

Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften = Revue suisse des sciences de l'éducation = Rivista svizzera di scienze dell'educazione

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Bildungsforschung

Band: 35 (2013)

Heft: 3

Artikel: Zum Einfluss von primären und sekundären Effekten der sozialen Herkunft beim zweiten schulischen Übergang in der Schweiz : ein Vergleich unterschiedlicher Dekompositions- und Operationalisierungsmethoden

Autor: Combet, Benita

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-786622>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 05.04.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

Zum Einfluss von primären und sekundären Effekten der sozialen Herkunft beim zweiten schulischen Übergang in der Schweiz. Ein Vergleich unterschiedlicher Dekompositions- und Operationalisierungsmethoden

Benita Combet*

*Für wertvolle Hinweise danke ich Ben Jann und Joël Berger.

Aufgrund des meritokratischen Prinzips sollte die soziale Herkunft idealerweise keinen Einfluss auf den Erwerb höherer Bildung ausüben. Diverse Studien zeigen jedoch, dass in der Schweiz ein starker Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunftsschicht und dem erreichten Bildungsabschluss besteht. In diesem Artikel wird untersucht, wie sich die soziale Herkunft auf die Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium nach Ende der obligatorischen Schulzeit zu besuchen, auswirkt und wie viele Prozent des Gesamteffektes durch den primären und den sekundären Herkunftseffekt erklärt werden können. Dabei wird berücksichtigt, wie sich das Ausmass dieser Effekte durch die Nutzung verschiedener Operationalisierungen oder unterschiedlicher Dekompositionsmethoden verändert. Es zeigt sich, dass unter Berücksichtigung wichtiger Kontrollvariablen wie des besuchten schulischen Leistungsniveaus Kinder aus einer hohen Schicht eine um 6 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit haben, das Gymnasium zu besuchen, als Kinder aus einer tiefen Schicht. Wird dieser Gesamteffekt dekomponiert, beträgt der primäre Herkunftseffekt gut 20 Prozent.

Einleitung

In wirtschaftsliberalen Ländern wie der Schweiz existiert die normative Vorstellung, dass sozialer Status in erster Linie durch die eigene Leistung erreicht werden soll. Idealerweise sollten daher nicht meritokratische Merkmale wie etwa die soziale Herkunft keinen Einfluss auf den Erwerb von höherer Bildung ausüben (u. a. Solga, 2008). Wie jedoch diverse Studien zeigen (Buchmann et al., 1993; Buchmann et al., 2007; Maaz et al., 2007; Becker, 2010; Hadjar & Berger, 2010; Hupka et al., 2010; Schumann, 2011), bestehen in der Schweiz grosse Unterschiede in der erreichten Bildung je nach sozialer Herkunft. Ein theoretisches Konzept, das diese soziale Polarisierung bei Bildungsabschlüssen

erklären kann, ist das Modell der primären und sekundären Herkunftseffekte von Raymond Boudon (1974). Unter dem primären Herkunftseffekt fasst Boudon verschiedene Mechanismen zusammen, mit denen die Eltern und ihre Umgebung Einfluss auf die schulischen Fähigkeiten des Kindes nehmen. Der sekundäre Herkunftseffekt beschreibt hingegen das nach Schichtzugehörigkeit unterschiedliche Entscheidungsverhalten der Kinder und ihrer Eltern bei schulischen Übergängen.¹

Für die Implementierung gezielter politischer Massnahmen zur Verringerung von Bildungsungleichheit ist es zentral zu wissen, welcher Anteil des gesamten Herkunftseffektes auf primäre und welcher Anteil auf sekundäre Effekte zurückzuführen ist, da sich je nachdem unterschiedliche Interventionsmöglichkeiten anbieten. Jedoch ist eine Aufteilung des statistischen Gesamteffektes der sozialen Herkunft in einen primären und einen sekundären Herkunftseffekt erst seit Eriksons et al. (2005) und Fairlies (2005) Entwicklung einer Dekompositionsmethode für nicht lineare Modelle möglich.

Ein Vergleich der bisherigen Forschungsergebnisse zeigt, dass die Anteile der primären und sekundären Herkunftseffekte zwischen den untersuchten Ländern stark variieren. Eine mögliche Erklärung für diesen Befund könnte zum einen die unterschiedliche Ausgestaltung der Bildungsinstitutionen, zum anderen die je nach Land unterschiedliche soziostrukturelle Zusammensetzung der Bevölkerung sein. Die gefundenen Unterschiede könnten jedoch auch auf den Vergleich von unterschiedlichen Geburtskohorten, auf eine differierende Operationalisierung der Variablen, auf eine Betrachtung von nicht vergleichbaren schulischen Übergängen oder auf die Nutzung von verschiedenen Dekompositionsmethoden zurückzuführen sein. Es bietet sich daher an, den Einfluss unterschiedlicher Varianten der Operationalisierung sowie verschiedener Dekompositionsmethoden auf die Schätzung der primären und sekundären Herkunftseffekte zu untersuchen. Des Weiteren soll mit der Dekompositionsmethode von Buis (2010) und Karlson et al. (2010) die Stärke der primären und sekundären Herkunftseffekte beim Übergang in die nachobligatorische Ausbildung berechnet werden. In meinen Analysen werde ich dafür die PISA-2000-Daten (McCluskey & Zahner, 2003) sowie die daran anschliessende Längsschnitterhebung TREE (2011) nutzen.

Auf diese Einleitung folgen eine knappe Beschreibung des Konzeptes der primären und sekundären Herkunftseffekte sowie ein Überblick zum aktuellen Forschungsstand. Danach werden die verschiedenen Methoden zur Dekomposition nicht linearer Modelle erläutert und die Operationalisierung der Variablen beschrieben. Anschliessend werden in einem ersten Schritt die Ergebnisse des Vergleichs verschiedener Methoden und verschiedener Operationalisierungsstrategien diskutiert sowie die gewonnenen Resultate mit denjenigen aus den bisherigen Studien verglichen. In einem zweiten Schritt wird die Stärke des primären und sekundären Herkunftseffektes für die Schweiz unter Kontrolle möglicher Einflussfaktoren präsentiert. Der Artikel schliesst mit einer Diskussion und einem Ausblick auf weiterführende Forschungsfragen.

Theoretischer Hintergrund und Forschungsstand

Eine der am häufigsten rezipierten Theorien zur Entstehung und Reproduktion sozialer Ungleichheiten ist das Konzept der primären und sekundären Herkunftseffekte von Boudon (1974). Der primäre Herkunftseffekt wird als schichtspezifische Variation in den schulischen Leistungen der Schülerinnen und Schüler definiert. Wie Becker und Lauterbach (2007) ausführen, erwerben Kinder aus höheren Schichten aufgrund von kultureller sowie ökonomischer Ausstattung und aufgrund gezielter Förderung im Elternhaus eher Fähigkeiten, die ihnen ermöglichen, gute Schulleistungen zu erbringen. Der sekundäre Herkunftseffekt wird als die schichtspezifisch variierende Wahrscheinlichkeit, bei einem schulischen Übergang einen anspruchsvolleren Oberstufentyp² oder eine weiterführende Bildung zu wählen, definiert, wobei für die schulischen Fähigkeiten des Kindes kontrolliert wird. Als Erklärung für die höhere Übertrittsrate der privilegierten Schichten in Schulklassen mit höherem Anspruchsniveau respektive in weiterführende Bildung werden von Boudon vor allem subjektive Nutzen- und Kostenfaktoren genannt. Erstens ziehen Kinder und Eltern aus höheren Schichten einen grösseren Nutzen aus weiterführenden Bildungsgängen, da sie dadurch einen Statusverlust vermeiden können. Familien aus tieferen Schichten geben sich hingegen eher mit einem tieferen Bildungsabschluss zufrieden, solange damit ein sozialer Abstieg verhindert werden kann.³ Dieses Verhalten wird in der Literatur auch Statuserhaltungsmotiv genannt. Zweitens ist weiterführende Bildung mit materiellen Kosten sowie Opportunitätskosten verbunden, die Familien aus höheren Schichten einfacher tragen können. Drittens muss berücksichtigt werden, dass für Kinder aus der Unterschicht ein ausgeprägter Aufstieg mit dem Risiko der Entfremdung von der Familie und der Herkunftsschicht verbunden ist.

Gerade bei der Berechnung der Anteile der primären und sekundären Herkunftseffekte am Gesamteffekt ist zusätzlich das Problem zu beachten, dass sich primäre und sekundäre Herkunftseffekte gegenseitig beeinflussen können. So ist anzunehmen, dass Familien mit hoher Bildungsaspiration ihren Nachwuchs in Antizipation der gewünschten schulischen Laufbahn fördern. In einem solchen Fall wird der primäre Herkunftseffekt auch von der antizipierten schulischen Laufbahn beeinflusst, weswegen die Zuteilung der schulischen Leistung zum primären Effekt diskutabel ist (vgl. Erikson et al., 2005; Jackson et al., 2007). Bislang wurde in verschiedensten Studien versucht, das Ausmass der primären und sekundären Herkunftseffekte zu quantifizieren.⁴

Tabelle 1: Übersicht über den Forschungsstand zur Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte

Land	Autorenschaft	Transition	Operationalisierung		Resultate ⁵ (primärer Herkunftseffekt)
			Primärer Herkunftseffekt	Soziale Herkunft ⁶	
Dänemark	Holm/Jaeger (2013)	T1: Sek. I -> Sek. II T2: Sek. II -> Tert.	Standardisierter Test	Klassenzugehörigkeit Bildung	T1: ca. 33% T2: 28%–33%
Deutschland	Neugebauer (2010)	T1: Prim. -> Sek. I	Schulnoten	Bildung (dichotom)	41% (Buis, 2010)
	Schindler/Reimer (2010)	T2: Sek. II -> Tert.	Schulnoten	Klassenzugehörigkeit (Vater)	15% (Erikson et al. 2005), 20% (Fairlie, 2005)
	Neugebauer/Schindler (2012)	T1 und T2	T1: Schulnoten T2: Abschlussnoten	Klassenzugehörigkeit (Vater)	T1: 34%, T2: 12%
	Neugebauer et al. (2013)	T1 und T2	T1: Schulnoten T2: Abschlussnoten	Klassenzugehörigkeit Bildung	T1: 56% T2: 28%
Frankreich ⁷	Ichou/Vallet (2013)	Vor Reform: T1: Prim. -> Sek. I T2: Sek. I -> Sek. II T3: Sek. II -> Tert.	Vor Reform: 5-Punkte-Skala (für alle 3 Transitionen)	Vor Reform: Klassenzugehörigkeit (Vater)	Vor Reform: T1: ca. 42% T2: ca. 40% T3: 0%
		Nach Reform: T1: Sek. I -> Sek. II T2: Sek. II -> Tert.	Nach Reform: T1: Schulnoten T2: Abschlussnoten	Nach Reform: Klassenzugehörigkeit (Vater) Bildung	Nach Reform: T1: ca. 50% T2: n.s.
Italien ⁸	Contini/Scagni (2013) ⁹	T1: Sek. I -> Sek. II T2: Sek. II -> Tert.	Abschlussnoten	Klassenzugehörigkeit Bildung	T1: 36% T2: 13%
Niederlande	Kloosterman et al. (2009)	T1: Prim. -> Sek. I	Standardisierter Test	Bildung	58%
	Büchner/van der Velden (2013)	T1: Prim. -> Sek. I T2: Sek. II -> Tert.	Standardisierter Test ¹⁰	Bildung	T1: 47% T2: 6%
England und Wales	Jackson et al. (2007)	T1: Sek. I -> Sek. II	Schulnoten Standardisierter Test	Klassenzugehörigkeit (Vater)	77% (Schulnoten) 28% (stand. Test)
	Jackson (2013)	T1: Sek. I -> Sek. II T2: Sek. II -> Tert.	Schulnoten Standardisierter Test	Klassenzugehörigkeit Bildung	T1: ca. 87.5% T2: ca. 64%
Schweden	Erikson/Rudolphi (2010)	T1: Sek. I -> Sek. II	Schulnoten Standardisierter Test	Klassenzugehörigkeit	58% (Schulnoten) 33% (stand. Test)
	Rudolphi (2013)	T1: Sek. I -> Sek. II T2: Sek. II -> Tert.	Schulnoten	Bildung	T1: ca. 69% T2: ca. 48%
USA	Morgan et al. (2013)	T1: Sek. I -> Sek. II T2: Sek. II -> Tert.	Standardisierte Tests	Klassenzugehörigkeit	T1: ca. 52% T2: ca. 58%

Abkürzungen:

T1: erste Transition, T2: zweite Transition, T3: dritte Transition (im jeweiligen Schulsystem des untersuchten Landes)

Prim.: Primarstufe, Sek. I : Sekundarstufe I, Sek. II: Sekundarstufe II, Tert.: Tertiärstufe

n.s.: Gesamteffekt nicht signifikant

Wie in Tabelle 1 ersichtlich ist, wurden bislang für verschiedene europäische Länder sowie die USA nicht lineare Dekompositionsanalysen durchgeführt. Die Resultate unterscheiden sich beträchtlich, können jedoch nicht ohne Weiteres auf die länderspezifische Ausgestaltung des Bildungssystems oder eine unterschiedliche Bildungspolitik zurückgeführt werden. So wurden zentrale Variablen unterschiedlich operationalisiert und jeweils andere Bildungsübergänge betrachtet. Beispielsweise schätzen Jackson et al. (2007) den primären Herkunftseffekt auf 77 Prozent, wenn die Leistung des Kindes mittels Schulnoten operationalisiert wird. Nutzen die Autoren als Indikator für die schulischen Fähigkeiten jedoch einen standardisierten kognitiven Test, beträgt der primäre Herkunftseffekt nur noch 28 Prozent.

Um mehr Klarheit bezüglich der Methodenabhängigkeit der Resultate zu schaffen, wird nachfolgend detailliert aufgezeigt, welchen Einfluss die Operationalisierung der Variablen sowie die Nutzung unterschiedlicher Dekompositionsmethoden auf den Anteil des primären und sekundären Herkunftseffektes am Gesamteffekt hat.

Methodisches Vorgehen

Methodischer Hintergrund

Bei einer Dekomposition wird der Gesamteffekt der sozialen Herkunft in einen primären und einen sekundären Effekt aufgeteilt. Bei einem linearen Modell entspricht der Gesamteffekt der sozialen Herkunft auf die Schulwahl dem Parameter β_{1a} (siehe Gleichung 1).

$$y_{\text{Schulwahl}} = \alpha + \beta_{1a} x_{\text{soziale Herkunft}} + \varepsilon \quad (1)$$

Wird das reduzierte Modell (1) durch den Mediator schulische Leistung ($X_{\text{schulische Leistung}}$) ergänzt, entsteht das volle Modell (Gleichung 2). Der Effekt der Herkunft (β_{1b}) aus dem vollen Modell entspricht dem sekundären Herkunftseffekt, da der Einfluss der sozialen Herkunft auf die Schulwahl unter Kontrolle der schulischen Leistung geschätzt wird.

$$y_{\text{Schulwahl}} = \alpha + \beta_{1b} x_{\text{soziale Herkunft}} + \beta_2 x_{\text{schulische Leistung}} + \varepsilon \quad (2)$$

Der indirekte Effekt entspricht dem primären Herkunftseffekt und ergibt sich bei linearen Modellen aus der Differenz von β_{1a} minus β_{1b} . Da wir uns für den relativen Anteil der primären und sekundären Effekte am Gesamtherkunftseffekt interessieren, müssen die beiden Herkunftseffekte in einem zweiten Schritt durch den Gesamteffekt dividiert werden. Als logische Konsequenz ergeben der Anteil des primären und der Anteil des sekundären Herkunftseffektes zusammen 100 Prozent.

Während in linearen Modellen β_{1a} und β_{1b} voneinander subtrahiert werden können, um den indirekten Effekt zu berechnen, ist dies bei nicht linearen Modellen wie beispielsweise Logit- oder Probitmodellen nicht möglich. Die Varianz des Fehlerterms wird in diesen Modellen per Annahme festgesetzt, was zu einer unbekanntem Skalierung der Parameter in Abhängigkeit der erklärten Varianz führt (vgl. Mood, 2010; Best & Wolf, 2012), weshalb der Einfluss der mediierenden Variable Schulleistung ($X_{\text{schulische Leistung}}$) auf den Effekt β_{1b} mit der möglicherweise veränderten Skalierung von β_{1b} durch das Hinzufügen der zusätzlichen Variable $X_{\text{schulische Leistung}}$ konfundiert ist. Aus diesem Grund wurden seit 2005 vier verschiedene methodische Ansätze (und eine Weiterentwicklung) entworfen, die eine Dekomposition nicht linearer Modelle unter Berücksichtigung der Problematik der unbeobachteten Heterogenität ermöglichen. Um den Rahmen dieses Artikels nicht zu sprengen, werden nur die Dekompositionsmethoden von Erikson et al. (2005), Buis (2010) sowie Karlson et al. (2010) miteinander verglichen, da bei diesen drei Methoden die Dekomposition auf Basis von Chancen (odds) beruht.¹¹

Die bislang in der Literatur am häufigsten genutzte Dekompositionsmethode wurde 2005 von Erikson et al. entwickelt und beruht auf kontrafaktischen Berechnungen. Dabei wird die Verteilung der gemessenen Leistung einer Herkunftsschicht mit der Neigung einer anderen Herkunftsschicht, in anforderungsreichere Schulstufen zu wechseln, kombiniert, während alle anderen Faktoren konstant gehalten werden. Durch die Kombination von tatsächlichen mit kontrafaktischen Berechnungen können schliesslich die verschiedenen Effekte geschätzt werden (für eine ausführliche Beschreibung: siehe Jackson et al., 2007; Kartsonaki et al., 2013). Die Weiterentwicklung von Buis (2010) ist eine Generalisierung der Methode von Erikson et al. (2005), wobei deren restriktive Annahme, dass die mediierende Variable normalverteilt sein muss, aufgegeben wird.

Die letzte hier diskutierte Dekompositionsmethode stammt von Karlson, Holm und Breen (2010, im Folgenden abgekürzt als KHB) (siehe auch Karlson & Holm, 2011). Bei dieser Methode beruht die Lösung des Skalierungsproblems darin, den Mediator (die schulische Leistung) vom Einfluss der zu dekomponierenden Variable (die soziale Herkunft) zu «bereinigen».¹² Der «bereinigte» Mediator wird dann im Modell, in welchem der bivariate Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und der Schulwahl berechnet wird (entspricht Gleichung 1), als zusätzliche unabhängige Variable hinzugefügt. Da der «bereinigte» Mediator nicht mit der sozialen Herkunftsvariable korreliert, hat die Integration dieser Variable ins Modell keinen Einfluss auf den Gesamteffekt. Jedoch beinhalten nun beide Modelle die gleichen Informationen, weshalb sowohl das reduzierte als auch das volle Modell den gleichen Fehlerterm besitzen. Somit sind die geschätzten Parameter der sozialen Herkunft in beiden Modellen gleich skaliert und können wie bei einem linearen Modell voneinander subtrahiert werden (vgl. für eine ausführlichere Erläuterung: Kohler et al., 2011).

Zur Berechnung dieser drei verschiedenen Dekompositionsmethoden werden unterschiedliche Stata-Programme verwendet. Mit dem Programm *ldecomp* von Buis (2010) kann sowohl die ursprüngliche Dekompositionsmethode von Erikson et al. (2005) als auch seine eigene Weiterentwicklung berechnet werden. Die Standardfehler für die Berechnung der Konfidenzintervalle werden in diesem Programm mittels eines implementierten Bootstrapverfahrens bestimmt. Beim Programm *kbb* (Kohler et al., 2011), welches eine Dekomposition mit der Methode von Karlson et al. (2010, 2011) ermöglicht, wird hingegen nicht direkt die Signifikanz des primären Herkunftseffektes geschätzt, sondern nur die Signifikanz der zu dekomponierenden Variable mit und ohne Berücksichtigung des Mediators. Durch eine Anpassung des Programmes wird die Signifikanz des relativen Anteils des primären Effektes am Gesamteffekt mittels Bootstrapverfahren geschätzt. Zusätzlich werden beide Programme so manipuliert, dass sowohl Designgewichte als auch robuste Standardfehler zur Korrektur der Intra-klassenkorrelation aufgrund der Klumpung der Personen in einzelnen Schulen benutzt werden können.¹³

Daten und Operationalisierung

Zur Eruierung der Stärke der primären und sekundären Herkunftseffekte in der Schweiz werden die PISA-Daten aus dem Jahr 2000 (McCluskey & Zahner, 2003) sowie die Daten der daran anschliessenden TREE-Längsschnitterhebung (TREE, 2011) verwendet. Mit diesen beiden Datensätzen ist es möglich, die Stärke der Herkunftseffekte für den zweiten Übergang von der Sekundarstufe I in die Sekundarstufe II zu schätzen.¹⁴

Die soziale Herkunft des Schülers oder der Schülerin wird analog zu den bisherigen Studien durch die elterliche Bildung oder die elterliche Klassenzugehörigkeit gemessen.¹⁵ Zwar wurde überwiegend der höchste Bildungsabschluss oder die höchste Klassenzugehörigkeit der Eltern als soziale Herkunftsvariable verwendet. Da aber in einigen Studien nur die Informationen des Vaters zur Verfügung standen, wird zusätzlich untersucht, ob diese Operationalisierungsvariante einen Einfluss auf die Resultate hat. Des Weiteren wurde in den meisten Publikationen analog zum Vorschlag von Erikson et al. (2005) die soziale Herkunftsvariable in drei Ausprägungen aufgeschlüsselt, wodurch bei Dekompositionsanalysen drei verschiedene Vergleiche gemacht werden müssen.¹⁶ Neugebauer (2010) verwendet hingegen eine dichotome soziale Herkunftsvariable. Um zu überprüfen, ob eine unterschiedliche Anzahl an Ausprägungen die Resultate beeinflusst, werden vorliegend sowohl dichotome als auch soziale Herkunftsvariablen mit drei Ausprägungen dekomponiert.¹⁷

Die schulischen Fähigkeiten der Kinder werden mit dem PISA-Leistungstest gemessen.¹⁸ Da nur die Sprachkompetenz bei allen Schülern und Schülerinnen erfasst wurde, beschränkt sich die Analyse darauf, um eine konstante und möglichst grosse Fallzahl zu gewährleisten.

Nach Ende der obligatorischen Schulzeit stehen den Abgängerinnen und

Abgängern je nach besuchtem Oberstufentyp eine unterschiedliche Anzahl an weiterführenden (Berufs-)Bildungsoptionen zur Verfügung: Während die meisten Schülerinnen und Schüler in der Schweiz eine Berufslehre absolvieren und ohne beträchtlichen Zusatzaufwand keinen Zugang zu weiterführenden Bildungsgängen haben, steht den Abgängern und Abgängerinnen der höchsten Niveaustufe neben einer normalen Berufslehre auch die Möglichkeit offen, zusätzlich zur Lehre eine Berufsmaturität zu absolvieren. Ebenso können Schüler und Schülerinnen aus Klassen mit dem höchsten Anforderungsniveau eine Diplom- oder Wirtschaftsmittelschule besuchen oder an ein Gymnasium wechseln respektive im Langzeitgymnasium bleiben.¹⁹ In diesem Artikel wird der Fokus darauf gelegt, ob die Schülerinnen und Schüler an ein Gymnasium übertreten beziehungsweise weiter im Langzeitgymnasium verweilen oder ob sie einen anderen (Berufs-)Bildungsweg einschlagen. Um Schüler und Schülerinnen zu berücksichtigen, die sich beispielsweise nach einem Zwischenjahr für den Besuch des Gymnasiums entscheiden oder die aus anforderungsärmeren Schullevels in Klassen aufsteigen, aus denen das Gymnasium besucht werden kann, werden alle Personen in die Analysen miteinbezogen, die bis in die 3. Welle von TREE an ein Gymnasium übertreten.

Ergebnisse

Im nachfolgenden ersten Teil des Ergebniskapitels werden die unterschiedlich operationalisierten Herkunftsvariablen ohne Kontrolle des bisher besuchten Oberstufentyps unter Verwendung verschiedener Methoden dekomponiert, um zu eruieren, welchen Einfluss die Operationalisierung sowie die Nutzung unterschiedlicher Methoden auf die Stärke des primären Herkunftseffektes ausübt. In Tabelle 2 sind der Gesamteffekt, der Anteil des primären Herkunftseffektes am Gesamteffekt und die Konfidenzintervalle des primären Herkunftseffektes für die drei verschiedenen Dekompositionsmethoden sowie für die verschiedenen Operationalisierungsstrategien aufgeführt.²⁰ Um eine maximale Vergleichbarkeit zu erzielen, wurden alle Modelle mit derselben Teilstichprobe (N=3'281) geschätzt.

In einem ersten Schritt wird analysiert, welchen Einfluss eine unterschiedliche Operationalisierung der sozialen Herkunftsvariable auf die Übertrittswahrscheinlichkeit der Schüler und Schülerinnen auf das Gymnasium ausübt. Die Gesamteffekte betragen je nach Operationalisierung der sozialen Herkunft zwischen 8 und 29 Prozentpunkten. Dies bedeutet, dass beispielsweise ein Kind mit Eltern, die der niedrigsten EGP-Klasse angehören, eine um 29 Prozentpunkte geringere Wahrscheinlichkeit hat, das Gymnasium zu besuchen, als ein Kind, dessen Eltern zur höchsten EGP-Klasse gehören.

Tabelle 2: Vergleich verschiedener Operationalisierungsstrategien und Dekompositionsmethoden

Vergleich der Ausprägungen		Zu dekomponierende Variable								
		höchste elterl. Bildung			höchstes elterl. EGP			EGP Haushaltsvorstand		
		Erikson	Buis	KHB	Erikson	Buis	KHB	Erikson	Buis	KHB
tief vs. mittel	Gesamteffekt als DCE	15.16***			19.32***			7.67**		
	Prim. Herkunftseffekt <i>Konfidenzintervall</i>	46.46 (34.55; 58.37)	45.89 (33.93; 57.86)	56.05 (40.31; 71.79)	51.17 (38.08; 64.27)	50.86 (37.68; 64.04)	56.44 (39.43; 73.44)	46.31 (25.33; 67.28)	45.96 (27.05; 64.87)	58.32 (33.29; 83.35)
tief vs. hoch	Gesamteffekt als DCE	25.03***			29.35***			27.76***		
	Prim. Herkunftseffekt <i>Konfidenzintervall</i>	39.15 (30.99; 47.32)	38.74 (30.55; 46.93)	47.27 (36.49; 58.05)	39.28 (31.03; 47.53)	39.05 (30.53; 47.58)	45.06 (34.08; 56.03)	44.84 (36.42; 53.26)	44.47 (35.91; 53.04)	51.85 (40.88; 62.81)
mittel vs. hoch	Gesamteffekt als DCE	9.88***			10.01***			20.10***		
	Prim. Herkunftseffekt <i>Konfidenzintervall</i>	20.93 (2.41; 39.45)	19.42 (1.55; 37.29)	25.06 (-8.93; 59.04)	25.29 (12.37; 38.20)	24.82 (11.10; 38.54)	30.30 (5.67; 54.93)	42.99 (34.35; 51.64)	43.04 (34.39; 51.69)	47.06 (31.03; 63.09)
tief vs. mittel und hoch	Gesamteffekt als DCE	20.39***			22.32***			22.72***		
	Prim. Herkunftseffekt <i>Konfidenzintervall</i>	41.93 (33.08; 50.78)	41.46 (32.27; 50.55)	50.25 (40.24; 60.25)	34.44 (24.49; 44.39)	33.91 (23.61; 44.22)	40.87 (28.38; 53.36)	45.17 (37.67; 52.68)	44.95 (37.27; 52.64)	50.55 (40.75; 60.35)
tief vs. mittel und hoch	Gesamteffekt als DCE	17.07***			17.73***			17.44***		
	Prim. Herkunftseffekt <i>Konfidenzintervall</i>	38.68 (29.53; 47.82)	37.78 (28.80; 46.77)	46.16 (34.91; 57.41)	46.33 (36.31; 56.35)	46.05 (36.28; 56.84)	51.74 (40.77; 62.71)	45.30 (34.34; 56.25)	44.88 (34.53; 55.24)	52.67 (40.08; 65.26)

Abkürzungen:

Erikson: Dekompositionsmethode von Erikson et al. (2005)

Buis: Dekompositionsmethode von Buis (2010)

KHB: Dekompositionsmethode von Karlson et al. (2010, 2011)

DCE: Discrete Change Effect in Prozentpunkten

Betrachten wir zuerst, wie sich die Gesamteffekte voneinander unterscheiden, wenn für die Operationalisierung der sozialen Herkunft unterschiedliche Ungleichheitsdimensionen genutzt werden. Tendenziell übt die EGP-Klassenvariable den stärksten Einfluss auf den Übertritt an das Gymnasium aus, während die Bildungsvariable einen schwächeren Effekt hat, wobei Individuen aus höheren Bildungsschichten beziehungsweise mit höherer Klassenzugehörigkeit die besseren Chancen auf den Übertritt an das Gymnasium haben. Das Ausmass der Gesamteffekte unterscheidet sich auch danach, welche Ausprägungen der Variablen der sozialen Herkunft miteinander verglichen werden. Die Herkunftseffekte sind am stärksten, wenn Kinder mit statushohen Eltern relativ zu Kindern mit statusniedrigen Eltern betrachtet werden.²¹ Hingegen sind die Effekte der sozialen Herkunft tendenziell am geringsten, wenn Schüler und Schülerinnen aus einer niedrigen Schicht mit solchen aus einer mittleren Schicht verglichen werden.

In einem nächsten Schritt wird der Fokus darauf gelegt, welchen Anteil der primäre Herkunftseffekt am Gesamteffekt ausmacht. Je nach Operationalisierung beträgt der primäre Herkunftseffekt zwischen 21 und 58 Prozent. Erstens fällt auf, dass der Anteil des primären Effektes am Gesamteffekt durch die Methoden von Erikson et al. (2005) und Buis (2010) jeweils um 4 bis 12 Prozentpunkte geringer geschätzt wird als durch die Methode von KHB.²² Zweitens zeigt sich, dass der primäre Herkunftseffekt am geringsten ausfällt, wenn Kinder aus einer mittleren mit Kindern aus einer hohen sozialen Schicht verglichen werden – unabhängig davon, ob die Bildung oder die EGP-Klassenzugehörigkeit der Eltern verwendet wird. Dies bedeutet, dass die um 10 bis 20 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit eines Gymnasiumübertritts von Kindern aus einer hohen Schicht (Gesamteffekt) nicht auf geringere schulische Fähigkeiten der Schülerinnen und Schüler aus der mittleren Schicht zurückzuführen ist (primärer Herkunftseffekt), sondern vielmehr auf einem anderen Entscheidungsverhalten beruht (sekundärer Herkunftseffekt). Im Gegensatz dazu ist der primäre Herkunftseffekt am grössten, wenn Kinder aus der tiefsten Schicht mit Kindern aus der mittleren sozialen Schicht verglichen werden. Daraus kann geschlossen werden, dass beim Vergleich dieser beiden Schichten weniger das Entscheidungsverhalten, sondern vielmehr die schulische Leistung über weiterführende Bildung entscheidet. Drittens kann den Konfidenzintervallen entnommen werden, dass sich die primären Herkunftseffekte in fast allen Fällen signifikant von null unterscheiden. Allerdings ist der sekundäre Effekt nur dann grösser als der primäre Herkunftseffekt, wenn das Konfidenzintervall des primären Effektes nicht 50 Prozent überschreitet. Daher kann zumindest unter Verwendung der Dekompositionsmethoden von Erikson et al. (2005) und Buis (2010) geschlossen werden, dass die erhöhte Übertrittswahrscheinlichkeit der Kinder aus statushohen Familien im Vergleich zu Kindern aus tiefen und mittleren Schichten auf ein unterschiedliches Entscheidungsverhalten und nicht auf bessere schulische Fähigkeiten zurückzuführen ist.

Schliesslich soll der Einfluss unterschiedlicher Varianten der Operationalisierung auf die Schätzung des primären Herkunftseffektes diskutiert werden. Wie bereits angedeutet, führt die Nutzung der höchsten elterlichen EGP-Klassenzugehörigkeit zu tendenziell stärkeren Gesamteffekten als die höchste Bildung der Eltern, während beim Vergleich der primären Herkunftseffekte kein klares Muster in Abhängigkeit von der genutzten Herkunftsvariable erkennbar ist. Des Weiteren ist es von Bedeutung, ob die Bestimmung der sozialen Herkunft aufgrund des sozialen Status des «Haushaltsvorstandes» oder des höchsten sozialen Status der Eltern erfolgt. Werden die Resultate der höchsten elterlichen EGP-Klassenzugehörigkeit mit der Klassenzugehörigkeit des «Haushaltsvorstandes» verglichen, sind deutliche Unterschiede erkennbar. Insbesondere hat der Gesamteffekt der sozialen Herkunft einen stärkeren Einfluss auf den Übertritt an das Gymnasium, wenn die Zuteilung aufgrund des höchsten elterlichen Status erfolgte, während die primären Herkunftseffekte bei Verwendung

des «Haushaltsvorstandes» in der Tendenz grösser sind. Schliesslich spielt es sowohl für den Gesamteffekt als auch für die Stärke des primären Herkunftseffektes eine Rolle, ob die soziale Herkunftvariable dichotom oder in drei Ausprägungen operationalisiert wird, da gerade beim Vergleich von Kindern aus der tiefsten mit Kindern aus der höchsten sozialen Herkunftsschicht extremere Effekte auftreten.

Im nachfolgenden zweiten Teil des Ergebniskapitels wird untersucht, wie sich einerseits der Gesamteffekt und andererseits der relative Anteil des primären Herkunftseffektes verändert, wenn für Drittvariablen kontrolliert wird. Zu diesem Zweck werden in Tabelle 3 zuerst die Gesamtmodelle präsentiert. Darauf werden in Tabelle 4 die dekomponierten sozialen HerkunftsvARIABLEN aus der Tabelle 3 gezeigt. Es wurden in Tabelle 3 vier Modelle berechnet, wobei in den Modellen B zusätzlich für die schulischen Fähigkeiten und in Modell 2 zusätzlich für den besuchten Oberstufentyp kontrolliert wurde. Die Dekomposition des Modells 1 entspricht daher den in Tabelle 2 dekomponierten Modellen, nur wurde für weitere potenziell einflussreiche Variablen kontrolliert. Modell 2 trägt im Gegensatz zu Modell 1 dem Umstand Rechnung, dass der Zugang zum Gymnasium erschwert ist, wenn das Kind nicht den Oberstufentyp mit dem höchsten Anforderungsniveau besucht hat.

Modell 1A kann entnommen werden, dass Kinder, deren Eltern der Dienstklasse angehören oder über einen Tertiärabschluss verfügen, im Vergleich zur Referenzkategorie eine um 5 bis 8 Prozentpunkte erhöhte Wahrscheinlichkeit aufweisen, nach Ende der obligatorischen Bildung das Gymnasium zu besuchen. Hingegen haben Schülerinnen und Schüler, deren Eltern nur einen obligatorischen Schulabschluss besitzen oder einer niedrigen EGP-Klasse angehören, eine um 11 bis 14 Prozentpunkte geringere Wahrscheinlichkeit, auf das Gymnasium überzutreten. Die Stärke der Herkunftseffekte ist eindrücklich in Anbetracht des Umstands, dass simultan sowohl für die EGP-Klassenzugehörigkeit als auch für die Bildung der Eltern kontrolliert wird. Wird in Modell 1B die PISA-Testleistung der Schüler und Schülerinnen berücksichtigt, nehmen die Herkunftseffekte zwischen 1 und 7 Prozentpunkten ab. Die Kontrolle der schulischen Fähigkeiten führt vor allem bei Kindern mit tiefer EGP-Klassenzugehörigkeit oder mit tief gebildeten Eltern zu einer Erhöhung der Übertrittswahrscheinlichkeit an das Gymnasium. Die PISA-Testleistung selber steht in einem starken Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit, ein Gymnasium zu besuchen, da eine Zunahme der Testleistung um 100 Punkte die Übertrittswahrscheinlichkeit um 20 Prozentpunkte erhöht.

Table 3: Wahrscheinlichkeit des Übertritts auf das Gymnasium (Sekundarstufe II) oder Verbleib im Langzeitgymnasium. Logitmodelle.

	Modell 1A		Modell 1B		Modell 2A		Modell 2B	
	Logit- koeffi- zienten	AME/ DCE	Logit- koeffi- zienten	AME/ DCE	Logit- koeffi- zienten	AME/ DCE	Logit- koeffi- zienten	AME/ DCE
Klassenzugehörigkeit der Eltern: (Ref.: EGP III-VII und Bauern)								
EGP VIII -X	-0.818*** (0.14)	-0.106*** (0.02)	-0.592*** (0.16)	-0.060*** (0.02)	-0.313 (0.18)	-0.022 (0.01)	-0.210 (0.19)	-0.013 (0.01)
Dienstklasse I/II	0.508*** (0.15)	0.077** (0.02)	0.518*** (0.18)	0.058*** (0.02)	0.544** (0.18)	0.037** (0.01)	0.597*** (0.18)	0.037*** (0.01)
Elterl. Bildung (Ref: Lehre/Gymnasialabschluss)								
max. oblig. Schulabschluss	-1.096*** (0.16)	-0.136*** (0.02)	-0.672*** (0.17)	-0.068*** (0.02)	-0.615** (0.21)	-0.043** (0.02)	-0.457* (0.23)	-0.029 (0.01)
Tertiärbildung	0.373** (0.12)	0.053** (0.02)	0.370*** (0.13)	0.040*** (0.01)	0.255 (0.14)	0.017 (0.01)	0.297 (0.16)	0.019 (0.01)
Schulische Leistung d. Kinder:								
PISA-Testleistung			0.019*** (0.00)	0.002*** (0.00)			0.011*** (0.00)	0.001*** (0.00)
Besuchter Oberstufentyp (Ref.: höchstes Leistungsniveau)								
mittleres Leistungs- niveau					-4.687*** (0.43)	-0.560*** (0.05)	-4.294*** (0.42)	-0.432*** (0.04)
tiefstes Leistungs- niveau					-8.208*** (0.60)	-0.600*** (0.05)	-7.348*** (0.65)	-0.474*** (0.04)
keine Differenzierung nach Leistungsniveau					-2.823*** (0.42)	-0.460*** (0.05)	-2.221*** (0.40)	-0.308*** (0.05)
Kontrollvariablen:								
Alter in Monaten	-0.020* (0.01)	-0.003* (0.00)	0.004 (0.01)	0.000 (0.00)	-0.013 (0.01)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.01)	-0.000 (0.00)
Geschlecht (1=männl.)	-0.452*** (0.12)	-0.063*** (0.02)	-0.211 (0.15)	-0.022 (0.02)	-0.578*** (0.15)	-0.039*** (0.01)	-0.488** (0.16)	-0.030** (0.01)
Urbanität (1=rural)	1.106** (0.35)	0.172** (0.06)	1.165*** (0.34)	0.134*** (0.04)	1.345** (0.43)	0.092*** (0.03)	1.300** (0.42)	0.083*** (0.03)
Aufenthaltsdauer	0.030 (0.03)	0.004 (0.00)	0.016 (0.03)	0.002 (0.03)	0.031 (0.04)	0.002 (0.00)	0.041 (0.05)	0.003 (0.00)
Zu Hause gespr. Sprache (1=Landessprache)	-0.049 (0.21)	-0.007 (0.03)	-0.614** (0.21)	-0.069** (0.03)	-0.219 (0.22)	-0.015 (0.02)	-0.475 (0.25)	-0.030 (0.02)
Familienstruktur (1=Kernfamilie)	0.336* (0.14)	0.045* (0.02)	-0.003 (0.14)	-0.000 (0.01)	0.049 (0.17)	0.003 (0.01)	-0.056 (0.18)	-0.003 (0.01)
Anzahl Geschwister	-0.075 (0.05)	-0.011 (0.01)	0.029 (0.06)	0.003 (0.01)	-0.088 (0.08)	-0.006 (0.01)	-0.063 (0.08)	-0.004 (0.00)
Konstante	1.703 (1.70)		-12.724*** (1.93)		2.731 (2.00)		-6.125*** (2.36)	
McFadden R ²	0.1614	0.1614	0.3539	0.3539	0.5842	0.5842	0.6095	0.6095
N	3281	3281	3281	3281	3281	3281	3281	328

gewichtet, geclustert, kontrolliert für die Sprachregionen.
t-Statistik in Klammern, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001
AME=Average Marginal Effects; **DCE**=Discrete Change Effects

Tabelle 4: Dekomposition der sozialen Herkunftseffekte aus Tabelle 3

		Zu dekomponierende Variable					
		Bildung der Eltern (unter Kontrolle der EGP-Zugehörigkeit der Eltern)			EGP der Eltern (unter Kontrolle der Bildung der Eltern)		
		KHB	Buis - tief	Buis - hoch	KHB	Buis - tief	Buis - hoch
Vergleich der Ausprägungen		Ohne Kontrolle des besuchten Oberstufentyps					
tief vs. mittel	Gesamteffekt als DC	13.6***			10.6***		
	Prim. Herkunftseffekt	51.20	57.58	58.82	46.47	57.81	58.70
	Konfidenzintervall	(26.81; 75.59)	(45.92; 69.23)	(45.65; 71.98)	(17.91; 75.03)	(42.70; 72.92)	(46.18; 71.21)
tief vs. hoch	Gesamteffekt als DC	18.9***			18.3***		
	Prim. Herkunftseffekt	44.46	48.48	49.11	39.44	49.17	49.95
	Konfidenzintervall	(26.53; 62.39)	(40.95; 56.00)	(39.82; 58.39)	(20.34; 58.55)	(36.75; 61.60)	(38.92; 60.97)
mittel vs. hoch	Gesamteffekt als DC	5.3**			7.7**		
	Prim. Herkunftseffekt	25.86	24.59	23.76	28.77	35.94	36.50
	Konfidenzintervall	(-43.24; 94.96)	(0.32; 48.86)	(-0.32; 47.83)	(-19.78; 77.32)	(14.49; 57.39)	(16.11; 56.89)
		Unter Kontrolle des besuchten Oberstufentyps					
tief vs. mittel	Gesamteffekt als DC	4.3**			2.2		
	Prim. Herkunftseffekt	31.96	53.50	54.43	33.26	64.39	65.38
	Konfidenzintervall	(-0.20; 64.13)	(40.56; 66.44)	(39.53; 69.34)	(-18.64; 85.17)	(38.59; 90.34)	(44.69; 86.07)
tief vs. hoch	Gesamteffekt als DC	6.0***			5.9***		
	Prim. Herkunftseffekt	23.08	47.18	47.89	18.89	50.20	51.24
	Konfidenzintervall	(0.99; 45.18)	(36.76; 57.60)	(37.39; 58.38)	(-0.06; 37.83)	(38.61; 61.79)	(39.24; 63.25)
mittel vs. hoch	Gesamteffekt als DC	1.7			3.7***		
	Prim. Herkunftseffekt	-0.73	26.94	27.32	10.91	32.67	33.91
	Konfidenzintervall	(-80.5; 79.03)	(0.98; 52.91)	(-1.35; 55.99)	(-18.66; 40.48)	(14.54, 51.45)	(14.34; 53.48)

gewichtet, geclustert, kontrolliert für Alter, Geschlecht, Aufenthaltsdauer, Familienstruktur, Anzahl Geschwister, Urbanität, Sprachregion

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

kursive Schrift: nicht sinnvoll interpretierbar, da der Gesamteffekt nicht signifikant ist

KHB: Dekompositionsmethode nach Karlson et al. (2010, 2011)

Buis: Dekompositionsmethode nach Buis (2010)

tief / hoch: soziale Herkunftsvariable, die kontrolliert, aber nicht dekomponiert wird, wurde auf den tiefsten / auf den höchsten sozialen Status gesetzt

DCE: Discrete Change Effects in Prozentpunkten

In den Modellen 2A und 2B wird zusätzlich der besuchte Oberstufentyp berücksichtigt, der stark mit dem Übertritt an das Gymnasium korreliert. Dabei wird in Modell 2A die Übertrittswahrscheinlichkeit an das Gymnasium um 46 bis 60 Prozentpunkte und in Modell 2B trotz Kontrolle der schulischen Fähigkeiten immer noch um 31 bis 47 Prozentpunkte erhöht, wenn das Kind das

höchste Leistungsniveau besucht hat. Dies bedeutet, dass Schülerinnen und Schüler aus einem Schullevel mit niedrigen Anforderungen mit einer um 60 Prozentpunkte geringeren Wahrscheinlichkeit an das Gymnasium übertreten als Kinder, die den anforderungsreichsten Schullevel besucht haben. Wird für den Oberstufentyp kontrolliert, verfehlen die Herkunftsvariablen fast ausnahmslos das 5-Prozent-Signifikanzniveau. Die einzige Ausnahme sind Kinder, deren Eltern einer Dienstleistungsklasse angehören. Diese haben trotz Kontrolle der schulischen Fähigkeiten, des besuchten Oberstufentyps und der Bildung der Eltern immer noch eine 4 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, an das Gymnasium überzutreten.

Nachfolgend werden die in Tabelle 3 berechneten Gesamteffekte der Modelle 1A und 2A mit den Methoden von Buis (2010) und KHB dekomponiert.²³ Obwohl mit beiden Dekompositionsmethoden Kontrollvariablen berücksichtigt werden können, müssen bei der Methode von Buis (2010) die Kontrollvariablen jeweils auf einen Wert fixiert werden, während dies bei KHB nicht nötig ist.²⁴ Diese unterschiedliche Berücksichtigung der Kontrollvariablen durch die beiden Dekompositionsmethoden führt nur zu geringen Unterschieden von maximal 10 Prozentpunkten zwischen den primären Herkunftseffekten, wenn nicht für den besuchten Oberstufentyp kontrolliert wird. Dabei fallen die geschätzten primären Herkunftseffekte bei der Verwendung von Buis' Methode durchwegs ein wenig grösser aus als die primären Herkunftseffekte, die mit der Dekompositionsmethode von KHB berechnet werden. Wird jedoch für den zuvor besuchten Oberstufentyp kontrolliert, vergrössern sich die Unterschiede zwischen den beiden Dekompositionsmethoden, wobei die mit der Methode von Buis berechneten primären Herkunftseffekte im Extremfall gut 30 Prozentpunkte höher ausfallen. Da bei der Dekompositionsmethode von Buis die Kontrollvariablen auf einen fixen Wert gesetzt werden, entsprächen die generierten Resultate einer Situation, in welcher ausschliesslich Schüler und Schülerinnen das Gymnasium besuchen können, die zuvor den Oberstufentyp mit dem höchsten Anforderungsniveau durchlaufen haben. Im Gegensatz dazu werden bei der Methode von KHB alle Schülerinnen und Schüler unabhängig von ihrem zuvor besuchten Oberstufentyp berücksichtigt.²⁵ Da jedoch in der vorliegenden Untersuchung alle Personen einbezogen werden, die innerhalb von drei Jahren nach der PISA-Erhebung an ein Gymnasium wechseln, und in dieser Zeit die Möglichkeit besteht, die Zugangsberechtigung zum Gymnasium nachträglich zu erwerben, ist es eine adäquatere Modellierung, für den zuvor besuchten Oberstufentyp zu kontrollieren. Aus diesem Grund, sowie weil sich die primären Herkunftseffekte ohne Kontrolle des besuchten Oberstufentyps zwischen den beiden Methoden nur in geringem Ausmass unterscheiden, wird nunmehr nur auf die Dekompositionsergebnisse eingegangen, die auf der Methode von KHB beruhen.

Wenn nicht für den besuchten Oberstufentyp kontrolliert wird, beträgt der primäre Herkunftseffekt zwischen 26 und 51 Prozent des Gesamteffektes. Die primären Herkunftseffekte sind am ausgeprägtesten, wenn bildungsferne Kinder

mit Kindern verglichen werden, deren Eltern eine Lehre oder ein Gymnasium abgeschlossen haben. Die grössten sekundären Herkunftseffekte finden sich hingegen, wenn Kinder von Eltern mit einer abgeschlossenen Lehre oder einem Gymnasiumsabschluss mit Kindern von tertiärgebildeten Eltern verglichen werden. Die Effekte sind in fast allen Fällen signifikant von null verschieden, jedoch übersteigt die obere Grenze des Konfidenzintervalls durchwegs die 50-Prozent-Marke. Daher ist es nicht möglich festzustellen, ob der primäre oder der sekundäre Herkunftseffekt grösser ist.

Nachfolgend werden die Dekompositionsergebnisse auch mit denjenigen aus der Tabelle 2 verglichen, um zu eruieren, welchen Einfluss die zusätzliche Kontrolle von Drittvariablen auf das Ausmass der primären Herkunftseffekte und auf die Grösse der Konfidenzintervalle hat. Im Vergleich zu den Dekompositionsergebnissen aus der Tabelle 2 fällt auf, dass die Konfidenzintervalle in Tabelle 4 deutlich grösser sind, was mit der geringeren Stärke der Gesamteffekte erklärt werden kann. Des Weiteren ist ersichtlich, dass sich trotz Kontrolle von weiteren potenziellen Faktoren und trotz gleichzeitiger Berücksichtigung der beiden Herkunftsvariablen die primären Herkunftseffekte in Tabelle 4 nur unwesentlich von denjenigen in Tabelle 2 unterscheiden. Die grössten Unterschiede zwischen den Resultaten aus Tabelle 2 und Tabelle 4 finden sich beim Vergleich von Kindern aus einer Familie mit einem tiefen sozialen Status mit Kindern aus einer Familie mit einem mittleren sozialen Status. Hingegen unterscheiden sich die primären Herkunftseffekte kaum voneinander, wenn Kinder aus einer mittleren Schicht mit Kindern aus einer hohen Schicht verglichen werden.

In einem nächsten Schritt wird das Ausmass der primären Herkunftseffekte unter Kontrolle des besuchten Oberstufentyps betrachtet. Der primäre Herkunftseffekt beträgt zwischen 11 und 32 Prozent, wobei der Effekt beim Vergleich von Kindern mit Eltern aus der niedrigsten Bildungsschicht mit Kindern aus der mittleren Bildungsschicht am grössten ausfällt. Der primäre Herkunftseffekt ist am geringsten, wenn Kinder mit Eltern aus den mittleren EGP-Klassen mit Kindern aus den höchsten EGP-Klassen verglichen werden. Erwähnenswert ist weiter, dass die primären Herkunftseffekte offensichtlich kleiner werden, wenn für den besuchten Oberstufentyp kontrolliert wird. Dies ist auf die homogenen schulischen Fähigkeiten innerhalb eines Oberstufentyps zurückzuführen, weswegen der Besuch einer weiterführenden Schule stärker von den individuellen Entscheidungen abhängig wird. Dieser Befund wird dadurch verdeutlicht, dass die oberen Konfidenzintervalle in beinahe allen Fällen deutlich geringer sind als 50 Prozent und die unteren Konfidenzintervalle teilweise sogar kleiner als null ausfallen. Daher ist die höhere Wahrscheinlichkeit des Gymnasiumübertritts von Kindern aus einer hohen Schicht im Vergleich zu Kindern aus einer niedrigen oder einer mittleren Schicht unter Kontrolle des besuchten Oberstufentyps nicht auf bessere schulische Fähigkeiten zurückführbar, sondern muss in erster Linie durch sekundäre Herkunftseffekte erklärt werden.

Diskussion und Fazit

Die beiden Ziele der vorliegenden Untersuchung bestanden darin, einerseits den Einfluss unterschiedlicher Operationalisierungsstrategien und Dekompositionsmethoden auf das Ausmass der primären und sekundärer Herkunftseffekte zu bestimmen und andererseits für die Schweiz den Einfluss der sozialen Herkunft beim zweiten schulischen Übergang in einen primären und einen sekundären Herkunftseffekt zu dekomponieren. Das erste Ziel betreffend kann festgehalten werden, dass erstens die Dekompositionsmethoden von Erikson et al. (2005) sowie Buis (2010) sehr ähnliche Resultate liefern. Wird nicht für zusätzliche Variablen kontrolliert, führt die Dekompositionsmethode von Karlson et al. (2010, 2011) zu grösseren primären Herkunftseffekten als die beiden anderen Methoden. Dieser Befund deckt sich mit den Resultaten von Karlson und Holm (2011) sowie Ichou und Vallet (2013). Unter Kontrolle diverser Variablen fallen die mit der KHB-Dekompositionsmethode geschätzten primären Herkunftseffekte hingegen kleiner aus als bei der Berechnung mit den Methoden von Erikson et al. (2005) oder Buis (2010). Eine mögliche Erklärung ist, dass bei den Dekompositionsmethoden von Erikson et al. (2005) und Buis (2010) die zu kontrollierenden Variablen auf einen fixen Wert gesetzt werden müssen, während bei der KHB-Methode alle Werte der Variablen berücksichtigt werden können. Zweitens wird die Stärke der primären Herkunftseffekte nicht davon beeinflusst, ob die Bildung der Eltern oder die EGP-Klassenzugehörigkeit der Eltern für die Operationalisierung der sozialen Herkunft genutzt wird. Drittens führt die Indikation der sozialen Herkunft mit drei Ausprägungen zu den geringsten (mittlere vs. hohe Schichtzugehörigkeit) und zu den grössten primären Herkunftseffekten (tiefe vs. mittlere Schichtzugehörigkeit), während die Effekte geringer sind, wenn die soziale Herkunft dichotom operationalisiert wird. Viertens führt die Verwendung der Statusinformationen des „Haushaltsvorstandes“ zu tendenziell grösseren primären Herkunftseffekten, als wenn die soziale Herkunftsvariable aufgrund des höchsten sozialen Status der Eltern gebildet wird.

Das zweite Ziel bestand darin, unter Berücksichtigung verschiedener Kontrollvariablen den primären Herkunftseffekt für den zweiten schulischen Übergang von der Sekundarstufe I in das Gymnasium zu dekomponieren. Die geschätzten primären Herkunftseffekte unterscheiden sich trotz Kontrolle verschiedener Merkmale der Schülerinnen und Schüler – wie des Alters, des Geschlechts, der Aufenthaltsdauer in der Schweiz, der Familienstruktur, der Anzahl Geschwister sowie der Urbanität der Wohngemeinde – kaum von den Resultaten, die ohne Kontrolle dieser Variablen berechnet wurden. Da eine Modellierung ohne Berücksichtigung des besuchten Oberstufentyps nicht realitätsnah ist, weil ein Übertritt an das Gymnasium tendenziell nur aus dem anforderungsreichsten Schullevel erfolgen kann, wurde in einem zweiten Schritt zusätzlich zu den oben erwähnten Variablen für den besuchten Oberstufentyp kontrolliert. Erstaunli-

cherweise haben Kinder mit tertiärgebildeten Eltern – selbst, wenn verschiedene Kontrollvariablen konstant gehalten werden – unter Berücksichtigung der elterlichen EGP-Klassenzugehörigkeit und unter Beachtung der individuellen schulischen Fähigkeiten sowie des besuchten Oberstufentyps eine um 6 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, an ein Gymnasium überzutreten, als Kinder aus niedrigen Schichten. Gleiches gilt, wenn anstelle der elterlichen Bildung die elterliche EGP-Klassenzugehörigkeit betrachtet wird. Aber selbst beim Vergleich von Kindern mit Eltern aus einer mittleren EGP-Klasse mit Kindern von Eltern aus der Dienstklasse beträgt der Gesamteffekt immer noch 3,7 Prozentpunkte. Die mit der Dekompositionsmethode von Karlson et al. (2010, 2011) geschätzten primären Herkunftseffekte betragen 23 Prozent, wenn die elterliche Bildung dekomponiert wird, und 19 Prozent, wenn die zu dekomponierende Variable die EGP-Klassenzugehörigkeit der Eltern ist, wobei jeweils Kinder aus der tiefsten mit solchen aus der höchsten Schicht verglichen werden. Beim Vergleich von Kindern aus der mittleren EGP-Klasse mit solchen aus der hohen EGP-Klasse macht der primäre Herkunftseffekt hingegen nur noch 11 Prozent aus. Die oberen Grenzen des Konfidenzintervalls sind jeweils kleiner als 50 Prozent, während die unteren Grenzen teilweise sogar geringer als null sind, weshalb gefolgert werden kann, dass die sekundären Herkunftseffekte signifikant grösser sind als die primären Herkunftseffekte. Entsprechend beruht die höhere Wahrscheinlichkeit des Gymnasiumübertritts von Kindern aus einer hohen Schicht im Vergleich zu Kindern aus einer tiefen oder einer mittleren Schicht nicht auf besseren schulischen Fähigkeiten (primärer Herkunftseffekt), sondern auf einem systematisch unterschiedlichen Entscheidungsverhalten (sekundärer Herkunftseffekt). Dieses Resultat ist insofern positiv, weil Faktoren, die das Ausmass des sekundären Herkunftseffektes beeinflussen, wie beispielsweise die Informationsasymmetrie zwischen den sozialen Schichten (vgl. Becker, 2009), leichter politisch beeinflusst werden können als primäre Herkunftseffekte, die letztlich auf dem sozialstrukturellen Gefüge der Gesellschaft, etwa der Verteilung von finanziellen und kulturellen Ressourcen, beruhen.

Zum Abschluss werden die gewonnenen Resultate mit den bisherigen internationalen Resultaten verglichen. Solange nicht für den besuchten Oberstufentyp sowie für weitere möglicherweise einflussreiche Variablen kontrolliert wird, was der Vorgehensweise der meisten bisherigen Studien entspricht, betragen die primären Herkunftseffekte in der Schweiz durchschnittlich 40 Prozent.²⁶ Somit ist die Stärke des primären Herkunftseffektes beim zweiten Übergang in der Schweiz vergleichbar mit den Resultaten aus Schweden. Von den untersuchten Ländern weisen einzig England und Wales noch grössere primäre Herkunftseffekte beim zweiten Übergang auf, während in allen anderen Ländern die Effekte geringer sind. Annahmen über die Ursachen dieser Unterschiede sind jedoch rein spekulativ, solange nicht ein einheitlicher Datensatz genutzt wird, der es ermöglichen würde, die gleichen Variablen für die Leistungsmessung zu nutzen und die sozialen Herkunftsvariablen einheitlich zu operationalisieren. Des Weiteren

ist es unerlässlich, bei späteren schulischen Übergängen für den zuvor besuchten Schultyp zu kontrollieren. Ansonsten werden die primären Herkunftseffekte überschätzt, weil die Schüler und Schülerinnen innerhalb eines Oberstufentyps eine grössere Leistungshomogenität aufweisen.

In dieser Studie konnte gezeigt werden, dass die Operationalisierung der zu dekomponierenden Variable sowie die genutzte Dekompositionsmethode einen Einfluss auf die geschätzten relativen Anteile am Gesamteffekt haben. Jedoch ist nicht weiter darauf eingegangen worden, wodurch diese Unterschiede entstehen, was sicherlich in einem eigenen Methodenartikel thematisiert werden könnte. Des Weiteren wurde in dieser Studie nur das Ausmass des primären und sekundären Herkunftseffektes für den zweiten schulischen Übergang bestimmt, weshalb in einem nächsten Schritt die Stärke des primären und sekundären Herkunftseffektes für die erste und für die dritte schulische Transition in der Schweiz geschätzt werden sollten.

Anmerkungen

- 1 Unter schulischem Übergang wird die Neuzuteilung des bisherigen Klassenverbandes in Schultypen mit unterschiedlichem Leistungsniveau oder in unterschiedliche Ausbildungen wie eine Lehre oder ein Gymnasium verstanden. Diese Zuteilung erfolgt zum einen aufgrund der bisherigen schulischen Leistung des Kindes, zum anderen aufgrund der persönlichen Präferenz der Kinder sowie ihrer Eltern. Im Schweizer Schulsystem existieren drei schulische Übergänge: Die erste Transition findet von der Primarschule in die Sekundarstufe I mit ihren (je nach Kanton unterschiedlich stark) in Leistungsklassen aufgeteilten Oberstufen statt. Die zweite Transition erfolgt von der Sekundarstufe I in die Sekundarstufe II, also nach Ende der obligatorischen Schulbildung. Die dritte Transition wiederum ist diejenige von der Sekundarstufe II in die Tertiärstufe.
- 2 Je nach Kanton existiert in der Schweiz auf der Sekundarstufe I eine unterschiedliche Anzahl an verschiedenen Anforderungsstufen, deren Bezeichnungen sich auch je nach Kanton unterscheiden. Daher existieren keine einheitlichen Bezeichnungen und es werden die Begriffe Oberstufentyp oder Schullevel verwendet.
- 3 Wie Boudon (1974) aufgrund der Überlegungen von Keller und Zavalloni (1964) ausführt, ist dieses Verhalten der unteren Schichten nicht auf ein niedrigeres Aspirationsniveau im Vergleich zu den höheren Schichten zurückzuführen. Vielmehr liegt dieses Verhalten darin begründet, dass niedrigere Schichten im Vergleich zu den höheren Schichten eine grössere soziale Distanz zurücklegen müssen, wenn sie höhere Bildung anvisieren.
- 4 Der Vergleichbarkeit halber werden nur Resultate diskutiert, die auf der Dekomposition nicht linearer Modelle beruhen. Ebenso werden Studien, welche spezielle Subpopulationen (Erikson, 2007) bzw. ethnische Ungleichheiten (Jackson, Jonsson & Rudolphi, 2012) untersuchen, aus Gründen der Vergleichbarkeit nicht mitberücksichtigt. Ebenfalls keine Berücksichtigung findet der Artikel von Morgan (2012), da diese Studie einerseits einen explizit methodischen Fokus aufweist und andererseits die Dekompositionsanalysen für den Sammelbandbeitrag von Morgan et al. (2013) mit den gleichen Daten geschätzt wurden.
- 5 Berechnet wurde jeweils, wie viel Prozent der primäre Herkunftseffekt am Gesamteffekt ausmacht. In den meisten Studien wurden drei Ausprägungen der sozialen HerkunftsvARIABLE miteinander verglichen. Berichtet wird jeweils der arithmetische Mittelwert des Anteils des primären Herkunftseffektes am Gesamteffekt aus den drei Vergleichen. Wenn nicht anders erwähnt, wurde die Dekompositionsmethode von Erikson et al. (2005) verwendet.

- 6 Wenn nicht anders berichtet, haben die Variablen der sozialen Herkunft drei Ausprägungen und es wurde der höchste soziale Status der Eltern verwendet.
- 7 In diesem Sammelbandbeitrag werden zwei Geburtskohorten (1951 und 1984) miteinander verglichen, wobei die erste Geburtskohorte noch ein Schulsystem mit drei Transitionen durchlaufen musste, während die zweite Geburtskohorte schon von der Reform des Jahres 1959, in welcher die Anzahl der Transitionen auf zwei reduziert wurde, profitieren konnte.
- 8 Neben der Dekompositionsmethode von Erikson et al. (2005) wurde eine Sample Selection Korrektur gerechnet.
- 9 Die Resultate für die erste Transition wurden ebenfalls im Sammelbandbeitrag von Contini et al. (2011) veröffentlicht.
- 10 Die Testresultate des standardisierten Tests, den die Kinder im Alter von 12 Jahren lösen müssen, werden auch für die Berechnung der zweiten Transition verwendet.
- 11 Daneben existiert noch die Methode von Fairlie (2005), bei der Wahrscheinlichkeiten dekomponiert werden. Die neueste Dekompositionsmethode stammt von Morgan (2012) und beruht auf der Berechnung von sogenannten «associational effects».
- 12 Dieser bereinigte Mediator wird gebildet, indem vom ursprünglichen Mediator der Effekt der sozialen Herkunft auf die Schulwahl subtrahiert wird, wodurch der bereinigte Mediator nur noch aus den Residuen der linearen Regression vom Mediator auf die abhängige Variable besteht.
- 13 Der genaue Stata-Code kann auf Anfrage bei der Autorin bezogen werden. Spezieller Dank gebührt Ben Jann (2006, 2008) für seine Unterstützung bei der Programmierung.
- 14 Da die Schülerinnen und Schüler in der Schweiz drei schulische Übergänge bis zur Tertiärstufe durchlaufen (vgl. Endnote 1), stellt sich die Frage, inwieweit die Schweizer Resultate mit den bisherigen Ergebnissen verglichen werden können, da in den meisten Ländern nur zwei schulische Übergänge existieren und die zweite Transition von der Sekundarstufe II in die Tertiärstufe erfolgt.
- 15 Die niedrigste Bildungskategorie umfasst diejenigen Eltern, die maximal einen obligatorischen Schulabschluss besitzen. Eltern, die eine Berufslehre oder ein Gymnasium absolviert haben, wurden der mittleren Bildungskategorie zugeteilt. Die höchste Ausprägung umfasst schliesslich Eltern mit einem Tertiärabschluss. Die Operationalisierung der Klassenvariable erfolgt nach dem Muster von Erikson et al. (1979): Die Eltern wurden der obersten Klasse zugeteilt, wenn sie der unteren oder oberen Dienstklasse angehören. Die Mittekategorie umfasst entsprechend ihrem Vorschlag die nicht manuellen Berufe mit Routinetätigkeiten (EGP-Gruppe III), die Techniker (EGP-Gruppe VII) sowie die selbstständigen Bauern. In der niedrigsten Klasse befinden sich schliesslich die Facharbeiter (EGP-Gruppe VIII), die an- und ungelernten Arbeiter (EGP-Gruppe IX) sowie die Landarbeiter (EGP-Gruppe X). Es bleibt zu erwähnen, dass Neugebauer und Schindler (2012) sowie Schindler und Reimer (2010) als einzige Autoren die EGP-Gruppe VII zur untersten Kategorie zählten.
- 16 Es handelt sich dabei um den Vergleich der niedrigsten mit der höchsten Variablenkategorie, der niedrigsten mit der mittleren Kategorie sowie der mittleren mit der höchsten Kategorie.
- 17 Möglicherweise ist das Testen der obersten gegen die beiden unteren Ausprägungen gerade bei der EGP-Variable besonders angebracht, da dieses Klassenschema noch aus der Zeit stammt, in der die europäischen Gesellschaften Industriegesellschaften waren. Es ist daher fragwürdig, ob eine Zuordnung der Facharbeiter zur untersten Kategorie legitim ist, während nicht manuelle Berufe mit Routinetätigkeiten der Mittekategorie zugeordnet werden.
- 18 Die Schulnoten eignen sich hingegen als valide Leistungsmessung weniger, weil erstens die Schülerinnen und Schüler in der Schweiz in der neunten Klasse bereits niveauabhängigen Schullevels zugeteilt wurden und die Schulnoten nur innerhalb eines Schullevels, jedoch nicht zwischen ihnen vergleichbar sind. Zweitens variiert die Notengebung in

einem dezentralen Bildungssystem wie der Schweiz stark nach der sozialen Zusammensetzung der Klasse und stellt daher nur innerhalb einer Schulklasse eine valide Messung dar. Drittens sind Schulnoten wahrscheinlich durch die Motivation wie auch durch die Bildungsaspirationen der Schülerinnen und Schüler sowie ihrer Eltern beeinflusst (vgl. Jackson et al., 2007), weswegen der sekundäre Herkunftseffekt aufgrund dieser antizipatorischen Effekte unterschätzt wird. Viertens können Schulnoten durch die subjektive Wahrnehmung von Lehrpersonen aufgrund von Anker-Effekten verzerrt sein (vgl. für eine Literaturübersicht: Hoge & Coladarci, 1989). Dies trifft insbesondere auf Bewertungen zu, die auf einer subjektiven Einschätzung der Lehrperson basieren (z.B. die Benotung der mündlichen Beteiligung oder die Korrektur eines Schulaufsatzes) und daher am wahrscheinlichsten durch die soziale Herkunft des Kindes beeinflusst sein könnten. Aus den genannten Gründen ist eine Messung der schulischen Leistung des Kindes durch einen standardisierten Test vorzuziehen.

- 19 In einigen Kantonen steht den Schülerinnen und Schülern nach dem Ende der Primarstufe die Möglichkeit offen, gleich in das Langzeitgymnasium zu wechseln. Als Konsequenz haben sie dann am Ende der neun obligatorischen Schuljahre keine Zugangsbeschränkung zum Gymnasium in Form von einem zu erreichenden Notendurchschnitt oder von Zulassungsprüfungen.
- 20 Der Gesamteffekt wird aus Gründen der unbeobachteten Heterogenität als *Discrete Change Effekt* berechnet (vgl. Mood, 2010; Best & Wolf, 2012). In allen Tabellen wird der primäre Herkunftseffekt aufgeführt. Der sekundäre Herkunftseffekt kann aus der Differenz zwischen dem Gesamteffekt (100 Prozent) und dem primären Effekt berechnet werden.
- 21 Die Begriffe wie Status und Schicht werden im Nachfolgenden als Überbegriff für die beiden Ungleichheitsdimensionen Bildung und EGP-Klassenzugehörigkeit verwendet.
- 22 Weshalb die Dekompositionsmethode von Karlson et al. (2010, 2011) höhere relative Anteile als die Dekompositionsmethoden von Erikson et al. (2005) und Buis (2010) ergibt, ist unklar. Auch bei anderen Vergleichen von Dekompositionsmethoden wurde festgestellt, dass die KHB-Methode geringfügig höhere relative Anteile berechnet (vgl. Karlson & Holm, 2011 und Ichou & Vallet, 2013).
- 23 Berechnungen, die auf Anfrage bei der Autorin erhältlich sind, zeigen, dass die Dekompositionsmethode von Erikson und Buis auch unter Kontrolle von weiteren Variablen sehr ähnliche Resultate schätzen. Daher werden nur die primären Herkunftseffekte für die Dekompositionsmethode von Buis (2010) präsentiert.
- 24 Die primären und sekundären Herkunftseffekte werden für ein 15,6 Jahre altes Mädchen berechnet, das seit seiner Geburt in der Schweiz lebt und zu Hause eine Landessprache spricht. Es lebt in einer Kernfamilie mit einem Geschwister in einer urbanen Gemeinde. Das Ausmass der primären und sekundären Herkunftseffekte unterscheidet sich nur minim, wenn die Berechnungen für einen Jungen anstatt für ein Mädchen durchgeführt werden. Variiert wird zusätzlich jeweils die zweite soziale Herkunftsvariable, die kontrolliert, aber nicht dekomponiert wird, wobei die Variable einmal auf einen tiefen und einmal auf einen hohen Status gesetzt wird.
- 25 Die primären Herkunftseffekte sind minim höher, wenn die Berechnung für andere Oberstufentypen erfolgt.
- 26 Aus Gründen der Vergleichbarkeit mit den internationalen Resultaten wurde aus den mit der Methode von Erikson et al. (2005) gewonnenen Resultaten der Durchschnitt berechnet.

Bibliografie

- Adams, R. & Wu, M. (Hrsg.) (2002). *PISA 2000 Technical Report*. Paris: OECD.
- Becker, R. (2009). Wie können «bildungsferne» Gruppen für ein Hochschulstudium gewonnen werden? Eine empirische Simulation mit Implikationen für die Steuerung des Bildungswesens. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 61(4), 563–593.
- Becker, R. (2010). Soziale Ungleichheit im Schweizer Bildungssystem und was man dagegen tun könnte. In M. P. Neuenschwander & H.-U. Grunder (Hrsg.), *Schulübergang und Selektion* (S. 91–108). Chur: Rüegger.
- Becker, R. & Lauterbach, W. (2007). Dauerhafte Bildungsungleichheiten – Ursachen, Mechanismen, Prozesse und Wirkungen. In R. Becker & W. Lauterbach (Hrsg.), *Bildung als Privileg* (S. 9–39). Wiesbaden: VS Verlag.
- Best, H. & Wolf, C. (2012). Modellvergleich und Ergebnisinterpretation in Logit- und Probit-Regressionen, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 64(2), 377–395.
- Boudon, R. (1974). *Education, Opportunity, and Social Inequality. Changing Prospects in Western Societies*. New York: Wiley.
- Buchmann, M., Charles, M. & Sacchi, S. (1993). The lifelong shadow. Social origins and educational opportunities in Switzerland. In Y. Shavit & H-P. Blossfeld (Hrsg.), *Persistent inequalities. Changing educational stratification in thirteen countries* (S. 177–192). Boulder, CO: West View Press.
- Buchmann, M., Sacchi, S., Lamprecht, M. & Stamm, H. P. (2007). Tertiary education expansion and social inequality in Switzerland. In Y. Shavit, R. Arum; A. Gomoran (Hrsg.), *Stratification in higher education* (S. 321–348). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Büchner, C. & van der Velden, R. (2013). How Social Background Affects Educational Attainment over Time in the Netherlands. In M. Jackson (Hrsg.), *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 89–115). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Buis, M. (2010). Direct and indirect effects in a logit model. *The Stata Journal*, 10(1), 11–29.
- Contini, D. & Scagni, A. (2011). Secondary School Choices in Italy: Ability or Social Background? In M. Attanasia & V. Capursi (Hrsg.), *Statistical Methods for the Evaluation of University Systems* (S. 223–246). Heidelberg: Springer.
- Contini, D. & Scagni, A. (2013). Social-Origin Inequalities in Educational Careers in Italy. Performance or Decision Effects? In M. Jackson (Hrsg.), *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 149–184). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Erikson, R. (2007). Social selection in Stockholm schools. Primary and secondary effects on the transition to upper secondary education. In S. Scherer, R. Pollak, G. Otte & M. Gangl (Hrsg.), *From Origin to Destination. Trends and Mechanisms in Stratification Research* (S. 58–77). Frankfurt, New York: Campus.
- Erikson, R. & Rudolphi, F. (2010). Change in social selection to upper secondary school – Primary and secondary effects in Sweden. *European Sociological Review*, 26(3), 291–305.
- Erikson, R., Goldthorpe, J. H. & Portocarrero, L. (1979). Intergenerational class mobility in three Western European societies: England, France and Sweden. *British Journal of Sociology*, 30(4), 415–441.
- Erikson, R., Goldthorpe, J. H., Jackson, M., Yaish, M. & Cox, D. (2005). On class differentials in educational attainment. *PNAS*, 102(27), 9730–9733.
- Fairlie, R. W. (2005). An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 305–316.
- Hadjar, A. & Berger, J. (2010). Dauerhafte Bildungsungleichheiten in Westdeutschland, Ostdeutschland und der Schweiz: Eine Kohortenbetrachtung der Ungleichheitsdimensionen soziale Herkunft und Geschlecht. *Zeitschrift für Soziologie*, 39(3), 182–201.

- Hoge, R. & Coladarci, T. (1989). Teacher-Based Judgments of Academic Achievement. A Review of Literature. *Review of Educational Research*, 59(3), 297–313.
- Holm, A. & Jaeger, M. (2013). Dentist, Driver, or Dropout? Family Background and Secondary Education Choices in Denmark. In M. Jackson (Hrsg.), *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 228–252). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Hupka, S., Sacchi, S. & Stalder, B. (2010). Social origin and access to upper secondary education in Switzerland. A comparison of company-based apprenticeship and exclusively school-based programmes. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie*, 36(1), 11–31.
- Ichou, M. & Vallet, L.-A. (2013). Academic Achievement, Tracking Decisions, and Their Relative Contribution to Educational Inequalities. Change over Four Decades in France. In M. Jackson (Hrsg.), *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 11–148). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Jackson, M. (2013): Social Background and Educational Transitions in England. In M. Jackson (Hrsg.): *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 253–279). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Jackson, M., Erikson, R., Goldthorpe, J. H. & Yaish, M. (2007). Primary and secondary effects in class differentials in educational attainment. The transition to A-Level courses in England and Wales. *Acta Sociologica*, 50(3), 211–229.
- Jackson, M., Jonsson, J. O. & Rudolph, F. (2012). Ethnic inequality in choice-driven education systems. A longitudinal study of performance and choice in England and Sweden. *Sociology of Education*, 85(2), 158–178.
- Jann, B. (2006). *Fairlie: Stata module to generate nonlinear decomposition of binary outcome differentials*. Zugriff am 31.3.2013 unter <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456727.html>
- Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479.
- Karlson, K. B., Holm, A. & Breen, R. (2010): *Comparing regression coefficients between models using Logit and Probit. A new method*. Zugriff am 31.3.2013 unter: http://www.yale.edu/ciqle/Breen_Scaling%20effects.pdf
- Karlson, K. B. & Holm, A. (2011). Decomposing Primary and Secondary Effects. A New Decomposition Method. *Research in Social Stratification and Mobility*, 29(2), 221–237.
- Kartsonaki, C., Jackson, M. & Cox, D. R. (2013). Primary and Secondary Effects. Some Methodological Issues. In M. Jackson (Hrsg.): *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 34–55). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Keller, S. & Zavalloni, M. (1964). Ambition and Social Class. A Respecification. *Social Forces*, 43(1), 58–70.
- Kloosterman, R., Ruiters, S., de Graaf, P. M. & Kraaykamp, G. (2009). Parental education, children's performance and the transition to higher secondary education. Trends in primary and secondary effects over five Dutch school cohorts (1965–99). *British Journal of Sociology*, 60(2), 377–398.
- Kohler, U., Karlson, K. B. & Holm, A. (2011). Comparing coefficients of nested nonlinear probability models. *The Stata Journal*, 11(3), 420–438.
- Maaz, K., Watermann, R. & Baumert, J. (2007). Familiärer Hintergrund, Kompetenzentwicklung und Selektionsentscheidungen in gegliederten Schulsystemen im internationalen Vergleich. Eine vertiefende Analyse von PISA Daten. *Zeitschrift für Pädagogik*, 53(2007), 444–461.
- McCluskey, H. & Zahner, C. (2003). *Das Projekt PISA und die Durchführung in der Schweiz*. BFS/EDK.
- Mood, C. (2010). Logistic Regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67–82.

- Morgan, S. L. (2012). Models of College Entry in the United States and the Challenges of Estimating Primary and Secondary Effects. *Sociological Methods & Research*, 41(1), 17–56.
- Morgan, S. L., Spiller, M. W. & Todd, J. J. (2013). Class origins, high school graduation, and college entry in the United States. In M. Jackson (Hrsg.), *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 279–305). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Neugebauer, M. (2010). Bildungsungleichheit und Grundschulempfehlung beim Übergang auf das Gymnasium. Eine Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte. *Zeitschrift für Soziologie*, 39(3), 202–214.
- Neugebauer, M. & Schindler, S. (2012). Early transitions and tertiary enrolment: The cumulative impact of primary and secondary effects on entering university in Germany. *Acta Sociologica*, 55(1), 19–36.
- Neugebauer, M., Reimer, D., Schindler, S. & Stocké S. (2013), Inequality in Transitions to Secondary School and Tertiary Education in Germany. In M. Jackson (Hrsg.), *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 56–88). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Rudolphi, F. (2013): Ever-Declining Inequalities? Transitions to Upper Secondary and Tertiary Education in Sweden, 1972–1990 Birth Cohorts. In M. Jackson (Hrsg.), *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment* (S. 185–227). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Schindler, S. & Reimer, D. (2010). Primäre und sekundäre Effekte der sozialen Herkunft beim Übergang in die Hochschulbildung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 62(4), 623–653.
- Schumann, S. (2011). Leistungs- und Herkunftseffekte beim Hochschulzugang in der Schweiz. *Zeitschrift für Pädagogik*, 57(2), 246–268.
- Solga, H. (2008). Meritokratie. Die moderne Legitimation ungleicher Bildungschancen. In P. A. Berger, H. Kahlert (Hrsg.), *Institutionalisierte Ungleichheiten. Wie das Bildungswesen Chancen blockiert* (S. 19–38). Weinheim: Juventa.
- TREE (Hrsg.) (2011). *Projekt-Dokumentation 2000–2010*. Basel: TREE.

Schlagworte: Primäre und sekundäre Herkunftseffekte, nonlineare Dekomposition, Bildungsungleichheit Schweiz

Les effets primaires et secondaires de l'origine sociale lors du passage au gymnase en Suisse.. Une comparaison de différentes méthodes de décomposition et de construction de la variable d'origine

Résumé

Même si l'origine sociale ne devrait pas avoir d'influence sur l'acquisition d'un diplôme d'études supérieures dans une société méritocratique, diverses études montrent qu'il existe une forte corrélation, en Suisse, entre l'origine sociale et le diplôme obtenu. Cet article étudie l'influence de l'origine sociale sur la probabilité d'accéder au gymnase après l'école obligatoire et la part des effets primaires et secondaires de l'origine dans l'influence globale. Pour ce faire, il évalue la variation de l'ampleur de ces effets à travers différentes méthodes d'opérationnalisation et de décomposition. Si l'on tient compte d'importantes variables de contrôle comme le niveau des résultats scolaires des élèves, il semblerait qu'un enfant d'une couche sociale supérieure aura une plus grande probabilité (+ 6 %) d'accéder au gymnase qu'un enfant d'une couche sociale inférieure. Si l'on décompose cette influence globale, les effets primaires de l'origine s'élèvent à 20 %.

Mots-clés: Effets primaires et secondaires de l'origine sociale, décomposition non linéaire, inégalité dans l'éducation en Suisse

L'influenza degli effetti primari e secondari dell'origine sociale nella seconda transizione scolastica in Svizzera. Un confronto tra diversi metodi di scomposizione e operazionalizzazione

Riassunto

In base al principio di meritocrazia, l'origine sociale, idealmente, non dovrebbe esercitare alcuna influenza sull'acquisizione di un diploma d'istruzione superiore. Tuttavia, diversi studi mostrano che in Svizzera vi è una stretta correlazione tra ceto sociale e titolo di formazione ottenuto. In questo articolo ci si propone di analizzare l'influenza dell'origine sociale sulla possibilità di frequentare il liceo dopo l'istruzione obbligatoria e quanto tale impatto dipenda dagli effetti d'origine sociale primari o secondari. In tal senso, la variazione di questi effetti è stata considerata utilizzando diversi metodi di operazionalizzazione o di scomposizione. Considerando importanti variabili di controllo come il livello delle prestazioni scolastiche, risulta che allieve e allievi di ceto alto hanno una

maggior probabilità (+ 6%) di frequentare il liceo rispetto a coloro che appartengono a un ceto più basso. Inoltre, se si scompone l'effetto globale, l'effetto d'origine primario sale al 20%.

Parole chiave: Effetti d'origine primari e secondari, scomposizione non lineare, disparità della formazione in Svizzera

The impact of primary and secondary effects of social origins on the second school transition in Switzerland: A comparison of decomposition methods and variable operationalization

Summary

Although in a meritocratic society social background should not impact the chances of attaining a higher education, research suggests that in Switzerland background does play an important role. This article demonstrates that social background influences the probability of entering Gymnasium after obligatory schooling, and to what extent the impact of social background can be attributed to primary and secondary effects. Taking into account key control variables like the track children attended, pupils from the upper class have a 6 percent higher chance of attending gymnasium than those from the lower class. Primary effects account for 20% of this upper-class advantage. The article also tests estimation sensitivity to variations in variable operationalization and decomposition methods.

Keywords: Primary and secondary effects of social origin, nonlinear decomposition, educational inequality in Switzerland

