

Bildungsungleichheit und Grundschulempfehlung beim Übergang auf das Gymnasium: Eine Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte

Educational Inequality and Teacher Recommendations at the Transition to Upper Secondary School: A Decomposition of Primary and Secondary Effects of Social Origin

Martin Neugebauer*

Universität Mannheim, MZES, 68131 Mannheim, Germany
E-Mail: Martin.Neugebauer@mzes.uni-mannheim.de

Zusammenfassung: In Anlehnung an die klassische Arbeit von Boudon (1974) gibt es zwei Ursachenkomplexe für soziale Bildungsungleichheit: primäre Effekte, die sich im Zusammenhang von sozialer Herkunft und Schulleistungen ausdrücken, und sekundäre Effekte, die schichtspezifische Übergangsnäigungen widerspiegeln, selbst bei gleichen schulischen Leistungen. Die Abschätzung der relativen Bedeutung von primären und sekundären Effekten ist das Ziel einer wachsenden Anzahl internationaler Beiträge. Die vorliegende Untersuchung möchte hierzu einen Beitrag leisten, indem sie *erstens* die relative Bedeutung der Effekte am Übergang auf das Gymnasium in Deutschland abschätzt und *zweitens* untersucht, inwieweit die bundeslandspezifische Ausgestaltung der Grundschulempfehlung die relative Bedeutung von primären zu sekundären Effekten beeinflusst. Mit bundesweiten Längsschnittdaten des DJI Kinderpanels der Jahre 2002 bis 2005 lassen sich primäre und sekundäre Effekte durch eine neue kontrafaktische Dekompositionsanalyse zerlegen. Es wird gezeigt, dass sekundäre Effekte 59 Prozent der Bildungsungleichheit am Übergang auf das Gymnasium ausmachen. Besonders bedeutsam sind sie bei Kindern im mittleren Notenbereich. Weiterhin finden sich Hinweise, dass der relative Erklärungsbeitrag von sekundären Effekten größer ist, wenn Eltern frei entscheiden können und geringer, wenn die elterliche Wahlfreiheit durch eine verbindliche Grundschulempfehlung eingeschränkt wird. Theoretische und bildungspolitische Konsequenzen werden diskutiert.

Summary: According to Boudon's (1974) well-known micro-theoretical model of educational transitions, inequality in educational opportunity stems from two sources: primary effects – which are all those that are expressed by the association between social origin and academic performance; and secondary effects – which are propensities toward transition differing between families of different social origin – even at the same level of school performance. The evaluation of the relative importance of primary and secondary effects is the aim of a growing body of literature. This article contributes to this line of research *first* by evaluating the relative importance of these two effects at the transition to upper secondary schools in Germany and *second* by assessing whether the differences in transition regulations between the various German federal states (*Bundesländer*) affect the relative importance of these effects. Employing nationwide panel data (years 2002–2005) collected by the German Youth Institute (DJI), primary and secondary effects are decomposed through counterfactual analysis. Results indicate that secondary effects are the main source of educational inequality, accounting for 59 % of total inequality. These effects are especially strong for children with medium (as opposed to very high or very low) grades. Furthermore, the relative importance of secondary effects tends to be higher when parents are allowed to choose a secondary school track, and lower when the parents' freedom of choice is restricted by teachers' recommendations. Theoretical and policy implications are discussed.

1. Einleitung

Kinder aus niedrigeren sozialen Schichten gehen weitaus seltener auf das Gymnasium als Kinder aus

höheren sozialen Schichten. In Anlehnung an die klassische Arbeit von Boudon (1974: 29ff.) wird bei den Ursachen dieser Ungleichheit häufig zwischen primären und sekundären Effekten unterschieden.¹ *Primäre Effekte* ergeben sich, weil

* Besonderer Dank für hilfreiche Kommentare und Diskussionen gilt Katherin Barg, Robert Erikson, Walter Müller, Volker Stocké, Steffen Schindler und Felix Weiss, sowie den Herausgebern und zwei anonymen Gutachtern der Zeitschrift für Soziologie.

¹ Interessanterweise findet sich die Einteilung in primäre und sekundäre Effekte bereits bei Girard und Bastide (1963), allerdings hat Boudon (1974) das Konzept in der Forschungsgemeinschaft populär gemacht.

Kinder aus niedrigeren Sozialschichten infolge geringerer Anregungen, niedrigerer kultureller und materieller Ausstattung im Elternhaus und möglicherweise auch aufgrund genetischer Voraussetzungen schlechtere schulische Leistungen erzielen. Deshalb scheitern sie eher an den Selektionshürden des Bildungssystems, insbesondere beim Übergang auf das Gymnasium. *Sekundäre Effekte* hingegen beruhen auf Unterschieden im Bildungsverhalten: Selbst bei gleichen Leistungen variieren Bildungsentscheidungen nach sozialer Herkunft.² Es gibt inzwischen verschiedene empirische Überprüfungen und Anwendungen des von Boudon (1974) vorgestellten und von neueren werterwartungstheoretischen Ansätzen erweiterten und formalisierten Modells (für einen Überblick vgl. Goldthorpe 2007: 73ff.). Bislang jedoch wissen wir wenig über die relative Bedeutung der beiden Effekttypen. Diese Frage ist theoretisch und bildungspolitisch relevant, weil die beiden Effekte durch unterschiedliche Ursachenkomplexe und Mechanismen zustande kommen (Müller-Benedict 2007). Nur wenn man die relative Bedeutung der beiden Ursachenkomplexe kennt, lassen sich politische Maßnahmen mit dem Ziel der Ungleichheitsreduktion informiert priorisieren. Auch die Beurteilung und Wahrnehmung von Leistungsgerechtigkeit im Bildungssystem ist mit der relativen Bedeutung der Effekte verbunden, denn vor allem Ungleichheiten bei Übergängen zu weiterführender Bildung, die sich als unabhängig von gezeigten Schulleistungen erweisen, werden kritisch beurteilt (vgl. Baumert et al. 2003). Wie groß ist also dieser leistungsunabhängige (sekundäre) Anteil?

In jüngster Zeit widmet sich eine wachsende Anzahl internationaler Aufsätze der Quantifizierung primärer und sekundärer Effekte an Bildungsübergängen in verschiedenen Ländern (Contini et al. 2008; Erikson & Rudolphi 2009; Jackson et al. 2007; Kloosterman et al. 2009; Schindler & Reimer 2010). Diese Aufsätze verwenden eine neuartige Methode der Effektdekomposition. Im vorliegenden Beitrag möchte ich diesen Forschungsstrang ergänzen, indem ich *mit der gleichen Methode Ergebnisse zum relativen Gewicht primärer und sekundärer Herkunftseffekte bei dem in Deutschland entscheidenden Übergang auf das Gymnasium liefere*.

Bildungsungleichheit hängt von den institutionellen Gegebenheiten des Bildungssystems ab (z. B. Pfeffer 2008). Als zweiten Schwerpunkt greift der Beitrag daher ein zentrales institutionelles Merkmal heraus – die Grundschulempfehlung – und untersucht, inwiefern Unterschiede in der Empfehlungspraxis die relative Bedeutung von primären und sekundären Effekten beeinflussen. In den letzten Jahren hat sich ein Trend abgezeichnet, die Verantwortung der ersten Bildungsentscheidung zunehmend auf die Lehrer zu übertragen (Arnold et al. 2007: 292). Beeinträchtigt diese Verschiebung die Chancengleichheit? Zur Beantwortung dieser Frage wird untersucht, *inwieweit die nach Bundesländern variierende Einflussnahme der Lehrer das relative Gewicht primärer und sekundärer Effekte beeinflusst*.

2. Forschungsstand: Relative Bedeutung primärer und sekundärer Effekte

Die relative Bedeutung primärer und sekundärer Effekte variiert deutlich nach Ländern: Eine vergleichsweise geringe Bedeutung sekundärer Effekte beim Übergang zu weiterführender Bildung findet sich in Großbritannien (Jackson et al. 2007) und Schweden (Erikson & Rudolphi 2009), wo sie nur etwa ein Drittel der Bildungsungleichheit ausmachen. Etwas stärkere Anteile sekundärer Effekte (40-48 %) finden Kloosterman et al. (2009) für die Niederlande. Noch gewichtiger scheinen sekundäre Effekte in Italien zu sein, wo sie nach Befunden von Contini et al. (2008) rund 60 bis 71 Prozent der Ungleichheit am Übergang in die Sekundarstufe I ausmachen.

Für Deutschland kommt Müller-Benedict (2007) auf Basis von Querschnittsdaten über 15-Jährige zu dem Schluss, dass primäre und sekundäre Effekte beim Übergang auf das Gymnasium in etwa von gleicher Bedeutung sind, während Stocké (2007) mit Längsschnittdaten aus Rheinland-Pfalz je nach Operationalisierung einen sekundären Anteil von 30-82 % errechnet. Beide Studien verwenden andere Methoden als die sich international durchsetzende Effektdekompositionsmethode nach Erikson et al. (2005). Eine Anwendung der Dekompositionsmethode auf Deutschland erscheint erstens aufgrund ihrer konzeptionellen Klarheit sinnvoll; zweitens sollte sie es ermöglichen, international vergleichbare Ergebnisse zu erlangen.

² Diese Entscheidungsmuster sind geprägt durch das schichtspezifisch variierende Motiv des intergenerationellen Statuserhalts, unterschiedliche Erfolgserwartungen und schichtabhängigen Kosten-Nutzen-Relationen von Bildungsentscheidungen (vgl. Breen & Goldthorpe 1997; Erikson & Jonsson 1996; Esser 1999: 265ff.).

3. Freier Elternwille versus verbindliche Grundschulempfehlung – substanzielle Länderunterschiede

In Deutschland treffen Familien Bildungsentscheidungen nicht alleine. Lehrer beeinflussen den schulischen Werdegang durch ihre Grundschulempfehlung (GSE)³ maßgeblich mit (z. B. Becker 2000; Bos et al. 2004; Ditton & Krüsken 2006; Lehmann et al. 1997; Wiese 1982). Mit anderen Worten: Auch Lehrer treffen in Form der GSE eine „Bildungsentscheidung“ für das jeweilige Kind. Generell sind die Übergangsregelungen von Bemühungen geprägt, einen Konsens zwischen der Lehrermeinung und den Vorstellungen der Eltern herzustellen (Cortina & Trommer 2003). Im Falle einer Diskrepanz findet sich allerdings ein grundlegender Unterschied zwischen zwei Gruppen von Bundesländern hinsichtlich der „Entscheidungshoheit“: In der ersten Ländergruppe (10 von 16 Bundesländern) ist die GSE eine „Empfehlung“ im eigentlichen Wortsinn und also nicht verbindlich – sie stellt für die Eltern lediglich eine Einschätzung der Lehrer hinsichtlich der Angemessenheit einer bestimmten weiterführenden Schulart dar. In der zweiten Ländergruppe (Baden-Württemberg, Bayern, Brandenburg, Sachsen, Saarland und Thüringen) sind die Eltern an die GSE gebunden.⁴ Im Falle einer Diskrepanz ist in diesen Ländern ein Beratungsgespräch mit den Eltern vorgesehen, verbunden mit der Möglichkeit eines zusätzlichen Eignungstests. Die Lehrer haben gleichwohl das „letzte Wort“: Wenn bestimmte Leistungskriterien nicht erfüllt werden, wird der Zugang zum Gymnasium verwehrt.⁵

Inwiefern beeinflusst die „Entscheidungshoheit“ die relative Bedeutung von primären und sekundären Effekten? Vieles spricht dafür, dass Lehrer ihre Entscheidung insgesamt in deutlich geringerem Maße von der sozioökonomischen Situation des Elternhauses abhängig machen als die Eltern (Ditton et al. 2005). Aus werterwartungstheoretischer Sicht ist dies gut nachvollziehbar: Da die typischerweise für die Elternentscheidung ins Feld geführten Erklä-

rungen (wie das Motiv des familiären Statuserhalts und die sozialschichtabhängige Kosten-Nutzen-Relationen) für die Lehrer keine Rolle spielen sollten, sollten subjektive Erfolgserwartung die Entscheidung der Lehrer dominieren. Es erhalten dann diejenigen Schüler eine Gymnasialempfehlung, deren Schulleistungen so gut sind, dass sie mit hoher Wahrscheinlichkeit das Gymnasium erfolgreich abschließen werden. Dieser „primäre“ Prozess entspricht dem „normativen Selbstverständnis des Lehrerberufs“ (Wiese 1982: 52). Doch auch Lehrer treffen ihre Entscheidungen nicht unabhängig von leistungsfremden Herkunftseinflüssen der Kinder, wie einschlägige Studien zeigen (Lehman et al. 1997; Bos et al. 2004). Wird keine bewusste Diskriminierung durch die Lehrer unterstellt, lassen sich diese schichtspezifischen GSEs ebenfalls über die Erfolgserwartung fassen. Zum Beispiel ist es plausibel, dass Lehrer prognoserelevante motivationale Merkmale berücksichtigen, die mit der sozialen Herkunft eines Kindes korrelieren (Baumert et al. 2003). Weiterhin antizipieren Lehrer möglicherweise eine bessere Unterstützungsleistung der Elternhäuser bei Kindern aus höheren Schichten. Auch ist es theoretisch nachvollziehbar, dass Eltern mit hohen Bildungsaspirationen oder Statusinteressen häufiger Kontakt zu Lehrern suchen, um diese in ihrer Empfehlung zu beeinflussen. Dieses Engagement kann von den Lehrern als günstige Voraussetzung für das erfolgreiche Bestehen einer anspruchsvolleren Schulart gewertet werden. Die Lehrersentscheidung sollte verglichen mit der Elternentscheidung stärker an den Leistungen des Kindes orientiert sein (Ditton et al. 2005), doch sekundäre Effekte können auch bei ihr eine gewichtige Rolle spielen.

Die Grundschullehrer beeinflussen durch die Erteilung der GSE die Schulwahl also maßgeblich mit. In Ländern mit verbindlicher GSE sollte der Spielraum für die Durchsetzung schichtverzerrter Elternpräferenzen zugunsten einer durch die Lehrer indizierten, meritokratischeren Schulwahl eingeschränkt sein.

4. Daten und Operationalisierungen

4.1 Datenbasis

Die Datenbasis der vorliegenden Arbeit bildet die Schulkinder-Kohorte des auf drei Wellen angelegten DJI-Kinderpanels (Alt & Quenkenberg 2005; Infas 2006).⁶ Es wurden neben den Kindern jeweils auch

³ Die Empfehlung der Grundschule wird je nach Bundesland anders bezeichnet. Um Wortverwirrungen zu vermeiden werden im Folgenden einheitlich die Begriffe „GSE“ oder „Empfehlung“ verwendet.

⁴ Die Darstellung entspricht dem Stand 2004/05, als die hier untersuchte Schülerkohorte auf die weiterführende Schule gewechselt ist. Eine Übersicht der Übertrittsbestimmungen auf das Gymnasium nach Bundesländern findet sich im Anhang.

⁵ In diesen Ländern muss i.d.R. zudem ein festes Notenkriterium erreicht werden.

⁶ Die Grundgesamtheit der ersten Welle besteht aus in

die Eltern befragt. Die Befragung für die erste Welle erfolgte im Herbst 2002, in der 1042 Interviews realisiert wurden (Ausschöpfungsquote 50,6 %). Zu diesem Zeitpunkt befanden sich 97 % der Kinder in der dritten oder zweiten Grundschulklasse. Im Abstand von jeweils ca. anderthalb Jahren wurden dann die zweite (Frühjahr 2004) und dritte Welle (Herbst 2005) realisiert. Wie in allen Längsschnittstudien kam es auch im DJI-Kinderpanel zu Panelmortalität.⁷ Ausfallanalysen haben gezeigt, dass der Ausfall mit Blick auf die interessierenden Variablen – schulische Leistungen und Bildungshintergrund – nicht selektiv ist und die Schätzer nicht verzerren sollte. Mit Blick auf die Item-Nonresponse hat sich die Einsicht durchgesetzt, dass die Schätzung fehlender Werte durch multiple Imputationen gegenüber dem paar- oder fallweisen Ausschluss vorzuziehen ist (Rubin 1987; Allison 2001). Um die Unsicherheit aufgrund fehlender Werte zu berücksichtigen, wurden mit Hilfe des Stata Programms ICE (Royston 2007) für jeden fehlenden Wert 10 plausible Werte erzeugt.⁸ Dem Vorschlag von Hipfels (2007) folgend wurden nach der Imputation Beobachtungen gelöscht, die ursprünglich einen fehlenden Wert bei der abhängigen Variable „gewählte weiterführende Schulart“ hatten. Dadurch verbleiben 606 Beobachtungen im Sample. Die Analysen wurden nach dem von Rubin (1987) vorgeschlagenen Verfahren kombiniert.⁹

4.2 Operationalisierungen

Bildungsentscheidung: Die abhängige Variable ist die gewählte weiterführende Schulart. Die Vielfalt der Schulsysteme hat zur Folge, dass systematische Vergleiche über die Bundesländer nur für das Gymnasium möglich sind, das als einzige Schulart überall existiert.¹⁰ Aus diesem Grund wird die abhängi-

ge Variable für die späteren Analysen dichotomisiert in eine Entscheidung für oder gegen das Gymnasium.¹¹ Von 606 Familien haben sich 283 (47 %) eindeutig für und 255 (42 %) eindeutig gegen das Gymnasium entschieden. In 68 Familien (11 %) ist zum Zeitpunkt der dritten Welle noch keine eindeutige Entscheidung gefallen, weil die Kinder ein Schuljahr wiederholen, oder weil sie eine schulart-unabhängige Orientierungsstufe, eine 6-jährige Grundschule, oder eine weiterführende Schule besuchen, auf der sowohl ein Abitur als auch ein anderer Abschluss erzielt werden kann. Diese Kinder werden für die folgenden Analysen ausgeschlossen, so dass ein Analysesample von 538 Fällen verbleibt.

Soziale Herkunft: Die soziale Herkunft des Kindes wird über den höchsten allgemeinen Bildungsabschluss der Eltern operationalisiert. Die geringe Fallzahl im Analysesample macht es erforderlich, soziale Herkunft zu dichotomisieren. Dazu wird der Bildungsstand der Eltern zusammengefasst zu Familien in denen mindestens ein Elternteil über die (Fach-) Hochschulreife verfügt und solchen, in denen beide über einen geringeren Abschluss als die (Fach-) Hochschulreife verfügen. Eine solche Dichotomisierung ist vor dem Hintergrund differenzierter familiärer Bildungsmilieus sicherlich eine starke Vereinfachung der Realität, erweist sich jedoch im Hinblick auf die Bildungschancen der Kinder als guter Prädiktor, der mehr Varianz erklärt als eine Operationalisierung nach Herkunftsklassen.

Primäre Effekte: Die grundlegende Entscheidung bei der Operationalisierung primärer Effekte ist die Frage, ob man darunter Unterschiede im Leistungspotenzial oder Unterschiede im Schulerfolg versteht. Ich beziehe mich hier auf Erikson und Rudolphi (2009: 11) und betrachte den *Schulerfolg* als den theoretisch entscheidenden Faktor, denn dieser ist in der Entscheidungssituation sichtbar und entscheidungsrelevant (vgl. auch Jackson et al. 2007). Die Messung von Schulerfolg geschieht über den Durchschnitt aus den Noten der Hauptfächer Deutsch und Mathematik, die im Entscheidungsprozess von hoher Bedeutung sind und den Familien signalisiert, wie erfolgreich das Kind eine be-

Deutschland lebenden Kindern im Alter von 8 bis 9 Jahren, die zwischen Oktober 1993 und September 1994 geboren wurden. Dazu wurden auf Basis des Einwohnermeldeamtregisters Adressen aus 100 repräsentativ ausgewählten Gemeinden gezogen.

⁷ Von 1042 vollständigen Interviews der ersten Welle konnten in der zweiten Welle 722 (69,3 %) und in der dritten Welle noch 618 (59,3 %) realisiert werden.

⁸ Mit rund 33 Prozent weist der Bildungsabschluss des Vaters den mit Abstand höchsten Anteil fehlender Werte auf.

⁹ Es wurden zusätzlich Analysen ohne multipel imputierte Daten durchgeführt. Die Ergebnisse sind im Wesentlichen gleich, die Standardfehler sind kleiner bei Verwendung multipel imputierter Daten.

¹⁰ So gibt es die Hauptschule als eigenständige Schulart nur in 10 von 16 Ländern, die Realschule sogar nur in 8,

was in erster Linie darauf zurückzuführen ist, dass einige Länder diese Schularten zusammengefasst haben.

¹¹ Durch dieses Vorgehen können zudem solche Kinder einer eindeutigen Entscheidungsalternative zugeordnet werden, die eine Schule mit mehreren Bildungsgängen (SMBG) besuchen, auf denen kein Abitur möglich ist. Auch Kinder, die eine kooperative Gesamtschule besuchen, lassen sich in aller Regel einem eindeutigen Schulzweig und damit einer Entscheidungsalternative zuordnen.

stimmte Schulart besuchen kann. Herangezogen werden die Noten aus dem Halbjahreszeugnis der 4. Klassenstufe, also die zum Entscheidungszeitpunkt vorliegenden Noten.

Insgesamt ist dies sicherlich keine ideale Datenbasis für die hier berichteten Analysen – ein größeres Panel wäre wünschenswert. Auch die Operationalisierung primärer Effekte über die Durchschnittsnote lässt sich kritisieren, weil sie Elemente enthält, die eher als sekundäre Effekte gelten können (etwa leistungsfremde Herkunftseinflüsse in der Notengebung). Zur Eingrenzung solcher Elemente wären Daten aus standardisierten Intelligenz- oder Leistungstests erforderlich, die diese Datenbasis nicht bietet. In der Interpretation ist daher zu berücksichtigen, dass durch die Verwendung der Durchschnittsnote der Anteil sekundärer Effekte tendenziell unterschätzt wird. Für die Verwendung der DJI-Daten spricht, dass der Datensatz Bildungsverläufe aus allen 16 Bundesländern abbildet und daher über institutionelle Variation im Hinblick auf die Verbindlichkeit der GSE verfügt. Weiterhin erfassen die Daten den Bildungsverlauf im Längsschnitt –

und ermöglichen somit eine Separierung von individuellen Leistungs- und herkunftsbedingten Entscheidungsmerkmalen. Bislang gibt es in Deutschland meines Wissens keinen anderen Datensatz, der diese notwendigen Kriterien für die Untersuchung der Forschungsfrage besser erfüllen würde.

5. Ergebnisse

5.1 Soziale Herkunft und schulische Leistungen beim Übergang auf das Gymnasium

Für Gesamtdeutschland zeigt Abbildung 1 den Zusammenhang zwischen sekundären Effekten und über schulische Leistungen vermittelten primären Effekten. Dargestellt sind vorhergesagte Übergangswahrscheinlichkeiten (auf Basis logistischer Regressionen) auf das Gymnasium für beide Bildungsschichten, und zwar an jedem Punkt der Leistungsverteilung. Im Folgenden wird diese konditionale, von Leistung und Schichtzugehörigkeit abhängige Übergangswahrscheinlichkeit als Über-

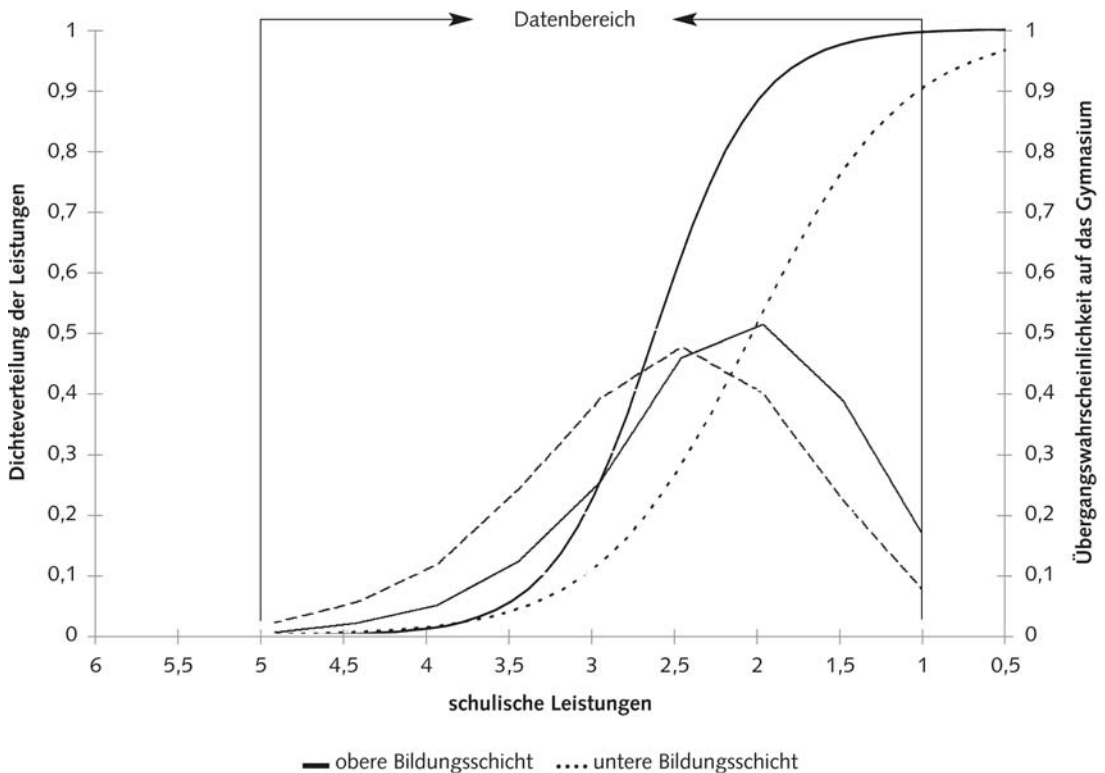


Abb. 1 Wahrscheinlichkeit des Übergangs auf das Gymnasium in Abhängigkeit von der schulischen Leistung und Kern-dichteschätzer der Leistungsverteilung, nach Schichtzugehörigkeit.

gangsneigung bezeichnet. Zusätzlich sind die Verteilungen der schulischen Leistungen beider Schichten abgetragen (Kerndichteschätzer mit Bandbreite 0,4).

Aus der Abbildung werden unmittelbar zwei Tatsachen ersichtlich: Erstens unterscheiden sich die Leistungsverteilungen der zwei Bildungsschichten in der vermuteten Art und Weise; Kinder aus bildungsnahen Elternhäusern haben bessere Schulnoten als bildungsferne Kinder. Diese unterschiedlich gelagerten Leistungsverteilungen spiegeln die primären Effekte wider, die offensichtlich am Übergang von der Primarstufe auf das Gymnasium wirken. Zweitens haben die bildungsnahen Kinder an jedem Punkt der Leistungsverteilung höhere Übergangsneigungen auf das Gymnasium.

Betrachten wir den Verlauf genauer: Während die Differenzen der Übergangsneigungen im unteren und oberen Leistungsbereich gering sind, öffnen sich die Abstände zur Mitte der Leistungsverteilung hin. Vor allem im mittleren Notenbereich fallen bildungsnah und bildungsferne Familien also unterschiedliche Bildungsentscheidungen, während die Differenzen im Entscheidungsverhalten an den Rändern der Notenverteilung gering sind. Aus wertungstheoretischer Sicht ist dies folgerichtig: Ein Kind mit einer Durchschnittsnote von 1,0 werden Eltern, ganz gleich welcher Bildungsschicht sie angehören, kaum auf die Real- oder Hauptschule schicken. Umgekehrt wird ein Kind, das knapp an einer Nichtversetzung „vorbeigeschrammt“ ist, nicht auf das Gymnasium wechseln – selbst wenn die Eltern aus der oberen Bildungsschicht kommen und daher, sei es aufgrund von hohen Bildungsaspirationen, rationalen Abwägungsprozessen oder beidem, besondere Anreize dazu verspüren. Im mittleren Notenbereich hingegen, in dem die Erfolgswahrscheinlichkeiten weniger eindeutig ausfallen, ist der Wirkungsspielraum für sekundäre Effekte am größten.¹²

¹² Es kann vermutet werden, dass die größeren Abstände im mittleren Notenbereich durch die logistische Funktion zustandekommen, die allein durch ihre funktionale Form engere Abstände an den Rändern produziert. Um diesen Einwand zu überprüfen, wurden Lowess Regressionen für die tatsächlichen Übergangsraten der beiden Schichten geplottet. Dieses nicht-parametrische Vorgehen bestätigt, dass es sich bei der beobachteten Vergrößerung der Abstände nicht um ein Artefakt aufgrund der logistischen Linkfunktion, sondern um ein inhaltliches Ergebnis handelt (siehe Anhang).

5.2 Effektdekomposition

Sind nun aber primäre oder sekundäre Effekte wichtiger für die Entstehung von Bildungsungleichheit beim Übergang auf das Gymnasium? Zur Beantwortung dieser Frage wird der Gesamteffekt der Bildungsungleichheit zwischen den Schichten, ausgedrückt durch die Odds Ratio, nach der Methode von Erikson et al. (2005) zerlegt in einen primären und einen sekundären Anteil.¹³ Dieser Methode liegt eine kontrafaktische Idee zugrunde: Die Notenverteilung einer Bildungsschicht kann mit der Übergangsneigung einer anderen Bildungsschicht kombiniert werden. Dadurch können *erstens* Übergangsraten von kontrafaktischen Gruppen berechnet und durch den Vergleich mit den Übergangsraten tatsächlicher Gruppen primäre und sekundäre Effekte isoliert werden. *Zweitens* kann über mathematische Umformungen der relative Erklärungsanteil der Effekte berechnet werden. Aus Platzgründen wird zu den Details des Verfahrens auf die Darstellung bei Jackson et al. (2007) verwiesen.

Tatsächliche und kontrafaktische Übergangsraten in das Gymnasium sind in Tabelle 1 abgetragen. Das erste Subskript repräsentiert jeweils die Leistungsverteilung, das zweite Subskript die Übergangsneigung; „o“ steht für obere Bildungsschicht, „u“ für untere Bildungsschicht.

Die Bedeutung sekundärer Effekte wird deutlich, wenn man zwei Gruppen vergleicht (eine kontrafaktische und eine tatsächliche), die sich nur im Hinblick auf die Übergangsneigung unterscheiden. Zum Beispiel ist die tatsächliche Übergangsrate der

Tabelle 1 Tatsächliche und kontrafaktische Übergangsraten auf das Gymnasium (gemittelt über multiple imputierte Datensätze)

| Tatsächliche Kombinationen | Übergangsraten auf das Gymnasium (in %) |
|-------------------------------|---|
| P_{oo} | 73 |
| P_{uu} | 31 |
| Kontrafaktische Kombinationen | |
| P_{ou} | 48 |
| P_{uo} | 56 |

¹³ Dabei wird eine Spezifikation von Buis (2008) verwendet, in der die unrealistische Annahme normalverteilter Schulleistungen fallengelassen wird zugunsten der tatsächlichen empirischen Verteilung. Die Analysen wurden mit dem STATA ado ldecomp (ebenfalls Buis 2008) gerechnet.

Tabelle 2 Relative Anteile primärer und sekundärer Effekte (gemittelt über multiple imputierte Datensätze)

| | Gesamteffekt | Anteil primärer Effekte* | Anteil sekundärer Effekte* |
|------------|----------------|--------------------------|----------------------------|
| Odds Ratio | 5.78 (SE=1.21) | 41 % | 59 % |

* Durchschnitt aus Methoden a und b (vgl. z. B. Jackson et al. 2007), Berechnung sekundärer Anteile auf Basis ungerundeter Werte

oberen Bildungsschicht (P_{oo}) 73 Prozent. Hätten diese Kinder bei gleicher Leistung die Übergangsneigung der unteren Bildungsschicht (P_{ou}), würden lediglich 48 Prozent auf das Gymnasium wechseln. Durch den Vergleich der beiden Gruppen P_{oo} und P_{ou} lässt sich der sekundäre Effekt „isolieren“, da sich die Gruppen nur in ihrer Übergangsneigung unterscheiden, während die Leistungsverteilung identisch ist. In ähnlicher Weise lässt sich der Einfluss von primären Effekten „isolieren“, wenn etwa P_{oo} (73 %) mit P_{uo} (56 %) verglichen wird. Hier beträgt der Unterschied in den Übergangsraten 17 Prozentpunkte und ist ausschließlich auf Leistungsunterschiede zurückzuführen.¹⁴

Im nächsten Schritt werden nun die tatsächlichen und kontrafaktischen Übergangsraten nach der Methode von Erikson et al. (2005) kombiniert und transformiert. Der sekundäre Effekt lässt sich dann als prozentualer Anteil am Gesamteffekt der Bildungsungleichheit ausdrücken (Tabelle 2).

Sekundäre Effekte verantworten 59 Prozent der Bildungsungleichheit am Übergang auf das Gymnasium, primäre Effekte 41 Prozent.

5.3 Lehrer oder Eltern: Der Einfluss der Entscheidungshoheit auf die relative Bedeutung der sekundären Effekte

Wenn die Untersuchungsstichprobe geteilt wird in Schüler aus Ländern, in denen die Entscheidungshoheit bei den Eltern liegt (61 % des Analysesamples) und in Schüler aus Ländern, in denen die Lehrer in letzter Instanz über die Art der weiterführenden Schule entscheiden (39 % des Analysesamples), können diese beiden Ländergruppen im Hinblick auf die Bedeutung sekundärer Effekte beim Übergang auf das Gymnasium verglichen werden. Bei entsprechender Anwendung der Effektdekomposi-

tion findet sich für die Länder ohne verbindliche GSE ein Anteil von sekundären Effekten an der gesamten Bildungsungleichheit von 61 Prozent (Tabelle 3). Bei Kindern, deren Lehrer über die Erteilung einer weitgehend verbindlichen GSE einen stärkeren Einfluss auf die Wahl der weiterführenden Schule ausüben, fällt der Anteil der sekundären Effekte mit 54 Prozent etwas geringer aus. Dieses Ergebnis deutet auf ein theoretisch erwartetes interessantes Phänomen hin: Mehr elterliche Entscheidungsfreiheit führt anscheinend zu sozial selektiven Bildungsentscheidungen. Oder umgekehrt: Der Entscheidungsprozess ist in Ländern mit verbindlicher GSE meritokratischer. Allerdings sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass es bislang keine gesicherte Möglichkeit gibt, Aussagen über Konfidenzintervalle für die relativen Effektteile zu treffen.¹⁵ Insofern bleibt offen, ob sich die relative Bedeutung von sekundären Effekten zwischen den beiden Ländergruppen zufallskritisch unterscheidet.

Eine weitere Erkenntnis lässt sich aus Tabelle 3 ableiten: Die absolute Ungleichheit (ausgedrückt in der Odds Ratio) ist in Ländern mit verbindlicher Empfehlung nicht kleiner – der relative Erklärungsbeitrag von sekundären Effekten sagt also noch nichts über die absolute Ungleichheit aus.

6. Zusammenfassung und Diskussion

Die Abschätzung der relativen Bedeutung von primären und sekundären Effekten ist das Ziel einer wachsenden Anzahl internationaler Forschungsbeiträge. Das Ziel des vorliegenden Beitrags war *erstens* die Ergänzung dieses Forschungsstrangs durch die Quantifizierung der Effekte für den Übergang auf das Gymnasium in Deutschland. Mittels kontrafaktischer Dekompositionsanalysen konnte gezeigt werden, dass sekundäre Effekte rund 60 Prozent der Bildungsungleichheit an diesem Übergang verantworten. *Zweitens* konnte gezeigt werden, dass sekundäre Effekte vor allem bei „mittelmäßi-

¹⁴ Die Effekte lassen sich ebenfalls isolieren, wenn nicht die Gruppe P_{oo} als Vergleichsbasis herangezogen wird (Methode a), sondern die Gruppe P_{uu} (Methode b). Entsprechend gibt es bei der Quantifizierung der Effekte zwei Methoden, deren Ergebnisse minimal voneinander abweichen. Analog zu Jackson et al (2007) wird hier der Durchschnitt aus beiden Methoden berichtet.

¹⁵ Ein erster Versuch, Konfidenzintervalle über die Methode des Bootstrapping zu konstruieren, ist bislang nicht validiert worden.

Tabelle 3 Übergangsraten auf das Gymnasium und relative Anteile sekundärer Effekte nach Ländergruppen (gemittelt über multiple imputierte Datensätze)

| | unverbindliche GSE (10 Länder) | | verbindliche GSE (6 Länder) | |
|--|--------------------------------|--------------------|-----------------------------|--------------------|
| | Übergangsraten (in %) | | Übergangsraten (in %) | |
| | tatsächlich | kontrafaktisch | tatsächlich | kontrafaktisch |
| obere Bildungsschicht | P _{oo} 76 | P _{ou} 52 | P _{oo} 66 | P _{ou} 44 |
| untere Bildungsschicht | P _{uu} 36 | P _{uo} 60 | P _{uu} 25 | P _{uo} 48 |
| Odds Ratio | 5.61 (SE=1.55) | | 5.91 (SE=1.94) | |
| Anteil sekundärer Effekte [*] : | 61 % | | 54 % | |

^{*} Durchschnitt aus Methoden a und b, Berechnung sekundärer Anteile auf Basis ungerundeter Werte

gen“ Schülern bedeutsam sind. Während die Bildungsentscheidung bei sehr guten oder sehr schlechten Schüler relativ unabhängig von ihrer sozialen Herkunft getroffen wird, schlagen direkte Herkunftseffekte im mittleren Notenbereich voll durch. *Drittens* wurde überprüft, inwiefern die relative Bedeutung primärer und sekundärer Effekte mit der institutionell variierenden Entscheidungshoheit – Eltern versus Lehrer – variiert. Diese institutionelle Variation wurde bislang empirisch kaum untersucht. Sollten Eltern frei entscheiden dürfen oder die Lehrer das „letzte Wort“ haben? Es wurde angenommen, dass in Ländern mit verbindlicher GSE der Spielraum für die Durchsetzung schichtverzerrter Elternpräferenzen eingeschränkt ist zugunsten einer durch die Lehrer indizierten, meritokratischeren Schulwahl. Die Ergebnisse deuten auf eine Bestätigung der Hypothese hin, allerdings ist die Reduktion sekundärer Effekte nur moderat und konnte in der vorliegenden Untersuchung nicht zufallskritisch abgesichert werden.

Lässt sich der Ländergruppenunterschied nun eindeutig auf die unterschiedliche Empfehlungsregelung zurückführen? Wie bei jeder komparativen Forschung ist die Isolierung einzelner institutioneller Effekte schwierig, weil andere kontextuelle Faktoren ebenfalls zwischen den Systemen variieren können. Faktoren, die den postulierten Ländergruppenunterschied wegerklären könnten, müssten aber erstens systematisch mit den Ländergruppen korrelieren und zweitens das relative Gewicht von primären und sekundären Effekten selektiv beeinflussen. Zu denken ist hier an den Entscheidungszeitpunkt (6-jährige Grundschulzeit), von dem angenommen werden darf, dass eine spätere Entscheidung sekundäre Disparitäten reduziert. Dieser Faktor wird jedoch indirekt mitkontrolliert, da Kinder, die eine 6-jährige Grundschule oder eine schulartunabhängige Orientierungsstufe besuchen, von der Analyse ausgeschlossen sind. Weiterhin

könnte man argumentieren, dass die West-Länder mit hohem Migrantenanteil häufiger keine verbindliche GSE haben als die Ost-Länder. Migrationshintergrund ist mit niedriger sozialer Herkunft konfundiert, gleichzeitig treffen Migranten unter Kontrolle der Schulleistungen ambitioniertere Bildungsentscheidungen. Diese Konfundierungen könnten im Mittel zu geringeren sekundären Effekten in Ländern ohne verbindliche GSE führen. Insofern unterschätzt der Ländergruppenvergleich ohne Kontrolle des Migrationshintergrundes die wahre Differenz zwischen Ländern mit und ohne GSE. Die potenzielle Verzerrung wirkt beim Test der Hypothese also konservativ. Darüber hinaus gibt es möglicherweise weitere Faktoren, die zwischen den Ländergruppen variieren und die Schlussfolgerungen beeinträchtigen könnten, etwa lokale Arbeitsmarktbedingungen,¹⁶ das Verhältnis von angebotenen und nachgefragten Gymnasialplätzen oder die wahrgenommene Durchlässigkeit des Sekundarschulsystems (vgl. dazu Ditton 2004). Auch wenn auf den ersten Blick keine klaren theoretischen Argumente zu finden sind, in welche Richtung diese Faktoren den Ländergruppenunterschied im relativen Verhältnis von primären und sekundären Effekten beeinflussen sollten, wäre eine Kontrolle prinzipiell wünschenswert, bei der vorhandenen Datenlage in Deutschland derzeit aber kaum möglich. Grundsätzlich ist ein innerdeutscher Vergleich für das Abschätzen und Isolieren institutioneller Effekte aber vorteilhaft, da aufgrund der relativen Ähnlichkeit der Systeme Verzerrungen durch unkontrollierte Drittvariablen weniger wahrscheinlich sind als bei international vergleichenden Studien.

Die Analysen fördern einen weiteren interessanten Befund zu Tage: Die absolute Ungleichheit ist in

¹⁶ In einer strukturschwachen Region mag ein niedriger Schulabschluss wertvoller sein für die Realisierung der Berufsvorstellungen als in einer strukturstarken Region.

Ländern mit verbindlicher GSE *nicht* geringer. Wie lässt sich dieser Befund erklären? Ich sehe mindestens zwei Ansatzpunkte für potenzielle Erklärungen: Die drohende verbindliche Nicht-Empfehlung für das Gymnasium führt möglicherweise dazu, dass bildungsnahe Eltern ungleich häufiger in die schulischen Leistungen ihrer Kinder investieren, um die Notengrenze für eine Gymnasialempfehlung zu unterschreiten. Dadurch würden gewissermaßen sekundäre Effekte in primäre Effekte „konvertiert“, das absolute Niveau bliebe aber gleich. Zudem üben bildungsnahe Eltern möglicherweise Druck auf Lehrer aus, wenn aufgrund der Schulleistungen eine Gymnasialempfehlung fraglich ist (Pohlmann 2008). Dieser Druck kann zum einen dazu führen, dass Lehrer eine drohende Auseinandersetzung im Voraus umgehen, indem sie bildungsnahen Kindern bessere Noten geben und in der Folge eine Gymnasialempfehlung aussprechen – auch hier wäre die Ungleichheit nur scheinbar über Leistungsunterschiede vermittelt. Ebenso ist es vorstellbar, dass Lehrer ihren Spielraum nutzen und bei gleichen Noten die GSE als Reaktion auf den elterlichen Druck gleichsam schichtverzerrt aussprechen – in diesem Fall würde die Ungleichheit direkt über sekundäre Effekte vermittelt, die verglichen mit der unverbindlichen Ländergruppe kaum reduziert ausfielen, ebenso wenig wie das absolute Ungleichheitsniveau.

Die Erklärungen deuten auf eine grundlegende theoretische Schwierigkeit hin: Primäre und sekundäre Effekte operieren nicht unabhängig voneinander. Vorgelagerte „antizipatorische“ Entscheidungen (vgl. auch Jackson et al. 2007: 212) beeinflussen die gemessenen schulischen Leistungen, dadurch sind bei der hier getroffenen Unterscheidung entscheidungsbasierte, sekundäre Anteile zum Teil in der primären Komponente enthalten. Eine verbindliche GSE beeinflusst solche vorgelagerten Entscheidungen womöglich zusätzlich. Insofern stellen die im empirischen Teil der Arbeit berichteten Anteile sekundärer Effekte die „untere Grenze“ der tatsächlich operierenden sekundären Effekte dar. Teilweise könnte das Problem einge-

grenzt werden, wenn primäre Effekte ergänzend über Schulleistungstests abgebildet würden. Aber selbst dann erfasst die Messung der primären Effekte alle familiären „Leistungsförderungsentscheidungen“ bis zum Zeitpunkt der weiterführenden Schulwahl mit. Eine konsequente Herauspartialisierung der entscheidungsbasierten Komponenten aus dem primären Effekt wäre allenfalls möglich, wenn mit Längsschnittdaten alle bewussten Fördermaßnahmen von der Geburt eines Kindes bis zum Entscheidungszeitpunkt abgebildet und dadurch kontrolliert werden könnten. Es ist zu hoffen, dass in einigen Jahren mit den Daten des Nationalen Bildungspanels eine differenziertere Identifikation der Mechanismen möglich wird.

Zu guter Letzt: Was bedeuten die Ergebnisse dieser Studie für die bildungspolitische Praxis? Erstens ist deutlich geworden, dass die in der öffentlichen Diskussion häufig geforderten Maßnahmen zur Förderung von benachteiligten Gruppen durch Ganztagsbetreuung oder frühkindliche Förderung nur einen Teil der Ungleichheit (und zwar den allem Anschein nach kleineren Teil) reduzieren können. Solche Maßnahmen könnten den primären Effekt reduzieren, doch sekundäre Effekte würden dadurch nur indirekt tangiert (Müller-Benedict 2007). Vor dem Hintergrund der vorliegenden Ergebnisse wäre es möglicherweise bildungspolitisch „effizienter“, sekundäre Disparitäten zu reduzieren. Der im internationalen Vergleich hohe Anteil sekundärer Effekte ist ein weiterer Hinweis darauf, dass eine frühe Selektion soziale Ungleichheit fördert – will man dennoch an der Selektion festhalten, kann letztlich nicht mit Sicherheit beantwortet werden, ob man Eltern oder Lehrern die Entscheidungshoheit zusprechen sollte. Die Ergebnisse deuten auf geringere sekundärer Effekte hin, wenn Lehrer das „letzte Wort“ bei der weiterführenden Schulwahl haben. Zunächst wäre es aber notwendig, den Entscheidungsprozess und das Zusammenspiel zwischen Eltern- und Lehrerpräferenzen für beide Ländergruppen explizit auszuformulieren und mit adäquaten Daten empirisch zu überprüfen.

Anhang

Tabelle A1 Deskriptive Angaben zu den empirischen Daten (gemittelt über multipel imputierte Datensätze)

| | % | n | Quelle |
|---|--------------|-----------------------|---------------------------|
| Bildungsentscheidung | | | Welle 3 (Mütter-FB) |
| Gymnasium | 52.6 | 283 | |
| weniger als Gymnasium | 47.4 | 255 | |
| Höchster allg. Bildungsabschluss der Eltern | | | W 1 (Mütter-FB, Väter-FB) |
| (Fach)Hochschulreife | 51.4 | 277 | |
| weniger als (Fach)Hochschulreife | 48.6 | 261 | |
| Länder mit verbindlicher Grundschulempfehlung | 38.8 | 209 | |
| | $\bar{\chi}$ | $\sigma_{\bar{\chi}}$ | |
| Durchschnittsnote aus Mathematik und Deutsch | 2.36 | .03 | W 2 (Kinder-FB) |

%: Anteilswerte; n: Zahl der gültigen Fälle; $\bar{\chi}$: arith. Mittel; $\sigma_{\bar{\chi}}$: Standardfehler

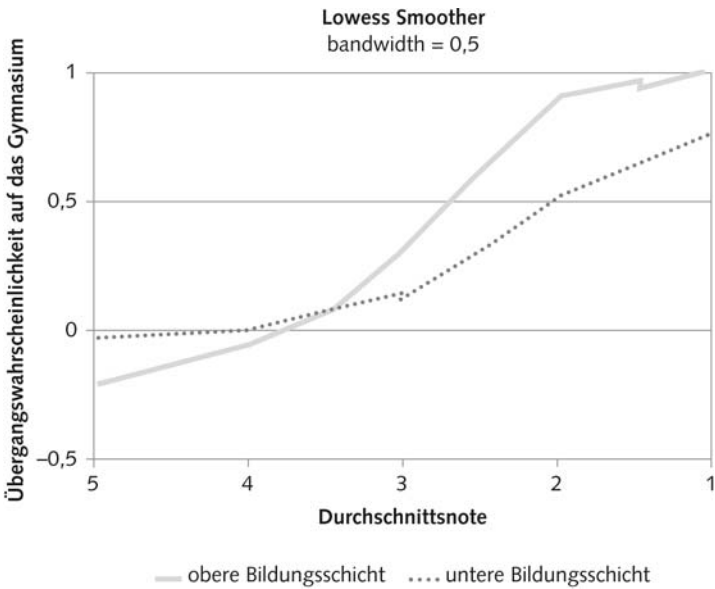


Abb. A1 Lowess Regressionen für die Übergangsraten der oberen und unteren Bildungsschicht

Tabelle A2 Übertrittsbestimmungen auf das Gymnasium nach Bundesländern, vereinfachte Darstellung

| Land | Kriterium für Gymnasialempfehlung; Bindekraft Empfehlung (++) - (0) | Entscheidungs- hoheit | Möglichkeiten, den Haupt- Entscheidungsträger zu beeinflussen |
|------|--|--------------------------|--|
| | | | Eltern können Lehrerentscheidung beeinflussen: |
| BW | Ø Mathe u. Deutsch ≤ 2,5; bisheriges Lern- und Arbeitsverhalten (++) | Lehrer | Beratungsverfahren; Aufnahmeprüfung (muss mit ≤ 2,5 bestanden werden). |
| BY | Ø Mathe, Deutsch u. HSK ≤ 2,33, wobei Mathe u. Deutsch ≤ 2,0; pädagogisches Wortgutachten (++) | Lehrer | Bei einer 3 in Mathe oder Deutsch ist Übertritt ins Gymnasium nach Beratungsgespräch möglich; Probeunterricht ^a . |
| SN | Ø Mathe u. Deutsch ≤ 2,5 (++) | Lehrer | Schriftliche Aufnahmeprüfung (muss mit ≤ 2,5 bestanden werden). |
| TH | Ø Mathe, Deutsch u. HSK ≤ 2,0; Kompetenzentwicklung (++) | Lehrer | Möglichkeit Antrag für die Aussprechung einer Gymnasialempfehlung zu stellen; 3-tägiger Probeunterricht. |
| BB | Ø Mathe, Deutsch u. erste Fremdspr. ≤ 2,33 ^b ; GSGutachten (++) | Lehrer | 2-tägige Eignungsprüfung. |
| SL | In Deutsch u. Mathe mind. eine 2 und eine 3. Bei abw. Noten hat Klassenkonf. Ermessensspielraum (++) | Lehrer | Schriftliche Prüfung in Deutsch u. Mathe. |
| | | | Lehrer können Elternentscheidung beeinflussen: |
| BE | Ø Mathe, Deutsch, erste Fremdspr. u. Naturwiss. ≤ 2,2; Einschätzung der Lernkompetenz (+) | Eltern | Sofern sich im ersten Halbjahr die Nichteignung herausstellt, muss Kind vom Gymnasium genommen werden. |
| SH | Empfehlung auf Basis der Lernentwicklung, aktuellen Leistungen (+) | Eltern | Abweichung nur nach vorherigem Beratungsgespräch möglich; Abweichung über zwei Schularten hinweg nicht möglich. |
| HE | Lernentwicklung, Leistungsstand, Arbeitshaltung (+) | Eltern | Sofern sich im ersten Halbjahr die Nichteignung herausstellt, muss Kind vom Gymnasium genommen werden (Querversetzung). |
| ST | Noten, Lernentwicklung und -verhalten (0) | Eltern | – |
| HB | Lernergebnisse, Lernentwicklung, Persönlichkeitsentwicklung ^c (0) | Eltern | – |
| HH | Lernstand und -entwicklung, Selbstständigkeit des Lernens (0) | Eltern | – |
| MV | Schulleistungen, Arbeits- und Sozialverhalten (0) | Eltern | – |
| NI | Arbeits- und Sozialverhalten, Leistungsstand, Lernentwicklung (0) | Eltern | – |
| NW | Leistungsstand, Elterngespräch ^d (0) | Eltern | – |
| RP | Leistungen, Lernverhalten und -entwicklung (0) | Eltern | – |

Abkürzungen: Ø – Durchschnittsnote; HSK – Heimat- und Sachkunde.

^a Ca. 4 % aller Schüler am Schulübertritt nehmen am Probeunterricht teil, davon bestehen rund 50 % und können im Anschluss auf das Gym. wechseln (Amtsstatistik des Bayerischen Kultusministeriums, Schuljahr 2004/05).

^b Maßgebend ist das Halbjahreszeugnis der 6. Klasse, da die Grundschule idR 6-jährig ist.

^c In seltenen Fällen gibt es sechsjährige Grundschulen (5 von insg. 84 Grundschulen in der Hansestadt Bremen) in denen die Empfehlung bindend ist.

^d Bei Neuregelungen 2006 wurde das freie Elternrecht eingeschränkt (betrifft die beobachtete Kohorte nicht).

Literatur

- Allison, P.D., 2001: Missing Data. Thousand Oaks: Sage.
- Alt, C. / Quenkenberg, H., 2005: Daten, Design und Konstrukte. Grundlagen des DJI-Kinderpanels. S. 277–303 in: C. Alt (Hrsg.), *Kinderleben – Aufwachsen zwischen Familie, Freunden und Institutionen*. Wiesbaden: VS.
- Arnold, K.-H. / Bos, W. / Richert, P. / Stubbe, T.C., 2007: Schullaufbahnpräferenzen am Ende der vierten Klassenstufe. S. 271–298 in: W. Bos / S. Hornberg / K.-H. Arnold / G. Faust / L. Fried / E.M. Lankes / K. Schwippert / R. Valtin (Hrsg.), *IGLU 2006*. Münster: Waxmann.
- Baumert, J. / Watermann, R. / Schümer, G., 2003: Disparitäten der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 6: 46–71.
- Becker, R., 2000: Klassenlage und Bildungsentscheidungen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 52: 450–474.
- Bos, W. / Voss, A. / Lankes, E. / Schwippert, K. / Thiel, O. / Valtin, R., 2004: Schullaufbahneempfehlungen von Lehrkräften für Kinder am Ende der vierten Jahrgangsstufe. S. 191–228 in: W. Bos / E. Lankes / M. Prenzel / K. Schwippert / R. Valtin / G. Walther (Hrsg.), *IGLU. Einige Länder der Bundesrepublik Deutschland im nationalen und internationalen Vergleich*. Münster: Waxmann.
- Boudon, R., 1974: *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.
- Breen, R. / Goldthorpe, J.H., 1997: Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society* 9: 275–305.
- Buis, M.L., 2008: Direct and Indirect Effects in a Logit Model. <http://home.fsw.vu.nl/m.buis/wp/ldecomp.pdf>.
- Contini, D. / Scagni, A. / Riehl, A., 2008: Primary and Secondary Effects in Educational Attainment in Italy. *Equalsoc Working Paper* 2008/4.
- Cortina, K.S. / Trommer, L., 2003: Bildungswege und Bildungsbiographien in der Sekundarstufe I. S. 342–391 in: K.S. Cortina / J. Baumert / A. Leschinsky / K.U. Mayer / L. Trommer (Hrsg.), *Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland. Strukturen und Entwicklungen im Überblick*. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt.
- Ditton, H. / Krüskens, J., 2006: Der Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe I. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 9: 348–372.
- Ditton, H. / Krüskens, J. / Schauenberg, M., 2005: Bildungsungleichheit – der Beitrag von Familie und Schule. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 8: 285–304.
- Ditton, H., 2004: Der Beitrag von Schule und Lehrern zur Reproduktion von Bildungsungleichheit. S. 251–279 in: R. Becker / W. Lauterbach (Hrsg.), *Bildung als Privileg? Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*. Wiesbaden: VS.
- Erikson, R. / Rudolphi, F., 2009: Change in Social Selection to Upper Secondary School – Primary and Secondary Effects in Sweden. *European Sociological Review* Forthcoming (Advance Access published online on May 15, 2009).
- Erikson, R. / Goldthorpe, J.H. / Jackson, M. / Yaish, M. / Cox, D.R., 2005: On Class Differentials in Educational Attainment. *Proceedings of the National Academy of Sciences*: 9730–9733.
- Erikson, R. / Jonsson, J.O., 1996: Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case. S. 1–63 in: R. Erikson / J.O. Jonsson (Hrsg.), *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Social Inequality Series. Boulder: Westview.
- Esser, H., 1999: *Soziologie Spezielle Grundlagen Bd. 1: Situationslogik und Handeln*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Girard, A. / Bastide, H., 1963: La stratification sociale et la démocratisation de l'enseignement. *Population* 3: 435–472.
- Goldthorpe, J.H., 2007: *On Sociology*. 2. ed. Vol. 2. Stanford: Stanford University Press.
- Infas – Institut für angewandte Sozialwissenschaft, 2006: Methodenbericht zur 3. Welle des DJI Kinderpanels „Wie wachsen Kinder auf?“. <http://db.dji.de/surveys/docs/4/56/methodenberichtwelle3.pdf>.
- 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: 211–229.
- Kloosterman, R. / Ruiter, 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: 377–398.
- Lehmann, R.H. / Peek, R. / Gänsfuß, R., 1997: Aspekte der Lernaufgangslage und der Lernentwicklung von Schülerinnen und Schülern der fünften Klasse an Hamburger Schulen (Forschungsbericht). Hamburg: Behörde für Schule, Jugend und Berufsbildung.
- Müller-Benedict, V., 2007: Wodurch kann die soziale Ungleichheit des Schulerfolgs am stärksten verringert werden? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59: 615–639.
- Pfeffer, F.T., 2008: Persistent Inequality in Educational Attainment and its Institutional Context. *European Sociological Review* 24: 543–565.
- Pohlmann, S., 2008: Der Übergang von der Primar- in die Sekundarstufe aus der Sicht bayerischer und hessischer Lehrer. *Diskurs Kindheits- und Jugendforschung* 3: 123–140.
- Royston, P., 2007: Multiple Imputation of Missing Values: Further Update of ICE, with an Emphasis on Interval Censoring. *The Stata Journal* 7: 445–464.
- Rubin, D.B., 1987: *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: Wiley.
- Schindler, S. / Reimer, D., 2010: Primäre und sekundäre Effekte der sozialen Herkunft beim Übergang in die Hochschulbildung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62 (im Erscheinen).
- Stocké, V., 2007: Strength, Sources, and Temporal Development of Primary Effects of Families' Social Status on Secondary School Choice. Working Paper Sonderforschungsbereich 504, University of Mannheim.

- von Hippel, P.T., 2007: Regression with Missing Ys: An Improved Strategy for Analyzing Multiply Imputed Data. *Sociological Methodology* 37(1): 83–117.
- Wiese, W., 1982: Elternstatus, Lehrerempfehlung und Schullaufbahn: Eine empirische Analyse des Einflusses des Grundschullehrers auf die Bildungslaufbahn des Schülers. *Zeitschrift für Soziologie* 11: 49–63.

Autorenvorstellung

Martin Neugebauer, geb. 1982 in Marburg. 2002–2008 Studium der Soziologie, Sozialpsychologie und Politikwissenschaften in Mannheim und Toronto (Kanada). Seit 2009 wissenschaftlicher Mitarbeiter am Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES).

Forschungsschwerpunkte: Bildungssoziologie, Lehr-Lern-Forschung, soziale Ungleichheit.