stichprobe verteilt sind, sondern in der Regel Personen mit spezifischen – häufig nicht beobachtbaren – Merkmalen oder Verläufen mehr oder weniger betreffen.

Jugendliche, die am Stichtag nicht in einer Bildungsinstitution registriert sind, tauchen für dieses Jahr nicht in dem Datensatz auf, und da der Datensatz alle Bildungsinstitutionen umfasst, kann von diesen Jugendlichen angenommen werden, dass sie sich weder in einer zertifizierenden Ausbildung noch in einer schulischen Zwischenlösung befinden. Die Zahl der Jugendlichen, die in den ersten drei Jahren nach Schulabschluss nie an einer Bildungsinstitution registriert war, ist sehr gering: 1,6 Prozent der gesamten Stichprobe. Unter diesen Jugendlichen befinden sich neben jenen, die nie eine zertifizierende Ausbildung beginnen, auch solche, die verstorben oder ins Ausland gegangen sind.

Neben den Kompetenzen und den Bildungsvariablen gibt es eine grosse Zahl wichtiger demografischer und regionaler Kontrollvariablen. Die demografischen stammen hauptsächlich aus dem PISA-Fragebogen. Abbildung 1 zeigt die Mittelwerte der wichtigsten demografischen Variablen. Als Migrantinnen und Migran-

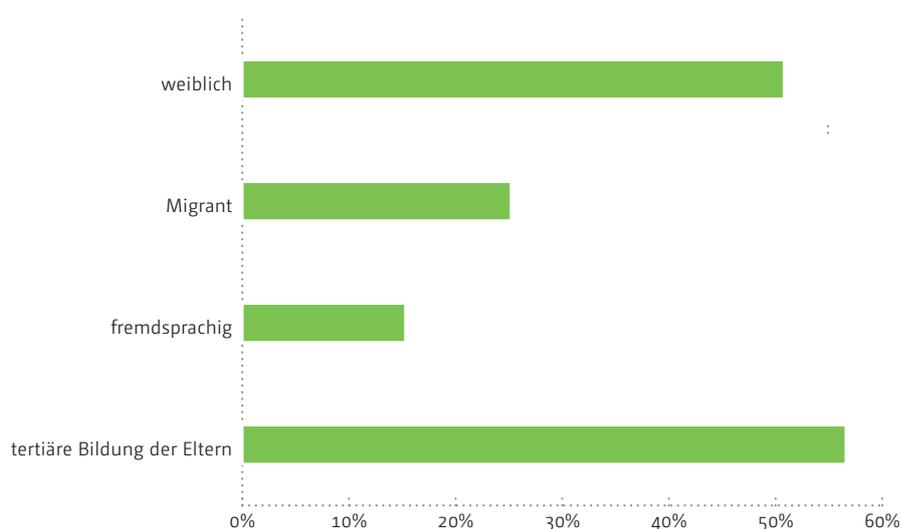
7 In folgenden Kantonen wurde eine erweiterte Stichprobe gezogen: Aargau, Bern, Freiburg, Genf, Neuenburg, Sankt Gallen, Solothurn, Tessin, Waadt und Wallis.

8 Der administrative Datensatz ist in der BFS-Publikation zu den Übertritten in die Sekundarstufe II beschrieben (*Bundesamt für Statistik, 2016*).

ten klassifiziert werden all jene, die im PISA-Fragebogen einen Migrationshintergrund angegeben haben (im Ausland geboren oder beide Elternteile im Ausland geboren). Bei fehlender Information im PISA-Datensatz wird die Information zum Migrationshintergrund vom Bundesamt für Statistik aus den administrativen Daten zugespielt; es handelt sich dann um jene Personen, die im Ausland geboren worden oder ausländischer Nationalität sind. Die Variable «fremdsprachig» nimmt den Wert 1 an, wenn Schülerinnen oder Schüler im PISA-Fragebogen angeben, zuhause hauptsächlich eine andere Sprache als die PISA-Testsprache zu sprechen, d.h. es gibt auch Schülerinnen und Schüler, die sich nicht als fremdsprachig bezeichnen, auch wenn ihre Muttersprache nicht der Testsprache entspricht.⁹ Das Bildungsniveau der Eltern wird in einer binären Variable abgebildet, die den Wert 1 annimmt wenn mindestens ein Elternteil einen tertiären Bildungsabschluss besitzt (Universität, Fachhochschule, pädagogische Hochschule oder höhere Berufsbildung). Weiter kontrollieren wir den Einfluss des sozioökonomischen Status der Eltern, wobei wir den dafür von PISA gebildeten Index (HISEI) verwenden und jeweils den Wert des Elternteils mit dem höheren Status verwenden.

In allen Analysen berücksichtigen wir den Einfluss regionaler und kantonaler Charakteristiken. Die Statistik zu den Eintritten in nachobligatorische Ausbildungen (*Bundesamt für Statistik, 2013*) verwenden wir zur Berechnung der kantonalen Quoten für die Gymnasien und die berufliche Grundbildung.¹⁰ Weiter kontrollieren wir den Einfluss des kantonalen Anteils an Ausländern unter den 15–19-Jährigen. Als letzte Kontrollvariable wird die Sprachregion verwendet.

Abb. 1: Deskriptive Statistik, demografische Merkmale (N = 13 009)



⁹ Wir berücksichtigen mit einer zusätzlichen Variable die fehlenden Antworten auf diese Frage.

¹⁰ Für den Kanton Tessin fehlen diese Angaben. Wir setzen die Werte gleich dem Durchschnitt und setzen eine binäre Variable für diesen Kanton.

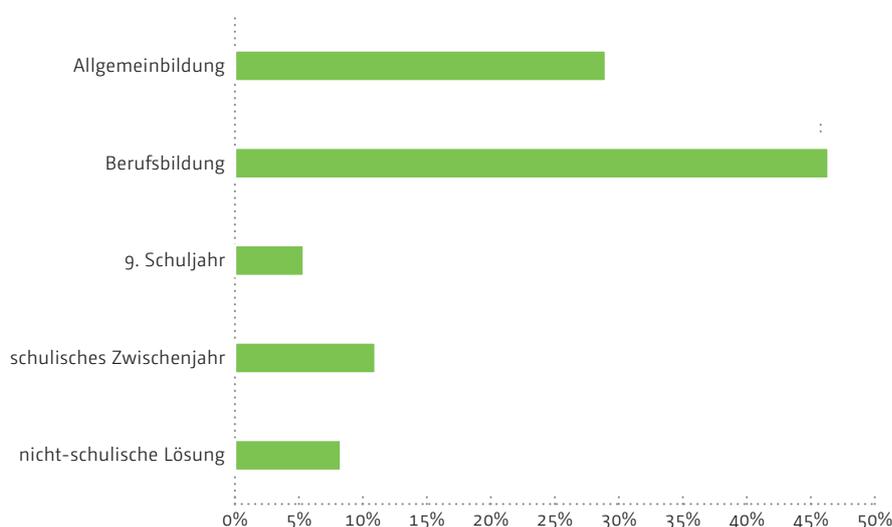
5. Empirische Ergebnisse

Im Folgenden untersuchen wir die Faktoren, die sowohl die Bildungswahl als auch den Erfolg in der gewählten Ausbildung beeinflussen.

Direkteinstieg

Die meisten Jugendlichen in unserer Stichprobe beginnen direkt nach der obligatorischen Schule mit einer zertifizierenden Ausbildung (75,3%). Die restlichen 24,7% entscheiden sich entweder für ein schulisches Zwischenjahr (11%), eine nicht-schulische Lösung (8,3%)¹¹ oder wiederholen das 9. Schuljahr (5,3%). Abbildung 2 stellt diese erste Entscheidung grafisch dar.

Abb. 2: Bildungswahl nach Ende der obligatorischen Schule (N = 13 009)



Mittels multivariater Regressionen wird nun der Einfluss einzelner Variablen auf die Wahrscheinlichkeit eines Direktübertritts berechnet.¹² In allen Regressionen kontrollieren wir zusätzlich zu den ausgewiesenen Grössen auch die erwähnten regionalen Variablen, die Gymnasialrate, die Berufsbildungsrate und den Anteil an Migranten zwischen 15 und 18 Jahren. Abbildung 3 zeigt die Effekte, die eine marginale Erhöhung einer erklärenden Variablen auf die Wahrscheinlichkeit eines Direktübertritts hat.¹³ Die Variablen für die PISA-Leistungen sind für diesen Zweck standardisiert worden. Wenn man den Effekt auf PISA-Punkte zurückrechnet, kann man die Ergebnisse so interpretieren, dass zehn zusätzliche Mathematikpunkte in PISA mit einer Erhöhung der Direkteinstiegswahrscheinlichkeit um 1,3 Prozentpunkte einhergehen (10 zusätzliche Punkte in einer in PISA gemessenen Kompetenz entsprechen etwa dem schulischen Stoff, den eine Schülerin oder ein Schüler in einem Vierteljahr Unterricht lernt). Die Koeffizienten für Lese- und naturwissenschaftliche Leistungen sind statistisch nicht signifikant. Schülerinnen und Schüler, die in den zwei

11 Eine nicht-schulische Lösung kann, muss aber nicht ein Zwischenjahr sein. 19,3% der Jugendlichen in dieser Gruppe (1,6% der gesamten Stichprobe) tauchen nach Ende der obligatorischen Schule in keiner offiziellen schweizerischen Bildungsinstitution mehr auf.

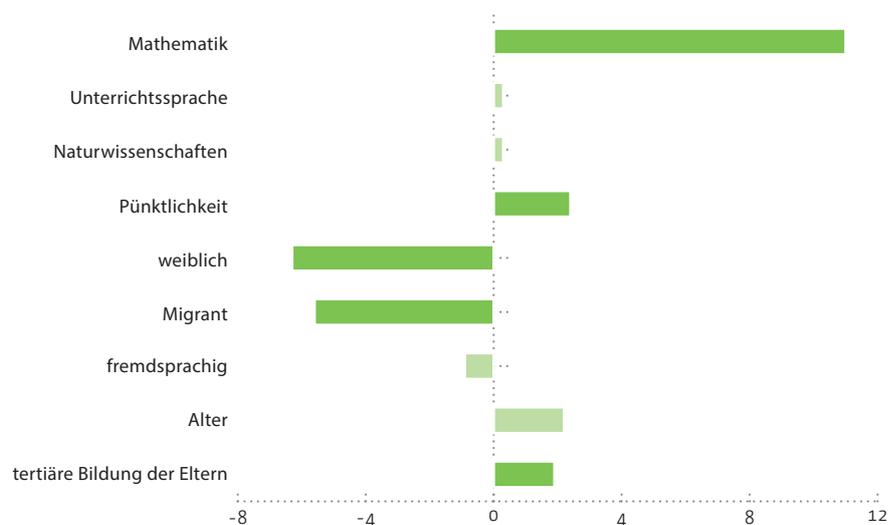
12 Alle ausgewiesenen Resultate sind marginale Effekte von Probit-Regressionen in denen wir den Standardfehler auf kantonalem Level clustern. Resultate, die auf einem 5%-Level signifikant sind, sind dunkel, die nichtsignifikanten Effekte werden von hellen Balken repräsentiert. Der Regressionsoutput für die Ergebnisse in der Abbildung 3 sind in der Tabelle 2 im Anhang abgebildet; für die weiteren Grafiken wird aus Platzgründen auf eine zusätzliche Abbildung der Regressionsoutputs verzichtet.

13 Bei kontinuierlichen Variablen ist dies eine marginale Erhöhung des Stichprobendurchschnitts, bei binären Variablen ein Wechsel von 0 zu 1. Bei den PISA-Kompetenzen handelt es sich um eine Erhöhung um eine Standardabweichung, die 81,8 Punkte in Mathematik, 77,9 Punkte in den Naturwissenschaften und 80,2 Punkte im Lesen beträgt.

Wochen vor dem PISA-Test immer pünktlich zum Unterricht erschienen sind, haben eine 2,4 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, direkt eine nachobligatorische Ausbildung anzufangen, wobei dieser Effekt nicht unbedingt kausal zu interpretieren ist, d.h. das Ergebnis kann nicht so gedeutet werden, dass die Chancen von Schülerinnen und Schülern für einen direkten Einstieg in eine nachobligatorische Ausbildung um 2,4 Prozentpunkte steigen, weil sie in den letzten zwei Wochen pünktlich zur Schule erschienen sind. Die hier gemessene Pünktlichkeit kann auch eine Stellvertreterinformation für andere, den Direkteinstieg behindernde Eigenschaften sein.

Frauen wie auch Schülerinnen und Schüler mit Migrationshintergrund weisen eine kleinere Wahrscheinlichkeit auf, direkt in eine zertifizierende Ausbildung überzutreten. Jugendliche mit Eltern mit tertiärem Bildungsabschluss haben hingegen eine um 1,9 Prozentpunkte grössere Wahrscheinlichkeit eines Direktübertritts (bei gleichzeitiger Kontrolle der schulischen Kompetenzen).

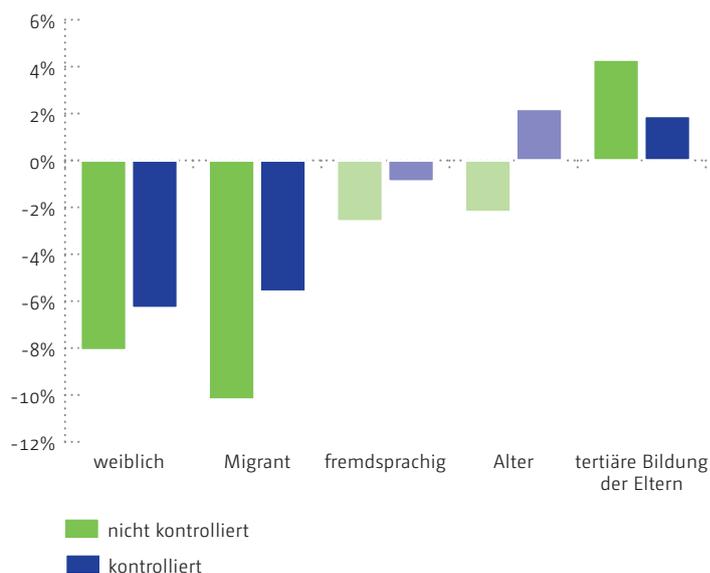
Abb. 3: Wahrscheinlichkeit eines Direkteinstiegs in eine zertifizierende Ausbildung (N = 13 009)



In einem nächsten Schritt vergleichen wir die Effektgrößen der Kontrollvariablen mit den Resultaten, die wir erhalten würden, wenn wir die kognitiven und nicht-kognitiven Fähigkeiten (Mathematik, Unterrichtssprache, Naturwissenschaften und Pünktlichkeit) nicht kontrollieren könnten. So wird sichtbar, welche Einflüsse anderer Faktoren über- oder unterschätzt würden, wenn wir keine Angaben zu den Kompetenzen der Jugendlichen hätten. Wie Abbildung 4 zeigt, wäre dies für alle in Abbildung 3 signifikanten Einflussfaktoren, d.h. für das Geschlecht, den Migrationshintergrund und den Bildungsstand der Eltern insofern der Fall, als der Einfluss der drei Faktoren jeweils signifikant überschätzt würde, da die Differenz zwischen den Effekten mit und ohne Kontrolle der Fähigkeiten jeweils statistisch signifikant ist.

Zusätzlich finden wir, dass sich der Einfluss der Mathematikkompetenzen auf den Direkteinstieg nur geringfügig verändern würde, würden wir Pünktlichkeit nicht kontrollieren, der Einfluss der Pünktlichkeit sich hingegen verdoppelte, wenn der Einfluss der Mathematikleistungen nicht kontrolliert würde.

Abb. 4: Wahrscheinlichkeit eines Direkteinstiegs in eine zertifizierende Ausbildung, Modelle mit und ohne Kontrolle der Kompetenzen (N = 13 009)



Allgemeinbildung versus Berufsbildung

Direkt nach der obligatorischen Schule treten 28,9% der Schülerinnen und Schüler der SEATS-Kohorte in eine allgemeinbildende Ausbildung ein, während sich 46,4% der Schulabgängerinnen und -abgänger für eine Berufsbildung entscheiden. Wenn wir die Verteilung aller Auszubildenden in zertifizierenden Ausbildungen der Sekundarstufe II anschauen, finden wir 65,13% der Auszubildenden in einer beruflichen Grundbildung, während die restlichen 34,87% eine allgemeinbildende Ausbildung absolvieren (wovon wiederum 79,87% auf Gymnasien entfallen und 20,13% auf Fachmittelschulen).¹⁴

Die Entscheidung für eine Berufs- oder eine Allgemeinbildung hängt neben den Fähigkeiten der Auszubildenden auch von regionalen und demografischen Charakteristiken ab. Da unser Datensatz nicht für alle Regionen repräsentative Stichproben umfasst, können wir regionale Unterschiede zwar kontrollieren, weisen sie aber nicht einzeln aus.

Abbildung 5 zeigt für alle Schulabgängerinnen und Schulabgänger, die zwischen 2012 und 2014 mit einer zertifizierenden Ausbildung begonnen haben, den Einfluss von Kompetenzen und persönlichen Merkmalen auf die Entscheidung für eine allgemeinbildende Ausbildung anstelle einer beruflichen Grundbildung. Die Balken zeigen wiederum die marginalen Effekte der einzelnen Variablen aus einer Probit-Regression und sind dunkel schattiert wenn der Effekt mindestens auf dem 5%-Level statistisch signifikant ist. Die Stichprobe ist für diese Analyse kleiner, da 544 Schülerinnen oder Schüler in den ersten drei Jahren nach Schulabschluss keine zertifizierende Ausbildung in der Schweiz angefangen haben und wir somit bei diesen die Wahl zwischen Allgemein- und Berufsbildung nicht beobachten können. Für Durchschnittsjugendliche (mit allen hier kontrollierten Charakteristiken) erhöhen zehn Punkte in der PISA-Mathematikleistung die Wahrscheinlichkeit, eine allgemeinbildende Ausbildung anzufangen um 1,3 Prozentpunkte, zehn Punkte in der Lese- und der naturwissenschaftlichen Leistung erhöhen diese Wahrscheinlichkeit um 1,6 bzw. 0,8 Prozentpunkte. Bezüglich der nicht-kognitiven Fähigkeiten, d.h. der Pünktlichkeit, ist eine umgekehrte Wirkung zu beobachten: Jugendliche, die in der obligatorischen Schule pünktlicher waren, wählen häufiger eine Berufsbildung (auch hier kann man nicht unbedingt von einer kausalen Wirkung der Pünktlichkeit ausgehen).

¹⁴ Schülerinnen und Schüler in Ausbildungen nach einem Ausbildungsabbruch bzw. -wechsel sind aus diesen und allen folgenden Berechnungen ausgeschlossen. Die hier verwendete Stichprobe enthält folglich von allen Auszubildenden nur die als erste begonnene Ausbildung.

Schülerinnen und Schüler, die direkt nach der obligatorischen Schule mit einer zertifizierenden Ausbildung beginnen, wählen mit einer grösseren Wahrscheinlichkeit eine allgemeinbildende Ausbildung. Dieser Effekt ist wesentlich kleiner, wenn wir ihre Kompetenzen kontrollieren, ist jedoch in beiden Fällen statistisch signifikant (16,8% vs. 6,7%).

Abb. 5: Wahl Bildungstyp, Wahrscheinlichkeit, Allgemeinbildung zu wählen (versus Berufsbildung), N = 12 465

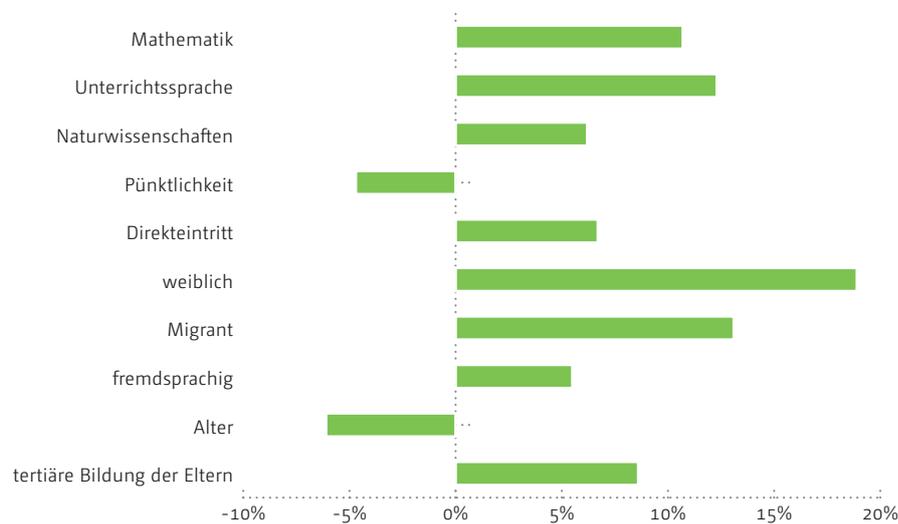
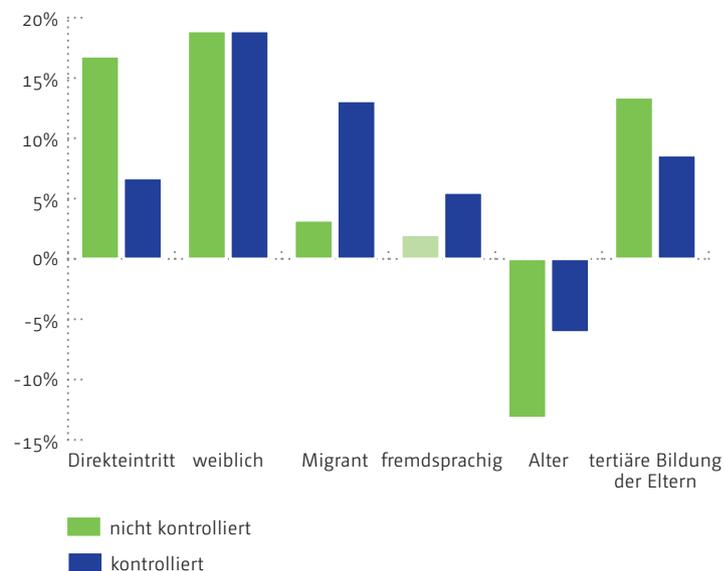


Abbildung 6 stellt die Effekte mit und ohne Berücksichtigung des Einflusses der Kompetenzen grafisch dar.

Abb. 6: Wahl des Bildungstyps, Wahrscheinlichkeit, Allgemeinbildung zu wählen (versus Berufsbildung), Modelle mit und ohne Kontrolle der Kompetenzen, N = 12 465



Während der Unterschied zwischen Frauen und Männern nicht davon abhängig ist, ob wir die Kompetenzen kontrollieren, verändert sich die Wahrscheinlichkeit bei Jugendlichen mit Migrationshintergrund in einer Analyse mit oder ohne Kontrolle sehr stark. Sie haben ohne Kontrolle eine 3,2 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, in eine allgemeinbildende Ausbildung einzutreten, als vergleichbare Jugendliche ohne Migrationshintergrund. Diese Differenz erhöht sich noch auf stattliche 13,1 Prozentpunkte nach einer Kontrolle der Kompetenzen. Ein ähnliches Muster finden wir bei der Fremdsprachigkeit von Jugendlichen. Auszubildende, die zuhause nicht die Unterrichtssprache sprechen, neigen mit einer grösseren Wahrscheinlichkeit von 5,5

Prozentpunkten zur Allgemeinbildung, wenn wir die Kompetenzen kontrollieren. Kein statistisch von Null verschiedener Effekt konnte hingegen festgestellt werden, wenn man die Kompetenzen nicht kontrollierte.

Jüngere Schüler entscheiden sich eher für eine Allgemeinbildung, ein Effekt, der sich jedoch abschwächt, wenn wir den Einfluss der Kompetenzen berücksichtigen, d.h. ihre höheren Kompetenzen erklären einen grossen Teil dieser unterschiedlichen Präferenzen. Schliesslich finden wir auch einen Hinweis für eine intergenerationale Übertragung von Bildungspräferenzen: Schülerinnen und Schüler mit Eltern mit einer tertiären Ausbildung neigen eher dazu, eine Allgemeinbildung anzustreben. Dieser Effekt bleibt auch signifikant, wenn man die Kompetenzen kontrolliert, reduziert sich aber um fast die Hälfte von 13,4 Prozentpunkten auf 8,6.

Stabilität im Ausbildungsverlauf

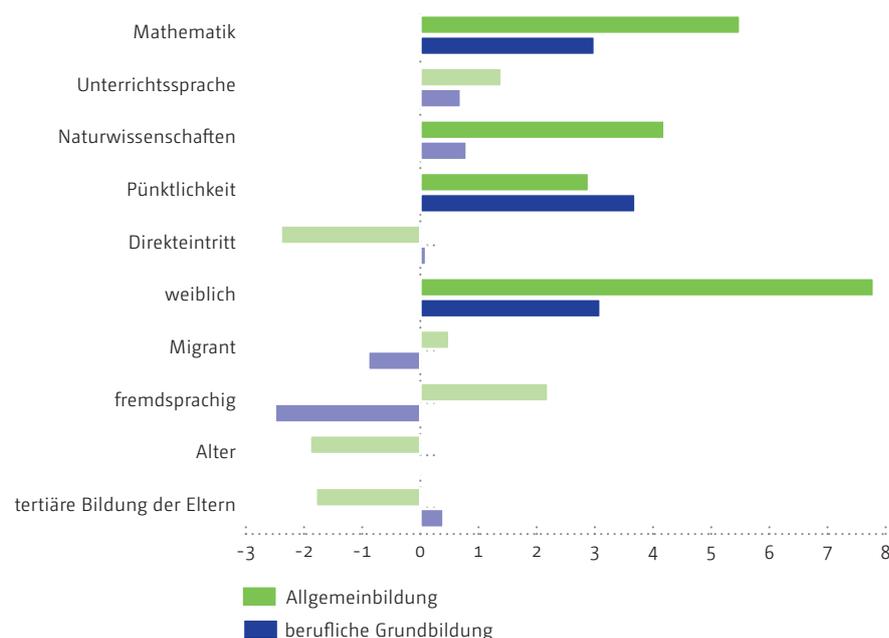
Nach der Bildungswahl betrachten wir schliesslich die Stabilität des Ausbildungsverlaufs während der ersten zwei Ausbildungsjahre. Wie im Kapitel 2 beschrieben, können wir nur die Direkteinsteiger über zwei Ausbildungsjahre hinweg verfolgen, für jene, die ein Zwischenjahr eingeschaltet haben, können wir erst die Stabilität des Ausbildungsverhältnisses im ersten Ausbildungsjahr analysieren.

9688 Auszubildende können wir über zwei Jahre hinweg beobachten (3770 in der Allgemeinbildung, 5918 in der beruflichen Grundbildung) und für total 12 028 Auszubildende können wir die Stabilität im ersten Ausbildungsjahr beobachten (4309 in der Allgemeinbildung und 7719 in einer beruflichen Grundbildung).

Abbildung 7 vergleicht die Effekte von Kompetenzen und demografischen Merkmalen auf die Stabilität des Ausbildungsverlaufs im ersten Ausbildungsjahr. Da anzunehmen ist, dass die Stabilität des Ausbildungsverlaufs in der Allgemeinbildung und der beruflichen Grundbildung von unterschiedlichen Faktoren abhängt, werden die entsprechenden Analysen getrennt dargestellt.

Wenn man in einem ersten Schritt nur den einfach beobachtbaren demografischen und regionalen Merkmalen und der Bildungswahl Aufmerksamkeit schenkt, ohne die Kompetenzen zu kontrollieren, finden wir für Frauen und Jugendliche ohne Zwischenjahr signifikant positive Effekte auf die Wahrscheinlichkeit, nach dem ersten Ausbildungsjahr, «on track» zu sein, und negative Effekte der Wahl von allgemeinbildenden Ausbildungsgängen bei älteren Jugendlichen und solchen mit Migrationshintergrund. Die Effekte des Direkteinstiegs, eines Migrationsintergrunds und eines fortgeschrittenen Alters verschwinden jedoch, wenn wir die Kompetenzen kontrollieren. Die entsprechenden Werte dazu sind in Abbildung 11 im Anhang ersichtlich.

Abb. 7: Verlauf nach Bildungswahl, Wahrscheinlichkeit, «on track» zu sein, $N_{AB} = 4309$, $N_{BB} = 7719$



Kompetenzen (in der Mathematik und in den Naturwissenschaften) scheinen in der Allgemeinbildung wichtiger für die Stabilität des Ausbildungsverlaufs zu sein als in der beruflichen Grundbildung, während nicht-kognitive Kompetenzen (Pünktlichkeit) in der beruflichen Grundbildung wichtiger sind. Frauen haben in beiden Ausbildungstypen eine höhere Wahrscheinlichkeit, «on track» zu sein; dieser Effekt ist bei der Allgemeinbildung jedoch wesentlich grösser. Diese Unterschiede sind statistisch signifikant. Während ausser dem Geschlecht demografische Merkmale keinen Einfluss auf die Stabilität der jeweiligen Ausbildung zu haben scheinen, wenn man die Kompetenzen kontrolliert, sähen die Ergebnisse anders aus, hätten wir keine Information zu den Kompetenzen.

Würden Kompetenzinformationen helfen, Abbrüche und Repetitionen zu vermeiden?

Bei den PISA-Tests werden sogenannte Kompetenzlevels definiert, die einzuschätzen helfen, über welches Kompetenzmass jemand im Minimum verfügen muss, um nicht nur ins Gymnasium zu kommen, sondern es auch erfolgreich zu absolvieren. Wie im Bildungsbericht 2014 beschrieben (siehe *SKBF, 2014*), sollte man erwarten, dass Gymnasiastinnen und Gymnasiasten in den in PISA gemessenen Kompetenzen jeweils mindestens Level 4 erreichen. In der SEATS-Kohorte haben jedoch nicht einmal die Hälfte (48%)¹⁵ der sofort im Anschluss an die obligatorische Schule ins Gymnasium übertretenden Schülerinnen und Schüler und jener, die sich zum Testzeitpunkt schon im Gymnasium befanden, in allen drei Kompetenzen Level 4 erreicht. Schaut man sich nun an, wie viele Gymnasiastinnen und Gymnasiasten nach zwei Jahren ohne Abbruch oder Repetition ins dritte Jahr des Gymnasiums übertreten, dann kommen wir bei der Gruppe mit erreichten Levels in allen Kompetenzen auf 83% und bei der Gruppe, die mindestens in einer Kompetenz nicht Level 4 erreicht hat, auf lediglich 63%. Obwohl die Differenz sehr gross ist und die Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium ohne Zwischenfälle zu durchlaufen, relativ klein ist für die Gruppe mit ungenügenden Kompetenzen, ist der Misserfolg nicht vorprogrammiert, was eine Erklärung dafür bietet, warum es Schülerinnen und Schüler trotz ungenügender Vorbereitung auf das Gymnasium halt in vielen Fällen trotzdem probieren. 21% aller Gymnasiastinnen und Gymnasiasten haben allerdings nicht einmal in einer der drei Kompetenzen Level 4 erreicht. Von diesen war nur noch knapp die Hälfte (53%) nach zwei Jahren «on track».

In Abbildung 8 und Abbildung 9 zeigen wir jeweils die Effekte für eine ausgewählte Anzahl von Einflussfaktoren mit und ohne Kontrolle der Kompetenzen.

In der Allgemeinbildung (Abbildung 8) fände man ohne Kontrolle der Kompetenzen, dass Schülerinnen und Schüler im Gymnasium signifikant häufiger «on track» bleiben (verglichen mit FMS-Schülerinnen und -Schülern) und dass ein Migrationshintergrund mit weniger Stabilität einhergeht. Für die Berufsbildung (Abbildung 9) ergibt sich ein ähnliches Muster: Migrationshintergrund, Fremdsprachigkeit und Alter würden negativ mit der Stabilität zusammenhängen und Jugendliche, die direkt nach der obligatorischen Schule eine berufliche Ausbildung begonnen haben, wären nach einem Jahr häufiger «on track» als diejenigen, welche zuerst ein Zwischenjahr gemacht haben, wenn nicht der Einfluss der Unterschiede in den Kompetenzen berücksichtigt werden könnte.

¹⁵ 57 Prozent wären es unter Ausschluss der Kantone Genf und Tessin.

Abb. 8: Verlauf in der Allgemeinbildung, Wahrscheinlichkeit, «on track» zu sein, Modelle mit und ohne Kontrolle der Kompetenzen (N = 4309)

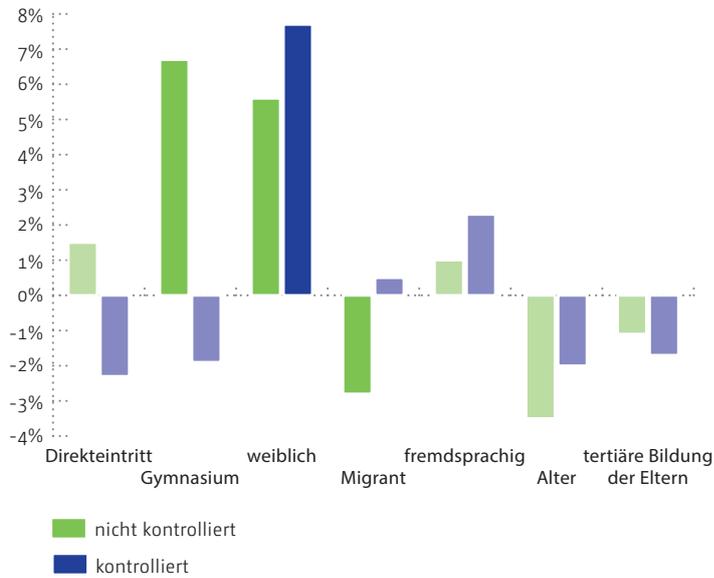
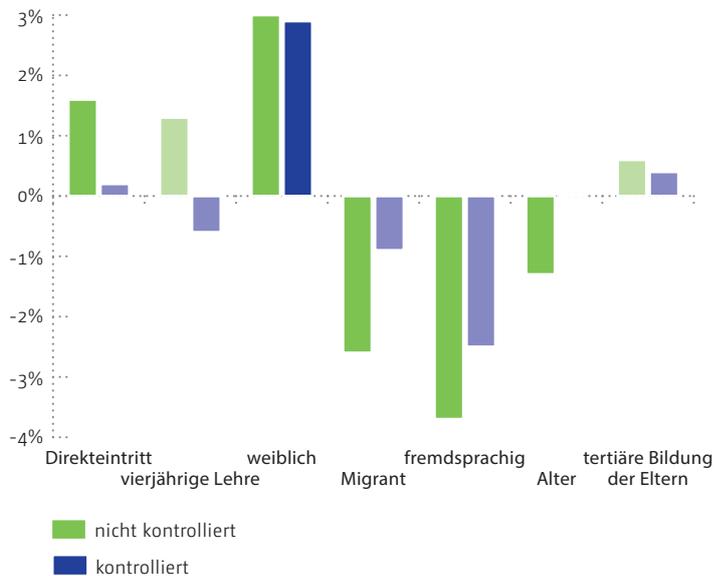
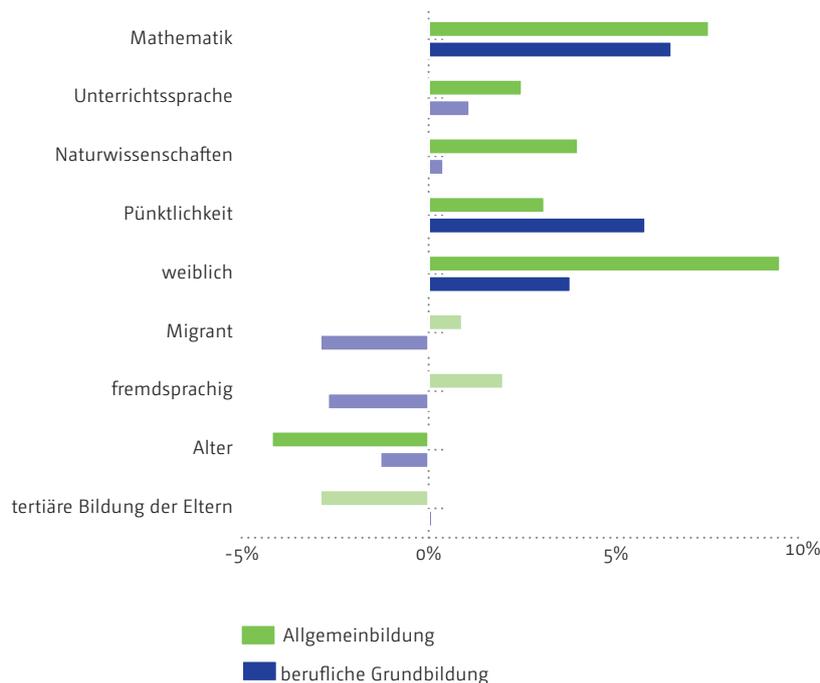


Abb. 9: Verlauf in der Berufsbildung, Wahrscheinlichkeit, «on track» zu sein, Modelle mit und ohne Kontrolle der Kompetenzen (N = 7719)



Wenn wir für alle Auszubildenden, die direkt in eine zertifizierende Ausbildung eingestiegen sind, den Ausbildungsverlauf über zwei Jahre analysieren, erhalten wir ähnliche Resultate. Kognitive Kompetenzen sind vor allem in der Allgemeinbildung wichtige Erfolgsfaktoren (alle drei PISA-Leistungen sind statistisch signifikant), während nicht-kognitive Kompetenzen in der beruflichen Grundbildung wichtiger sind.

Abb. 10: Verlauf nach Bildungswahl, Wahrscheinlichkeit, nach 2 Jahren «on track» zu sein für die Auszubildenden, die direkt in eine zertifizierende Ausbildung eingestiegen sind, $N_{AB} = 3770$, $N_{BB} = 5918$



Bei gegebener Ausbildungswahl scheint die tertiäre Bildung der Eltern in keinem Ausbildungstyp einen Effekt auf die Stabilität des Bildungsverlaufs während der ersten Jahre zu haben.

Um die Unterschiede zwischen Ausbildungsabbruch und Repetition zu untersuchen, rechnen wir eine multinomiale Logit-Regression mit den drei möglichen Verlaufsergebnissen «on track», Repetition oder Abbruch. Abbildung 12 im Anhang enthält die marginalen Effekte auf den Verlauf für das erste Ausbildungsjahr in Allgemeinbildung und Abbildung 13 diejenigen für die berufliche Grundbildung. Dabei wird ersichtlich, dass in der Allgemeinbildung tiefere Mathematikkompetenzen die Repetitionswahrscheinlichkeit erhöhen, während tiefere Kompetenzen in der Unterrichtssprache einen Ausbildungsabbruch begünstigen. Im Weiteren finden wir in der Allgemeinbildung keine signifikanten Geschlechtereffekte auf die Wahrscheinlichkeit, die Ausbildung abzubrechen, jedoch eine grössere Wahrscheinlichkeit für Männer, ein Jahr zu wiederholen. In der Berufsbildung brechen Auszubildende mit tieferen Mathematikkompetenzen häufiger ihre Ausbildung ab; auf die Wahrscheinlichkeit zu wiederholen hat aber keine der kognitiven Kompetenzen einen signifikanten Einfluss. Nicht-kognitive Fähigkeiten helfen in der Berufsbildung, sie nicht abzubrechen, während sie keinen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Repetition eines Ausbildungsjahres haben.

6. Schlussfolgerungen

Mittels eines komplett neuen Datensatzes erhalten wir einen Einblick in wichtige Bildungsentscheidungen und -verläufe von Jugendlichen in der Schweiz nach dem Ende ihrer obligatorischen Schulbildung.

Die ersten empirischen Ergebnisse deuten auf ähnliche Determinanten von Bildungsentscheidungen und -verläufen für die Jugendlichen der SEATS-Kohorte hin wie bei der zwölf Jahre älteren TREE-Kohorte (Hupka-Brunner, Sacchi & Stalder, 2006). Es ist aber durchaus möglich, dass die Unterschiede zwischen den beiden Kohorten mit einem wachsenden Längsschnitt grösser werden.

Die Hauptkenntnisse aus der Beobachtung der ersten beiden Jahre nach Austritt aus der obligatorischen Schule lassen sich wie folgt zusammenfassen: Kognitive und nicht-kognitive Kompetenzen, wie sie im PISA-Test von 2012 gemessen wurden, sind in allen Stufen unserer Untersuchung relevant. Unter den

kognitiven Kompetenzen ist die Mathematikleistung die einflussreichste Variable. Dies könnte teilweise mit der höheren Messpräzision dieser Kompetenz zusammenhängen, da Mathematik im Fokus des PISA-Tests 2012 stand. Während für den Erfolg innerhalb der beruflichen Grundbildung sowie für den Direkteinstieg nur Mathematik unter den kognitiven Kompetenzen einen statistisch signifikanten Effekt hat, sind für die Wahl einer Allgemeinbildung und die Stabilität des Ausbildungsverhältnisses alle drei gemessenen kognitiven Kompetenzen relevant. Die hier verwendete nicht-kognitive Kompetenz der Pünktlichkeit wirkt sich positiv auf einen direkten Einstieg und auch auf den Bildungserfolg in beiden Bildungspfaden (Allgemeinbildung und Berufsbildung) aus, ist jedoch wichtiger in der beruflichen Grundbildung. Bei den übrigen Einflussfaktoren spielt das Geschlecht eine wichtige Rolle: Frauen treten weniger häufig direkt in eine zertifizierende Ausbildung über als Männer, haben jedoch eine höhere Wahrscheinlichkeit, «on track» zu sein, haben sie einmal mit einer Ausbildung begonnen. Dies ist speziell in allgemeinbildenden Ausbildungen der Fall, für die sich Frauen signifikant häufiger entscheiden als Männer. Ein weiterer wichtiger Einflussfaktor ist der Migrationsstatus der Auszubildenden: Schülerinnen und Schüler mit Migrationshintergrund starten im Schnitt mit tieferen PISA-Leistungen und einem schlechteren Wert bei der Pünktlichkeit. Das bedeutet, dass es hier besonders wichtig ist, den Einfluss unterschiedlicher Kompetenzen zu berücksichtigen, wenn man denjenigen des Migrationshintergrundes auf Bildungsentscheidungen und -verläufe analysieren will. Der grosse Unterschied in der Wahrscheinlichkeit, direkt in eine zertifizierende Ausbildung auf der Sekundarstufe II überzutreten, besteht jedoch auch fort, wenn wir den Einfluss der Kompetenzen berücksichtigen. Bei gleichen Fähigkeiten und demografischen Eigenschaften schalten Jugendliche mit Migrationshintergrund wesentlich häufiger ein Zwischenjahr ein. Dies hängt einerseits mit unterschiedlichen Aspirationen zusammen (sie präferieren häufiger den allgemeinbildenden Weg), andererseits könnte es für Jugendliche mit Migrationshintergrund schwieriger sein, eine Lehrstelle zu finden. Die stärkere Präferenz für die Allgemeinbildung führt auch dazu, dass durch diese Selbstselektion zur Allgemeinbildung in beiden Ausbildungstypen Schülerinnen und Schüler mit Migrationshintergrund im Schnitt schwächere kognitive Kompetenzen aufweisen und wir mehr Ausbildungsabbrüche und Repetitionen unter Migrantinnen und Migranten beobachten. Diese migrationsbedingten Effekte verschwinden jedoch, wenn wir den Einfluss der Kompetenzen kontrollieren. Ein letzter Punkt ist die Vererbung von Bildungschancen. Der Ausbildungsstand der Eltern ist vor allem für die Bildungsentscheidungen wichtig, weniger jedoch für die Erfolgchancen auf dem einmal eingeschlagenen Bildungsweg.

Die hier präsentierten Ergebnisse betreffen – wie erwähnt – die Bildungsentscheidungen und -verläufe in den ersten beiden Jahren nach dem Austritt aus der obligatorischen Schulzeit. Jedes Jahr werden nun weitere Beobachtungen hinzukommen, die es uns ermöglichen werden, diese Analysen zu verfeinern, aber auch, sie um neue Fragestellungen zu erweitern, wie beispielsweise diejenige des Übertritts in eine tertiäre Ausbildung.

Literatur

- Abrassart, Aurélien; Busemeyer, Marius R.; Cattaneo, Maria A. & Wolter, Stefan C. (2016). *Do migrants prefer academic to vocational education? Evidence from Switzerland* [unveröffentlichtes Arbeitspapier]
- Almlund, Mathilde; Duckworth, Angela Lee; Heckman, James & Kautz, Tim (2011). Personality Psychology and Economics (*Handbook of the Economics of Education*, 4, S. 1–181)
- Borghans, Lex; Duckworth, Angela Lee; Heckman, James J. & Ter Weel, Bas (2008). The economics and psychology of personality traits (*Journal of Human Resources*, 2008, 4, S. 972–1059)
- Bundesamt für Statistik (2013). *Personen in Ausbildung*. Neuenburg: BFS
- Bundesamt für Statistik (2014). *Bildungsabschlüsse*. Neuenburg: BFS
- Bundesamt für Statistik (2016). *Der Übergang am Ende der obligatorischen Schule*. Neuenburg: BFS
- Cattaneo, Maria A. & Wolter, Stefan C. (2015). Better migrants, better PISA results: Findings from a natural experiment (*IZA Journal of Migration*, 1, S. 1)
- Hupka-Brunner, Sandra, Sacchi, Stefan & Stalder, Barbara Elisabeth (2006). *Herkunft oder Leistung?: Analyse des Eintritts in eine zertifizierende nachobligatorische Ausbildung anhand der Daten des Jugendlängsschnitts TREE*. Bern: TREE [Arbeitspapier]
- Jaik, Katharina, und Wolter, Stefan C (2016). *Lost in Transition: The Influence of Locus of Control on Delaying Educational Decisions*. Bonn: IZA (IZA Discussion Papers, 10191]
- OECD (2013). *PISA 2012 Results in Focus: What 15-year-olds know and what they can do with what they know: Key results from PISA 2012*, Paris: OECD
- SKBF (2014). *Bildungsbericht Schweiz 2014*. Aarau: Schweizerische Koordinationsstelle für Bildungsforschung

Anhang

Tabelle 1: Stichproben

Jahr nach Ende der obligatorischen Schule	Bildungswahl	Datensatz		
		SEATS (2012)	TREE (2000)	BFS-Kohorte (2012)
1. Jahr	Allgemeinbildung	29%	27%	28%
	Berufsbildung	46%	49%	46%
	9. Schuljahr	5%		5%
	schulisches Zwischenjahr	11%		12%
	Zwischenlösung TREE		20%	
	nicht-schulische Lösung	8%	4%	9%
	N	13 009	5532	81 922
2. Jahr	Allgemeinbildung	31%	26%	
	Berufsbildung	59%	64%	
	9. Schuljahr	0%		
	schulisches Zwischenjahr	1%		
	Zwischenlösung TREE		5%	
	nicht-schulische Lösung	8%	4%	
	N	13 009	5210	
3. Jahr	Allgemeinbildung	31%	25%	
	Berufsbildung	62%	65%	
	9. Schuljahr	0%		
	schulisches Zwischenjahr	0%		
	nicht-schulische Lösung*	7%	4%	
	N	13 009	4880	

* Auszubildende, die eine EBA-Ausbildung absolviert haben, haben ihre Ausbildung zu diesem Zeitpunkt bereits abgeschlossen. Da wir für diese Individuen nicht zwischen Abbruch und Abschluss unterscheiden können, beinhaltet die Gruppe «Nicht-schulische Lösung» auch die EBA-Absolventinnen und -Absolventen. Diese machen jedoch maximal 8 Prozent aus.

Tabelle 2: Regressionsresultate zu Abbildung 3

	(1)		(2)	
	Direkteintritt	Standardfehler	Direkteintritt	Standardfehler
<i>Variablen</i>				
PISA-Kompetenzen in Mathematik			0.110***	(0.014)
PISA-Kompetenzen in der Unterrichtssprache			0.003	(0.010)
PISA-Kompetenzen in Naturwissenschaften			0.003	(0.017)
Pünktlichkeit			0.024***	(0.007)
weiblich	-0.081***	(0.013)	-0.063***	(0.015)
Migrant	-0.102***	(0.011)	-0.056***	(0.012)
fremdsprachig	-0.026	(0.016)	-0.009	(0.016)
Angabe der Sprache fehlt	-0.061***	(0.023)	-0.011	(0.016)
Alter	-0.022	(0.019)	0.022	(0.019)
tertiäre Bildung Eltern	0.043***	(0.011)	0.019**	(0.009)
sozioökonomischer Status	0.001**	(0.000)	0.000	(0.000)
regionale Gymnasiumsquote	0.017***	(0.006)	0.020***	(0.008)
regionale Berufsbildungsquote	0.007**	(0.003)	0.008*	(0.004)
Tessin	0.134***	(0.020)	0.156***	(0.025)
Deutschschweiz	0.107**	(0.052)	0.086	(0.058)
regionale Migrationsquote	0.002	(0.002)	0.003	(0.003)
Beobachtungen	13 009		13 009	

Marginale Effekte, robuste Standardfehler in Klammern, auf Kantonslevel geclustert

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Abb. 11: Verlauf alle Bildungstypen, Wahrscheinlichkeit, «on track» zu sein, Modelle mit und ohne Berücksichtigung des Einflusses der Kompetenzen (N = 12 028)

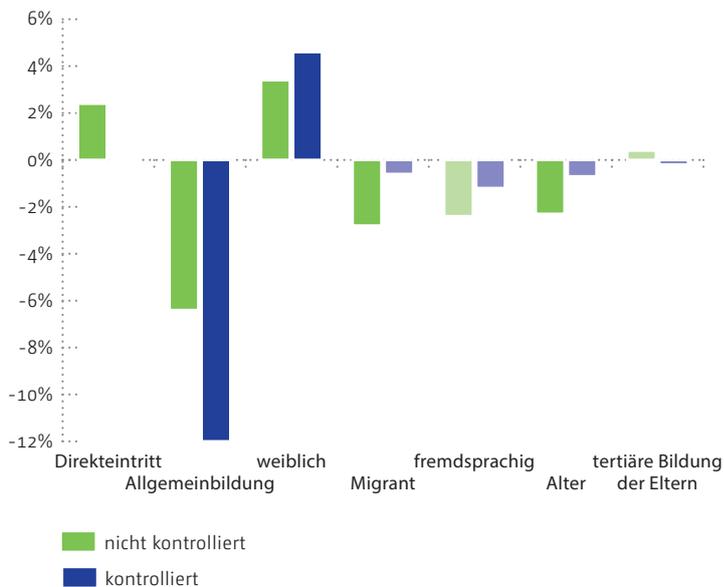


Abb. 12: Detaillierter Verlauf bei Allgemeinbildung, Wahrscheinlichkeiten, «on track» zu sein, zu repetieren oder

die Ausbildung abzubrechen, multinomiale Logit-Regression (N = 4309)

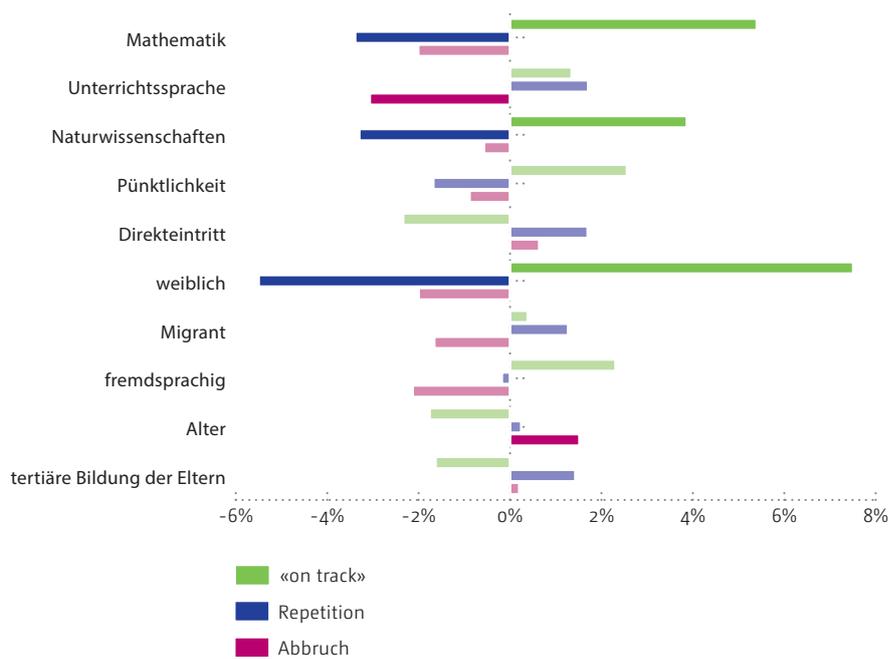


Abb. 13: Detaillierter Verlauf bei Berufsbildung, Wahrscheinlichkeiten, «on track» zu sein, zu repetieren oder die Ausbildung abzubrechen, multinomiale Logit-Regression (N = 7719)

