



UNIVERSITÄT LEIPZIG

Replikationsstudie

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

Ole Leng

14 . Mai 2018

Bachelorarbeit

Betreuer: Prof. Dr. Roger Berger

Institut für Soziologie

Universität Leipzig

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis	1
1. Einleitung	3
2. Theoretischer Hintergrund	6
2.1 Primäre und Sekundäre Herkunftseffekte und der Übergang auf das Gymnasium	6
2.2 Primäre und Sekundäre Herkunftseffekte in Deutschland	9
2.3 Die Kontrafaktische Dekomposition Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte	10
2.4 Verbindliche Grundschulempfehlung oder freie Schulwahl der Eltern	12
2.5 Das DJI Kinderpanel	12
3. Replikation	13
3.1 Rekonstruktion der Hypothesen/ Forschungsfragen	13
3.2 Variablen und Operationalisierung	14
3.2.1 Abhängige Variable: Bildungsentscheidung	14
3.2.2 Unabhängige Variable: Bildungshintergrund	16
3.2.3 Primäre Effekte	18
3.3 Fallzahl & Deskriptive Übersicht der Daten	19
3.4 Die Kontrafaktische Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte	21
3.4.1 Leistungsverteilung der oberen und unteren Bildungsschicht und die Übergangsraten auf das Gymnasium	21
3.4.2 Lowess Regressionen der Übergangsraten der unteren und oberen Bildungsschicht	22
3.4.3 Modell: Dekomposition mit der Kontrafaktischen Methode	23
3.5 Verbindliche oder Unverbindliche Grundschulempfehlung	25
3.6 <i>Weiterführend</i> : Modell nach der KHB-Methode	27
4. Zusammenfassung und Fazit	28
4.1 Reflexion der Vorgehensweise	28
4.2 Beantwortung der Forschungsfragen	29
4.3 Kritische Betrachtung und Ausblick	30
Literaturverzeichnis	32
A Appendix	37
A.1 Tabellen	37
A.2: Abbildungen	38
A.3: STATA Syntax	39
Erklärung	46

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1 Direkte und Indirekte Effekte	9
Abbildung 2 Wahrscheinlichkeit des Übergangs auf das Gymnasium in Abhängigkeit von der schulischen Leistung und Kerndichteschätzer der Leistungsverteilung, nach Schichtzugehörigkeit	22
Abbildung 3 Lowess-Regressionen für die Übergangsraten der unteren und oberen Bildungsschicht	23
Abbildung 4 Übertrittsbestimmungen auf das Gymnasium nach Bundesländern; <i>Quelle: Neugebauer 2010: 212</i>	38

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1 Dichotomisierung der Variable “weiterführende Schulart”	15
Tabelle 2 Deskriptive Angaben zu den empirischen Daten der interessierenden Variablen	20
Tabelle 3 Faktische & Kontrafaktische Kombinationsmöglichkeiten und die Übergangsraten auf das Gymnasium	24
Tabelle 4 Relative Anteile Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte	25
Tabelle 5 Übergangsraten auf das Gymnasium und relative Anteile Sekundärer Effekte nach Ländergruppen	26
Tabelle 6.1 Odds-Ratios und der relative Anteil der Herkunftseffekte nach der KHB-Methode	28
Tabelle 6.2 Odds-Ratios und der relative Anteil der Herkunftseffekte sortiert nach GSE nach der KHB-Methode	28
Tabelle 7 Schulleistungen	37

1. Einleitung

Der Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe stellt die erste große Trennung der Bildungsverläufe im deutschen Schulsystem dar. Trotz des allgemeinen Trends zum Besuch höherer Schulformen und einer gestiegenen Bildungsaspiration (vgl. Dumont et al. 2014: 2) zeigen diverse Studien, dass die Bildungsungleichheit von Kindern in Deutschland noch immer stark von ihrem Bildungshintergrund geprägt ist (vgl. Dietze 2011; Paulus & Blossfeld 2007; Dumont et al. 2014; Arnold et al. 2007). Angelehnt an das Konzept von Boudon(1974) gilt es dabei, maßgeblich zwischen zwei Ursachenkomplexen für soziale Bildungsungleichheit zu unterscheiden: den Primären und Sekundären Herkunftseffekten. Sind Primäre Effekte leistungsbezogen und geprägt durch die sozio-ökonomischen Ressourcen einer Familie, beschreiben Sekundäre Herkunftseffekte die leistungsunabhängigen Übergangsnegungen, die auf der Einschätzung von Risiken oder soziokulturellen Präferenzen basieren. Dies bedeutet, dass die Bildungsentscheidungen von Kindern in Deutschland, selbst bei den gleichen schulischen Leistungen, weniger ambitioniert sind, wenn diese einen vergleichsweise niedrigen Bildungshintergrund¹ besitzen (vgl. Relikowski et al. 2010: 143; Neugebauer 2010: 203).

Basierend auf diesem Konzept veröffentlichte Martin Neugebauer 2010 die Arbeit: *“Bildungsungleichheit und Grundschulempfehlung beim Übergang auf das Gymnasium: Eine Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte”*, mit dem Ziel, Primäre und Sekundäre Herkunftseffekte voneinander zu trennen, um anschließend den relativen Anteil dieser Effekte beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium von Kindern in Deutschland zu quantifizieren (vgl. ebd.: 202). Daran anknüpfend analysiert der Autor, welche Auswirkung die in manchen Bundesländern existierende freie Schulwahl gegenüber einer verbindlichen Grundschulempfehlung² auf den relativen Anteil Sekundärer Herkunftseffekte besitzt. Bei seiner Analyse greift Neugebauer auf bundesweit zwischen 2002 und 2005 erhobene Längsschnittdaten des Kinderpanels des Deutschen Jugend Instituts

¹ Den Bildungshintergrund (niedrig/hoch; untere/ obere Bildungsschicht) definiert Neugebauer über den höchsten Bildungsabschluss der Eltern. Besitzt mindestens ein Elternteil einen (Fach-) Hochschulabschluss, hat das Kind einen hohen Bildungshintergrund (synonym: gehört der oberen Bildungsschicht an) (vgl. Neugebauer 2010: 205)

² Die Grundschulempfehlung wird im Folgenden teilweise mit GSE abgekürzt.

³ zurück (Neugebauer 2010: 204). Neugebauer zeigt, dass Sekundäre Herkunftseffekte in Deutschland einen Anteil von 59% beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium ausmachen, und es finden sich Hinweise, dass bei freier Schulwahl der Eltern die Relevanz Sekundärer Effekte weiter steigt (vgl. 2010: 209). Am stärksten wirken Sekundäre Herkunftseffekte bei Kindern im mittleren Notenbereich (ebd.).

Da zum jetzigen Zeitpunkt keine Veröffentlichung bekannt ist, die die Validität dieser Ergebnisse überprüft und sich außerdem viele Autoren in ihren Veröffentlichungen auf Neugebauer berufen (vgl. insbes. Combet 2013; Dumont et al. 2014; Schneider 2015; Becker 2017), soll die genannte Arbeit im Rahmen dieser Thesis repliziert werden.

Dies ist insofern von wissenschaftlichem Interesse, als dass das Konzept Boudons, welches den theoretischen Hintergrund der Arbeit Neugebauers bildet, bis heute die empirische Analyse von Herkunftseffekten prägt⁴. Inhaltlich ist die Trennung und Quantifizierung von Herkunftseffekten beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium besonders interessant, weil primäre und sekundäre Herkunftseffekte unterschiedliche bildungspolitische Maßnahmen implizieren (vgl. Relikowski et al. 2010: 145). Im Rahmen von Primären Herkunftseffekten gilt es die Leistungsdifferenzen der Kinder, zum Beispiel durch frühkindliche Förderung, zu reduzieren, wohingegen zur Reduktion Sekundärer Effekte den Kosten und Risikoeinschätzungen eines Gymnasialbesuchs entgegnet werden müsste.

Damit trägt diese Thesis durch die Überprüfung der Arbeit Neugebauers (2010) indirekt zur Forschung bei und hat nicht den Anspruch einer eigenen Primäranalyse oder der Entwicklung einer neuen Methode. Hinsichtlich der Replikation ergeben sich deshalb folgende Forschungsfragen:

- 1. Wie groß ist der relative Anteil Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium von Kindern in Deutschland.*
- 2. Welchen Einfluss hat eine verbindliche Grundschulempfehlung durch Lehrer*innen gegenüber der freien Schulwahl durch die Eltern auf den relativen Anteil Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte?*

³ Das Deutsche Jugend Institut wird im Folgenden mit DJI abgekürzt.

⁴ Für einen Überblick siehe: Dumont (et al. 2014: 2f.).

Zur Beantwortung der aufgestellten Forschungsfragen wird folgende methodische Vorgehensweise gewählt:

Nachdem in Kapitel zwei das Konzept der Primären und Sekundären Herkunftseffekte beim Übergang auf das Gymnasium vertieft wird, soll die Methode der Kontrafaktischen Dekomposition zur Trennung der primären und sekundären Effekte von Erikson et al. (vgl. 2005) genauer erläutert werden. Daraufhin werden die Unterschiede der zwischen den Ländern variierenden Grundschulempfehlung für den Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium diskutiert. Kapitel zwei schließt daraufhin die theoretischen Grundlagen der Arbeit mit einer knappen Beschreibung des DJI Kinderpanel Datensatzes ab.

In Kapitel drei beginnt die eigentliche Replikation, die sich grundsätzlich nach der Vorgehensweise Neugebauers richtet: Zunächst werden dazu die Forschungsfragen rekonstruiert, indem einige Hypothesen aus dem Fließtext extrahiert werden. Daraufhin folgt die Operationalisierung der für die Modelle benötigten Variablen. Um dies in einen Kontext zu setzen, folgt anschließend die Vorstellung des verwendeten Datensatzes und die deskriptive Übersicht der Daten der Stichprobe. Da Neugebauer angibt, dass sich seine Ergebnisse mit solchen ohne multiple imputierte Datensätze decken und lediglich größere Standardfehler zu erwarten sind, wird auf eine multiple Imputation im Weiteren verzichtet. Anschließend wird ein Modell mit der Kontrafaktischen Dekompositionsmethode berechnet, um primäre und sekundäre Effekte voneinander zu trennen und die relativen Anteile dieser zu bestimmen (Buis 2008; Erikson et al. 2005). Die Ergebnisse werden mittels Lowess-Smoother kontrolliert, woraufhin ein weiteres Modell zusätzlich die verbindliche oder unverbindliche Grundschulempfehlung der einzelnen Bundesländer vergleichend betrachtet. Weiterführend werden die Ergebnisse der Modelle mit solchen verglichen, bei denen die Dekomposition und Berechnung der relativen Effektanteile nach der aktuelleren KHB-Methode von Karlson⁵ (et al. 2012) erfolgt.

Kapitel vier gibt einen Überblick und schließt die Arbeit mit der Beantwortung der Forschungsfragen und einer kritischen Diskussion der Forschungsfragen und der Ergebnisse ab.

⁵ Die Vorteile dieser Methode werden näher in Kapitel 3.6 beschrieben.

Im Folgenden werden nun zunächst die theoretischen Grundlagen betrachtet, die zum Verständnis und zur Durchführung der geplanten methodischen Vorgehensweise notwendig sind.

2. Theoretischer Hintergrund

2.1 Primäre und Sekundäre Herkunftseffekte und der Übergang auf das Gymnasium

Den Ursprung der Unterscheidung zwischen primären und sekundären Herkunftseffekten bildet die Arbeit *‘Education, Opportunity, and Social Inequality: “Changing Prospects in Western Society”* von Raymond Boudon (vgl. 1974), welche auf der Rational Choice Theorie basiert⁶: Rational handelnde Akteure begreifen Bildung als Ressource zum intergenerationalen Statuserhalt und streben ein Mindestmaß an Bildungsabschlüssen an (vgl. Boudon 1974: 29f.; Esser 1999: 256ff.). Die Bildungsabschlüsse dienen dabei gewissermaßen als Indikator für den Bildungsgrad eines Individuums und operationalisieren so dessen Qualifikation auf dem Arbeitsmarkt. Primäre Effekte bezeichnen dabei die Leistungsdifferenzen von Kindern, welche

“aufgrund klassenspezifischer Sozialisationsprozesse, kultureller Unterschiede in Familien, differenzieller schulischer Unterstützungspotentiale der Eltern sowie unterschiedlicher genetischer Begabung” (Relikowski et al. 2010: 144)

entstehen. Folglich spiegeln die Primären Effekte die auf dem Bildungshintergrund basierenden Startvoraussetzungen für Kinder in Deutschland wider. Sichtbar werden diese Effekte immer dann, wenn ein bestimmtes Maß an Qualifikation oder Leistung gemessen und verlangt wird.

Die erste große Separation im deutschen Bildungssystem erfolgt mit dem Übergang von der Grundschule in das gegliederte Schulsystem. Diese Phase ist äußerst entscheidend für den späteren Bildungsverlauf der Kinder. Denn sobald sie sich einmal für eine Schulform entschieden haben, ist die Mobilität von Schüler*innen äußerst gering, gerade wenn es sich

⁶ Das Konzept primärer und sekundärer findet sich zwar bereits bei Girard und Bastide (1963), sowie Keller und Zavalloni (1964), jedoch prägt der Aufsatz Boudons bis heute die empirische Forschung (vgl. Relikowski et al. 2010: 143ff.; Neugebauer 2010: 202ff.; Dumont et al. 2014: 2ff.).

um den Wechsel auf eine anspruchsvollere Schulform handelt (vgl. Relikowski et al. 2010: 146). Die Entscheidung, welche Schulform angemessen für ein Kind ist, treffen hierbei, je nach Bundesland, die Lehrer*innen oder die Eltern. Ob ein Kind ein Gymnasium besuchen darf oder nicht hängt, im Fall einer Lehrer*innenentscheidung, von den bundeslandspezifischen Selektionshürden ab. Leistungskriterien hierfür sind meist die Schulnoten, die sich in Zeugnissen und schließlich der Grundschulempfehlung des Kindes manifestieren. Hier muss jedoch klar unterschieden werden, ob Primäre Effekte als die sichtbare schulische Leistung in Form von Noten oder das Leistungspotential der Kinder definiert werden (vgl. Neugebauer 2010: 205). Neugebauer entscheidet sich für eine Operationalisierung der Primären Effekte über die Schulnoten, da diese den sichtbaren entscheidungsrelevanten Faktor beim Übergang von der Grundschule aufs Gymnasium darstellen (vgl. ebd.). Ein Argument dafür ist, dass Leistungen,

“die in empirischen Studien in der Regel anhand von standardisierten Leistungstests erhoben werden, möglicherweise nicht alle für den Übergang relevanten Aspekte, wie zum Beispiel die Anstrengungsbereitschaft von Schülerinnen und Schülern [abdecken]” (Dumont et al. 2014: 7).

Solche motivationalen Aspekte spiegeln sich in einem größeren Maße in den Schulnoten wider (vgl. ebd.). Darüber hinaus sind Schulnoten für Schüler*innen und ihre Eltern im Gegensatz zu Testleistungen unmittelbar sichtbar und ihnen kommt damit eine handlungsleitende Funktion zu (vgl. ebd.). Zwar ist nicht auszuschließen, dass auch leistungsfremde Effekte, die eventuell sogar mit dem Bildungshintergrund korrelieren, einen Einfluss auf die Notenvergabe von Lehrer*innen haben (vgl. ebd.), das Leistungspotential der Kinder lässt sich allerdings nur über Leistungs- und Intelligenztests messen, die im Rahmen des DJI Kinderpanels jedoch nicht erhoben wurden (vgl. ebd.). Außerdem sind, wie Stocké (2008) beschreibt,

“die Lehrernoten, [...] nicht nur am stärksten nach der Klasse und Bildung der Familien differenziert, sondern dieser Kompetenzindikator ist auch der beste Prädiktor für die Bildungsentscheidungen sowie die hierbei vorliegenden Statureffekte.” (Stocké 2008: 5529).

Doch selbst wenn sich die primären Effekte durch eine intensive frühkindliche Förderung nivellieren ließen, fänden sich Unterschiede im Bildungsverhalten der Kinder (vgl. Relikowski et al. 2010: 143): Diesen Teil der Schulwahl bilden die sekundären Effekte.

Sekundäre Effekte beziehen sich - im Gegensatz zu primären Effekten - keineswegs auf die Leistung, sondern stellen schichtspezifische Übergangsneigungen dar. Betrachtet man den Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium, ist es für Kinder aus einer niedrigen Bildungsschicht nicht notwendig für den Statuserhalt, ein Gymnasium zu besuchen. Neben den niedrigeren Anreizen durch den intergenerationalen Statuserhalt, bewerten Eltern, die selbst kein Gymnasium besucht haben, die Risiken für den Besuch und erfolgreichen Abschluss eines Gymnasiums höher. Die Gründe hierfür sind mannigfaltig: z.B. Ängste, das Kind nicht adäquat unterstützen zu können, oder die höher bewerteten Opportunitätskosten der späteren finanziellen Unabhängigkeit vom Elternhaus (für einen theoretischen Überblick vgl. Esser 2002; Breen & Goldthorpe 1997; Erikson & Jonsson 1996). Da die Gründe für sekundäre Herkunftseffekte tendenziell subjektiver Natur sind, kann davon ausgegangen werden, dass Sekundäre Effekte insbesondere bei Kindern im mittleren Notenbereich auftreten. Nach Ditton und Krüsken bestehen Probleme bei der Zuweisung von Schülergruppen mit uneindeutigen Leistungsverläufen (vgl. 2010: 74),

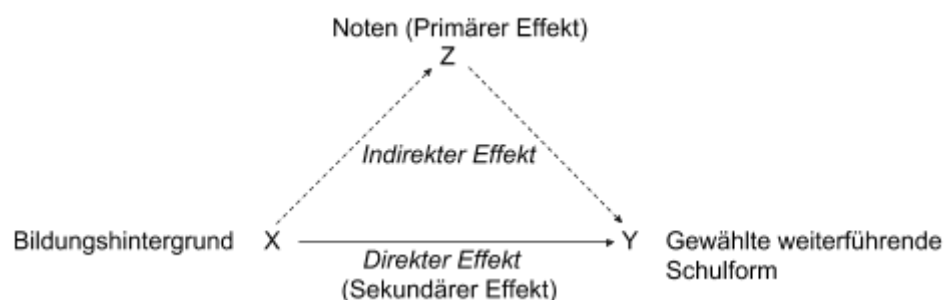
*“Während die Schullaufbahneempfehlung bzw. die Übergangsentscheidung bei sehr guten und sehr schlechten Schülerinnen und Schülern in der Regel eindeutig ausfällt”
(Dumont et al. 2014: 7).*

Wie erwähnt gehen mit den unterschiedlichen Charakteristika Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte grundlegend verschiedene bildungspolitische Implikationen einher, weshalb nicht nur die theoretische Unterscheidung, sondern auch die empirische Untersuchung und Quantifizierung der relativen Bedeutsamkeit der Sekundären Effekte am Übertrittsverhalten von großem Interesse ist: Stark ausgeprägten Primären Effekten könnte man durch eine frühkindliche Förderung und dem Intervenieren in Familien entgegenwirken, die wenig Unterstützungspotential für Kinder bieten. Beispiele hierfür wären eine Hausaufgabenbetreuung, eine individuelle Förderung sprachlicher Defizite oder das Bildungs- und Teilhabepaket. Im Falle eines großen relativen Anteils Sekundärer Effekte an der Bildungsungleichheit, wären etwaige Bemühungen vergebens und eine verbindliche Grundschulempfehlung, die Vermittlung besserer Erfolgsaussichten oder eine Senkung der monetären Kosten des Gymnasialbesuchs wären die Mittel der Wahl (vgl. Relikowski et al. 2010: 145f.).

Um Missverständnissen vorzubeugen, ist hinzuzufügen, dass sich die Benennung der Effekttypen bei Boudon (vgl. 1974: 29f.) auf die zeitliche Dimension im Leben eines

Individuums bezieht. Zunächst entwickelt ein Kind auf Basis des Elternhauses, Umfeldes und seinen genetischen Möglichkeiten die Primären Effekte (vgl. Neugebauer 2010: 203). Erst anschließend entstehen auf Risiko- und Selbsteinschätzung, sowie auf dem Wunsch nach intergenerationalen Statuserhalt beruhend, die sekundären Effekte (vgl. Boudon 1974: 29f.). Die Logik hinter der Begriffsbezeichnung Boudons ist deshalb wichtig zu verstehen, da sie der statistischen Bezeichnung der Direkten und Indirekten Effekte gegenüber kontraintuitiv wirkt: Denn hier bezeichnen die Indirekten die Primären Effekte und die Direkten die Sekundären Effekte (vgl. z.B. Buis 2010: 2). Die statistische Bezeichnung basiert dabei, wie in Abbildung 1 zu sehen, auf dem Wirkungszusammenhang der Effekte.

Abbildung 1 Direkte und Indirekte Effekte



Selbst erstellt auf Basis von: Erikson et al. 2005; Buis 2008; Buis 2010

2.2 Primäre und Sekundäre Herkunftseffekte in Deutschland

Nach Martin Neugebauer (2010: 208) beträgt der relative Anteil der sekundären Herkunftseffekte beim Übergang auf das Gymnasium bei Kindern in Deutschland 59 Prozent. Dass der Erklärungsbeitrag leistungsfremder Effekte beim Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe überwiegt, deckt sich mit den Ergebnissen von Maaz et al. (vgl. ebd. 2010: 203ff.). Volker Stocké zeigt hingegen anhand von Daten aus Rheinland Pfalz, dass der relative Anteil Sekundärer Effekte, je nach Operationalisierung der Primären Effekte, zwischen 38,5 bis 67,8% variiert (vgl. ebd. 2008: 5529). Misst man die Testergebnisse von Schülern, machen die sekundären Herkunftseffekte einen Anteil von 67,8% aus; operationalisiert man hingegen über die Schulnoten, lediglich 38,5% (vgl. Dumont et al. 2014: 14; Stocké 2008: 5529). Hartmut Ditton erzielt ähnliche Ergebnisse und kommt zu dem Schluss, dass die Primären und Sekundären Herkunftseffekte ungefähr gleich groß ausfallen, in Modellen, in denen die Primären Effekte über Schulleistungen operationalisiert wurden,

jedoch deutlich größer ausfallen (vgl. Ditton: 2013: 735f.). Es kann deshalb davon ausgegangen werden, dass die Bedeutung der sekundären Effekte bei der Operationalisierung über die Schulnoten tendenziell unterschätzt wird, was sich mit der Einschätzung Neugebauers deckt (vgl. 2010: 206).

Neben der Definition der primären Effekte spielt auch die Wahl einer geeigneten Methode zur Dekomposition der Effekte eine entscheidende Rolle. Neugebauers Wahl fällt auf die Kontrafaktische Methode zur Dekomposition Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte (vgl. Erikson et al. 2005: 9730f.), die im Folgenden genauer betrachtet werden soll.

2.3 Die Kontrafaktische Dekomposition Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte

Um den relativen Anteil Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte zu berechnen, verwendet Martin Neugebauer die Kontrafaktische Dekompositionsmethode von Erikson et al. (vgl. 2005: 9730f.). Die Idee dieser Methode besteht in der Dekomposition (= Trennung) , der Primären und Sekundären Herkunftseffekte; also der schichtspezifischen Notenverteilung und der Wahrscheinlichkeitsfunktionen auf das Gymnasium überzugehen (vgl. Relikowski et al.: 151). Daraufhin ist es möglich, die relativen Anteile der Primären und Sekundären Herkunftseffekte durch eine kontrafaktische Kombination der Notenverteilungen und Übergangswahrscheinlichkeiten der jeweiligen Schichten zu berechnen. Hierfür werden die real auftretenden Kombinationsmöglichkeiten mit den kontrafaktischen Kombinationsmöglichkeiten der Gruppen in Beziehung gesetzt. Die real existenten Gruppen bilden die untere (P_{uu}) und obere (P_{oo}) Bildungsschicht. Ergänzt man diese beiden Fälle durch die zwei fiktiven (kontrafaktischen) Kombinationsmöglichkeiten der Noten und Übergangswahrscheinlichkeiten auf das Gymnasium, entsteht eine Gruppe mit der Notenverteilung der unteren Bildungsschicht und der Übergangswahrscheinlichkeit der oberen Bildungsschicht (P_{uo}) und eine weitere Gruppe mit der Notenverteilung der oberen Bildungsschicht und der Übergangswahrscheinlichkeit der unteren Bildungsschicht (P_{ou}). Das erste Subskript bezieht sich dabei stets auf die Notenverteilung einer Bildungsschicht, das zweite Subskript auf die jeweilige Übergangswahrscheinlichkeit auf das Gymnasium (vgl. Relikowski et al.: 151).

Genauer werden zunächst die Primären Effekte berechnet, indem die Mittelwerte und Standardabweichungen der Noten separat für die obere und untere Bildungsschicht ermittelt werden. Basierend darauf wird angenommen, dass die Noten der einzelnen Gruppen normalverteilt sind, wodurch ihre Verteilung eindeutig bestimmt ist. Nun wird durch binär logistische Regression für beide untersuchten Schichten geschätzt, wie groß die Übergangswahrscheinlichkeit auf das Gymnasium für ein Kind unter Kontrolle seiner schulischen Leistung in Form von Noten ist, um daraus die Sekundären Effekte zu berechnen (vgl. Erikson et al. 2005: 9730f.; Relikowski et al. 2010: 152). Hierdurch wird der erwartete relative Anteil jener Kinder bestimmt, die bei einer gegebenen Kombination von Leistung und der schichtspezifischen Übergangseigung auf das Gymnasium gehen würden.

Durch die erwarteten relativen Anteile der Kinder ist es möglich, die der logg odds (L) ratios zwischen der unteren (Index u) und oberen (Index o) Bildungsschicht zu berechnen, um die relative Bedeutung der primären und sekundären Herkunftseffekte zu isolieren (vgl. Relikowski et al. 2010: 153). Die Primären Herkunftseffekte zwischen der unteren Bildungsschicht und der oberen Bildungsschicht werden nun wie folgt berechnet:

$$\frac{(Lou-Luu) + (Loo-Luo)}{2}$$

Hierdurch werden die Primären Effekte, operationalisiert über die schulische Leistung in Form von Noten von den Sekundären Effekten, die über die Übergangseigung der einzelnen Gruppen definiert werden, getrennt. Da es zwei mögliche log odds ratios gibt, schlagen Goldthorpe und Jackson (2007: 536f.) vor den Durchschnitt dieser Methoden zu verwenden. In Anlehnung an Relikowski lässt sich der sekundäre Effekt nun umgekehrt anhand der log odd ratios tatsächlicher und kontrafaktischer Übergangswahrscheinlichkeit wie folgt errechnen:

$$\frac{(Loo-Lou) + (Luo-Luu)}{2}$$

(vgl. Relikowski et al. 2010: 153). Neugebauer benutzt in seinen Modellen die Umsetzung *ldecomp* der Erikson-Methode für STATA nach Maarten Buis. Hierdurch wird die per Hand Berechnung der kontrafaktischen Methode durch den *ldecomp* Befehl ersetzt, was eine

enorme Vereinfachung darstellt. Außerdem wird auf die Bedingung normalverteilter Noten verzichtet (vgl. Buis 2010: 8).

Da der zweite Schwerpunkt der Arbeit Neugebauers auf dem Vergleich von Bundesländern mit verbindlicher Grundschulempfehlung und solchen mit einer freien Schulwahl der Eltern liegt, werden nun die theoretisch zu erwartenden Auswirkungen einer solchen Grundschulempfehlung dargelegt.

2.4 Verbindliche Grundschulempfehlung oder freie Schulwahl der Eltern

Abhängig vom jeweiligen Bundesland, obliegt die Entscheidung der Wahl der weiterführenden Schulen, den Eltern oder den Lehrer*innen. In zehn von sechzehn Bundesländern⁷ ist die sogenannte Grundschulempfehlung der Lehrer*innen tatsächlich eine Empfehlung, sodass die Eltern die Entscheidung über die schulische Zukunft der Kinder treffen. In den Bundesländern Baden-Württemberg, Bayern, Sachsen, Thüringen, Brandenburg und im Saarland wird die Grundschulempfehlung hingegen verbindlich durch die Lehrer*innen getroffen (vgl. Neugebauer 2010: 204)⁸. Per Definition entsteht Bildungsungleichheit im Sinne von sekundären Effekten durch Risikobewertung und Erfolgseinschätzung von Eltern und Kindern. Wenn Kinder mit einem niedrigen Bildungshintergrund bei der in Noten gemessenen gleichen schulischen Leistungen weniger häufig auf das Gymnasium wechseln, als solche aus einem bildungsnahen Elternhaus, müsste im Falle einer verbindlichen Grundschulempfehlung der relative Anteil sekundärer Effekte geringer ausfallen. Denn in diesem Fall obliegt die Entscheidung pro oder contra Gymnasium ausschließlich den Lehrer*innen und korreliert in einem hohen Maße mit der schulischen Leistung der Schüler*innen (vgl. Stocké 2008: 5529f.).

Um den Bildungsverlauf hinsichtlich der Grundschulempfehlung untersuchen zu können, werden bundesweit repräsentative Längsschnittdaten benötigt, die Varianz in Bezug auf die

⁷ Berlin, Schleswig Holstein, Hessen, Sachsen Anhalt, Bremen, Hamburg, Mecklenburg Vorpommern, Niedersachsen, Nordrhein Westfalen und Rheinland Pfalz.

⁸ Das deutsche Schulsystem ist dynamisch und unterliegt individuellen Veränderungen der Bundesländer. Die genannten Fakten beziehen sich auf den Zeitpunkt der Datenerhebung.

Verbindlichkeit der Grundschulempfehlung besitzen. Diese Kriterien erfüllt das Kinderpanel des DJI.

2.5 Das DJI Kinderpanel

Das DJI Kinderpanel wurde zwischen 2002 und 2005 mit dem Ziel erhoben, im Sinne einer Sozialberichterstattung die Lebenslagen von Kindern differenziert zu beschreiben sowie Einflüsse unterschiedlicher Lebenslagen auf die Persönlichkeitsentwicklung von Kindern nachzuzeichnen (vgl. Betz et al. 2006: 174). Das Panel ist dabei auf Basis einer prospektiven Längsschnittstudie mit zwei bundesweit repräsentativen Kohortenstichproben über 3 Wellen angelegt (vgl. ebd.). *“Dazu wurden auf Basis des Einwohnermeldeamtregisters Adressen aus 100 repräsentativ ausgewählten Gemeinden gezogen.”* (Neugebauer 2010: 205). Die jüngere Kohorte startet mit Kindern im vorletzten Kindergartenjahr (Fünffjährige), die Schulkinder-Kohorte beginnt in der zweiten Klasse (Achtjährige). Hierzu wurden bundesweit jeweils 1.100 Interviews mit Müttern, Vätern und Kindern im Abstand von eineinhalb Jahren durchgeführt. In allen drei Wellen wurden beide Elternteile befragt. Bei der Schulkinder-Kohorte wurden von Anfang an die Kinder selbst befragt. In den ersten zwei Wellen der Kleinkinderkohorte wurden die Kinder durch einen Proxy ersetzt (Neugebauer 2010: 205).

Die Untersuchung Neugebauers bezieht sich ausschließlich auf die ältere Schulkinder-Kohorte, da diese die bundesweiten Bildungsübergänge von der Grundschule auf das Gymnasium im Längsschnitt erfasst.⁹ (vgl. Neugebauer 2010: 204; Alt & Quellenberg 2005: 278). Laut Neugebauer leistet dies zum Zeitpunkt seiner Veröffentlichung kein Datensatz besser (vgl. ebd.: 206), wobei er die geringe Fallzahl und das Fehlen unabhängiger Intelligenz- oder Leistungstests zur Operationalisierung Primärer Effekte kritisiert (vgl. ebd.). In diesem Kontext ist zu diskutieren, ob ein Paneldesign für die Untersuchung Neugebauers zwingend notwendig ist, da die für die Fragestellung relevanten Variablen *Soziale Herkunft* und *Schulische Leistung* auch zum Zeitpunkt der dritten Welle über Retrospektivfragen ermittelt werden könnten. Die größere Distanz zum Zeitpunkt der Notenvergabe würde die

⁹ Der Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium sollte zwischen der zweiten und dritten Welle der Erhebung erfolgen. Ausnahmen sind eine Sechsjährige Grundschule oder wenn ein Kind eine Klasse wiederholt.

Datenqualität jedoch tendenziell verschlechtern, weshalb die Erfassung im Längsschnitt sicherlich wünschenswert ist (vgl. Pforr & Schröder 2015: 1).

3. Replikation

3.1 Rekonstruktion der Hypothesen/ Forschungsfragen

Neugebauers primäre Forschungsfrage lautet: *Wie groß sind die relativen Anteile primärer und sekundärer Herkunftseffekte beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium in Deutschland?* Darüber hinaus: *Welche Auswirkung haben eine verbindliche oder eine unverbindliche Grundschulempfehlung auf das relative Gewicht dieser Effekte?* Mit diesen Forschungsfragen lassen sich folgende Hypothesen aus dem Fließtext ableiten (vgl. Neugebauer 2010):

Hypothese I	Kinder mit niedrigem Bildungshintergrund gehen seltener auf das Gymnasium als Kinder aus bildungsnahen Elternhäuser.
Hypothese II	Kinder mit niedrigem Bildungshintergrund erzielen schlechtere schulische Leistungen.
Hypothese III	Im mittleren Notenbereich wirken die sekundären Effekte besonders stark.
Hypothese IV	Selbst bei gleichen schulischen Leistungen variieren die Bildungsentscheidungen in Deutschland beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium nach dem Bildungshintergrund.
Hypothese V	In Ländern mit verbindlicher GSE sollte der Spielraum für die Durchsetzung schichtverzerrter Elternpräferenzen zugunsten einer durch die Lehrer indizierten, meritokratischen Schulwahl eingeschränkt sein.

3.2 Variablen und Operationalisierung

Neugebauer erreicht durch die multiple Imputation von Werten, eine höhere Zahl an gültigen Fällen (vgl. ebd. 2010: 205). Dabei werden für fehlende Werte plausible andere Werte erzeugt (vgl. Royston 2007: 453; Rubin 1987: 59). Die Werte werden also auf Basis vorhandener Werte berechnet und es werden exogen keine Informationen hinzugefügt (vgl. ebd.). Da nicht mit Sicherheit gesagt werden kann, ob die hier verwendete Operationalisierung der Variablen der von Neugebauer bis ins Detail entspricht, wird auf eine multiple Imputation von Daten verzichtet, um weitere mögliche Fehlerquellen auszuschließen. Diese Entscheidung ist vor allem deshalb gerechtfertigt, da Neugebauer angibt, auch ohne multiple Imputationen,

ähnliche Ergebnisse mit lediglich höheren Standardfehlern erzielt zu haben (vgl. Neugebauer 2010: 205). Demnach sollten aus dem Verzicht auf die Imputationen keine relevanten Abweichungen der Ergebnisse resultieren.

3.2.1 Abhängige Variable: Bildungsentscheidung

Die abhängige Variable *‘Bildungsentscheidung’* oder *‘gewählte weiterführende Schulart’* dichotomisiert Neugebauer als eine Entscheidung für oder gegen das Gymnasium.¹⁰ Da das Gymnasium als einzige Schulform in allen sechzehn Bundesländern existiert, können Kinder hierdurch bundesweit systematisch in ihrer Schulwahl verglichen werden (vgl. Neugebauer 2010: 205). Auch können so Kinder, die eine Sekundarschule oder Gesamtschule ohne Gymnasialzweig besuchen, eindeutig einer Entscheidungsalternative zugeordnet werden, weshalb die Dichotomisierung dieser Variable eine enorme Vereinfachung darstellt¹¹ (vgl. ebd.: 205). Ausgeschlossen werden Neugebauer zufolge Kinder, bei denen zum Zeitpunkt der Erhebung noch keine eindeutige Entscheidung gefallen ist, weil sie beispielsweise eine sechsjährige Grundschule besuchen (vgl. ebd.: 205).

Neugebauer gibt an, dass die der *“gewählten weiterführenden Schulart”* zugrunde liegende Variable aus der Mütterbefragung in der dritten Welle stammt (2010: 211), weshalb die Vorgehensweise wie folgt rekonstruiert wird:

Um die Dummy-Variable *“gewählte weiterführende Schulart”* zu erzeugen, wird die Variable *d2055* aus der Mütterbefragung in der dritten Welle des Kinderpanels mit dem Fragetext: *“Auf welchen Schultyp geht (Zielkind)?”* verwendet. Die Rekodierung der zehn Antwortmöglichkeiten gliedert sich daher wie folgt.

Tabelle 1 Dichotomisierung der Variable *“weiterführende Schulart”*

Variable: <i>d2055</i>	<i>“Gewählte weiterführende Schulart”</i> (Dummy)
3 = Gymnasium	} 1 <i>“Kind besucht das Gymnasium”</i>
1 = Hauptschule	
2 = Realschule	
5 = Haupt- und Realschule	} 0 <i>“Kind besucht nicht das Gymnasium”</i>

¹⁰ 1 = Entscheidung für das Gymnasium; 0 = Entscheidung gegen das Gymnasium

¹¹ Dumont et al. bieten einen Überblick über weitere Studien, die den Übergang auf das Gymnasium betrachten (vgl. 2014: 2; insbes. Stocké 2008: 5529; Meulemann & Relikowski 2016: 450).

6 = Erweiterte Real-, Mittel-, Regel-, Sekundar- oder Regionalschule

9 = Förder-, Sonder, Sprachheilschule

4 = Gesamtschule

7 = Orientierungsstufe

8 = Grundschule

} Fälle werden von Analyse ausgeschlossen

10 = Sonstige Schule

96 = Unzulässige Mehrfachnennung

99 = Keine Angabe

An die Operationalisierung Neugebauers anknüpfend, werden Antworten mit unzulässiger Mehrfachnennung, Missings und Kinder, bei denen zum Zeitpunkt der Erhebung keine eindeutige Entscheidung für oder gegen das Gymnasium getroffen wurde, ausgeschlossen. Hierzu zählen Kinder, die noch die Grundschule, eine Orientierungsstufe, eine sonstige Schule, oder eine Gesamtschule besuchen. Sicherlich ist zu diskutieren, ob Kinder, die eine Sonderschule besuchen ebenfalls ausgeschlossen werden sollten, wenn fraglich ist, ob Sonderschüler Neugebauers Kriterium der eindeutigen Entscheidung für oder gegen das Gymnasium (vgl. ebd. 2010: 205) erfüllen. Womöglich haben diese Kinder gar keine Wahlmöglichkeit, da sie sich nicht im regulären Schulsystem befinden. Da jedoch bezüglich der getroffenen Entscheidung ebenfalls eine gewisse Diskrepanz zwischen Ländern mit oder ohne verbindlicher Grunschulempfehlung existiert, werden die Schüler*innen auf Sonderschulen der Gruppe derer, die nicht auf das Gymnasium wechseln, zugeordnet.

Von 538 gültigen Fällen (gemittelt über multipel imputierte Datensätze) entscheiden sich bei Neugebauer 283 Kinder für (52.6%) und 255 Kinder (47.4%) eindeutig gegen das Gymnasium. Dieser Arbeit liegen 455 gültige Fälle zugrunde, von denen 248 Kinder (54.51%) auf das Gymnasium wechseln und 207 Kinder (45.49%) eine andere Schulform besuchen. Wie zu erwarten liegen in der Stichprobe ohne multipel imputierte Daten also deutlich weniger gültige Fälle vor, wobei sich die prozentuale Verteilung der Gymnasialbesucher*innen ähnelt.

3.2.2 Unabhängige Variable: Bildungshintergrund

Die unabhängige Variable *“Bildungshintergrund”* wird von Neugebauer über den höchsten allgemeinen Bildungsabschluss der Eltern operationalisiert (vgl. ebd. 2010: 205). Die obere Bildungsschicht umfasst jene Kinder, bei denen mindestens ein Elternteil einen (Fach-) Hochschulabschluss besitzt, die untere Bildungsschicht Kinder mit Eltern, die über niedrigere Bildungsabschlüsse verfügen (vgl. ebd.: 205).

Die Bildung der Eltern spielt eine entscheidende Rolle bei der Beschreibung der sozialen Herkunft (vgl. Hradil 1999: 163), jedoch stellt sich vor diesem Hintergrund die Frage, warum gerade der Hochschulabschluss so prägend auf die Kinder wirken sollte. Beispielsweise wählt Bodo Schneider (vgl. 2015: 2f.) in seiner Untersuchung der Daten des DJI Kinderpanels, im Gegensatz zu Neugebauer eine Unterscheidung der Bildungshintergründe danach, ob mindestens ein Elternteil das Abitur besitzt. Relikowski et al. wählen hingegen eine deutlich andere Operationalisierung für ihre Daten aus Hessen und Bayern mit der Aufteilung nach dem EGP Klassenschema (vgl. 2010: 151). Zwar merkt Neugebauer an, dass eine Analyse nach Herunftsklassen wünschenswert wäre, die geringe Fallzahl es jedoch notwendig mache, den Bildungshintergrund zu dichotomisieren (vgl. Neugebauer 2010: 209).

Der (Fach-) Hochschulabschluss wird im DJI Kinderpanel über eine an Mutter und Vater gestellte Retrospektivfrage in der ersten Welle erhoben.¹² Zur Bildung der unteren und oberen Bildungsschicht wird deshalb der Bildungshintergrund von Mutter und Vater zusammengefasst: in Familien, in denen mindestens ein Elternteil einen (Fach-) Hochschulabschluss besitzt und Familien, in denen kein Elternteil einen Hochschulabschluss besitzt. Es besteht jedoch weiterhin die Frage, wie mit Fällen umgegangen wird bei denen ein Elternteil einen Missing Value aufweist. Deshalb wird an dieser Stelle die Entscheidung getroffen, dass der höchste Bildungsabschluss eines Elternteils auch dann akzeptiert wird, wenn ein Missing Value für das jeweils andere Elternteil vorliegt. Diese Vorgehensweise rechtfertigt sich dadurch, dass Neugebauers hinreichendes Kriterium für die Zuordnung zur höheren Bildungsschicht ist, dass lediglich ein Elternteil einen (Fach-) Hochschulabschluss besitzen muss (vgl. Neugebauer 2010: 205). Die Kombination der vorliegenden Informationen beider Elternteile ermöglicht einen äußerst geringen Ausschluss an Fällen aus

¹² Zwar wären prozessproduzierte Daten zu bevorzugen, jedoch gilt die Unzuverlässigkeit von Retrospektivfragen eher im Rahmen der Abfrage von Einstellungen und Gefühlen (vgl. Schnell et al. 1999: 324).

dem Sample. Folglich ist es konsequent auch Fälle im Sample zu behalten, wenn ein Elternteil einen niedrigen Bildungshintergrund angegeben hat, das andere Elternteil einen Missing Value hat. Dabei sind zwei Fälle zu unterscheiden: Im ersten Fall ist nur ein Elternteil präsent, wodurch jener Elternteil auch prägend für das Zielkind ist. Im zweiten hingegen waren zwar beide Elternteile präsent, doch es liegt nur die Information eines Elternteils vor. Dennoch kann davon ausgegangen werden, dass durch die Bildungshomogamie bei der Partnerwahl der fehlende Wert ein ähnlicher Bildungshintergrund, wie der vorliegende ist (zu Bildungshomogamie vgl. Mehring 2014: 181).

Hieraus resultiert, dass die so erzeugte Variable *Bildungshintergrund* erstaunlicherweise mehr gültige Fälle in der Gruppe der unteren Bildungsschicht (295) aufweist, als bei Neugebauer gemittelt über multipel imputierte Datensätze (261). Dies lässt auf eine Abweichung in der Operationalisierung schließen. Zudem bildet die Gruppe der Kinder mit niedrigem Bildungshintergrund mit 64.84% die Mehrheit, wohingegen sie bei Neugebauer lediglich 48.6% die Minderheit darstellt (vgl. Tabelle 2; vgl. Neugebauer 2010: 212).

3.2.3 Primäre Effekte

Neugebauer operationalisiert die primären Effekte über die schulische Leistung der Kinder, da dies der sichtbare und entscheidende Faktor bei der Erteilung einer Grundschulempfehlung ist (vgl. Neugebauer 2010: 205; Jackson et al. 2007: 212). Hierzu wird die Durchschnittsnote der Fächer Deutsch und Mathe des Halbjahreszeugnisses der vierten Klasse gebildet. Zwar ist die Durchschnittsbildung von Schulnoten gängige Praxis (vgl. Relikowski et al. 2010 151; Stocké 2008: 5526), da Noten ordinalskaliert sind, ist diese Vorgehensweise durchaus kritisch zu betrachten (vgl. Diekmann 2007: 286). Um die ordinalskalierten Noten als quasi-metrisch zu interpretieren und eine Durchschnittsbildung zu rechtfertigen, muss angenommen werden, dass die Abstände als 'gleich groß' interpretierbar sind und die Variable genügend¹³ (= in der Regel ≥ 5) Ausprägungen besitzt (vgl. Döring und Bortz 2016: 245ff.). Festzuhalten ist, dass die Leistungsverteilung der unteren Bildungsschicht mit einem Mittelwert von 2.53 (Standardabweichung: 0.77) eine deutlich schlechtere Notenverteilung aufweist, als die Gruppe der oberen Bildungsschicht mit einem Mittelwert der Notenverteilung von 1.98

¹³ Siehe hierzu auch die zu erfüllenden Kriterien für die quasi-metrische Interpretation von likert-skalierten ordinalen Variablen nach Urban & Mayerl (2011: 275)

(Standardabweichung: 0.58). Dies spiegelt sich auch in der Dichteverteilung der Noten in Abbildung 2 wider. Generell sind die Noten rechtsschief und linkssteil verteilt (Skewness: 0.65)¹⁴, die *ldecomp* Methode von Buis verzichtet jedoch ohnehin auf die unrealistische Annahme normalverteilter Noten (vgl. Buis 2010: 8). Betrachtet man die Kriterien für die Erteilung einer Grundschulempfehlung der einzelnen Bundesländer¹⁵ so wird klar, dass die Noten der Fächer Deutsch und Mathe in vielen Bundesländern notwendige und in manchen sogar hinreichende Kriterien für die Gymnasialempfehlung sind: In jedem Bundesland spielen die Noten der Fächer Deutsch und Mathe eine wichtige Rolle für die Erteilung der GSE, weshalb diese Operationalisierung als inhaltlich valide angesehen werden kann.¹⁶ Nichtsdestotrotz wird in diesem Zusammenhang die Bedeutung sekundärer Effekte unterschätzt, da auch leistungsfremde Effekte auf die Notenvergabe der Lehrer wirken können (vgl. Neugebauer 2010: 204; Bos et al. 2004 25f.). So könnten Lehrer einen hohen Bildungshintergrund der Kinder als Signal für gute Leistungen oder das erfolgreiche absolvieren eines Gymnasiums deuten (vgl. Neugebauer 2010: 204). Gründe hierfür könnten das bessere Unterstützungspotential der Eltern oder sogar das elterliche Engagement sein, welches sie zum Beispiel durch das Aufsuchen von Lehrergesprächen zeigen.¹⁷

Da die Schulnoten der Kinder über eine Retrospektivfrage erhoben wurden, und es sich nicht um prozessproduzierte Daten handelt, ist nicht auszuschließen, dass es zu Verzerrungen durch beispielsweise Interviewer-Bias kommen kann (vgl. Diekmann 2007: 446f.). Problematisch würde dies wenn man annähme, dass dies insbesondere auf Kinder zutreffen könnte, die in höherem Maße an Prestige und Stuserhalt (vgl. Boudon 1974: 29) interessiert wären als die durchschnittliche Population im Sample. Denkbar wäre zum Beispiel eine Gruppe von Individuen mit schlechten Noten, jedoch ambitionierten Bildungsentscheidungen. Hierdurch könnten sich durchaus systematische Verzerrungen durch selektive Ausfälle ergeben. Die Kontrolle dieser Verzerrung ist jedoch nur schwer möglich. Auch Neugebauer nimmt Bezug auf die Problematik der Drittvariablenkontrolle bei komparativen Untersuchungen, die bei der Trennung von Primären und Sekundären Effekten zwischen Herkunftsgruppen, eine Rolle spielt. Diese tritt insbesondere dann auf, wenn zusätzlich, nach institutionellen Unterschieden

¹⁴ Für einen Überblick siehe Tabelle 6 im Anhang.

¹⁵ Vgl. vollständige Tabelle im Anhang

¹⁶ Eine vollständige Auflistung der Kriterien für den Übergang auf das Gymnasium ist im Anhang zu finden.

¹⁷ Schneider zeigt hierbei, dass das Aufsuchen von Lehrkraftgespräche nicht signifikant mit dem Bildungshintergrund korreliert (vgl. ebd. 2015: 7ff.).

sortiert, über viele Bundesländer hinweg kontrolliert werden soll (vgl. Neugebauer 2010: 209).

3.3 Fallzahl & Deskriptive Übersicht der Daten

Wie auch Neugebauer liegt diesen Untersuchungen die Schulkinder-Kohorte des DJI Kinderpanels, mit 1042 in der ersten Welle realisierten Interviews zugrunde (Ausschöpfungsquote 50,6%).¹⁸ Dabei weist der Bildungshintergrund des Vaters laut Neugebauer (vgl. ebd. 2010: 205) mit rund 33% den höchsten Anteil fehlender Werte auf. Der in den der Arbeit zugrunde liegenden Modellen berechnete Wert beträgt allerdings rund 37%. Es kann angenommen werden, dass die Verringerung der fehlenden Werte auf die multiple Imputation der interessierenden Variablen und die anschließende Löschung jener Fälle zurückzuführen ist, bei denen die abhängige Variable *“gewählte weiterführende Schulart”* einen Missing Value aufweist (vgl. Neugebauer 2010: 205). Da diese Variablen aber nicht im Datensatz selbst vorliegen, sondern erst erzeugt wurden, entsteht wiederum die Frage, ob bei einer multiplen Imputation mit eventuell abweichender Operationalisierung der Variablen, eine weitere Fehlerquelle entsteht, die zu Verzerrungen führen könnte. Daher wird im Rahmen dieser Arbeit auf eine multiple Imputation verzichtet. So dokumentiert Neugebauer zwar, dass die *“gewählte weiterführende Schulart”* und der *“Bildungshintergrund”* dichotomisiert wurden, jedoch ist nicht mit Sicherheit zu sagen, wie dabei genau vorgegangen wurde (ebd.).¹⁹

Tabelle 2 Deskriptive Angaben zu den empirischen Daten der interessierenden Variablen

Variable	%	n	Quelle
Gültige Fälle gesamt		538* /// 455	
Bildungsentscheidung			Welle 3 Mütter FB
Gym	52.6* /// 54.51	283* /// 248	
Weniger als Gym	47.4* /// 45.49	255* /// 207	
Höchster Bildungsabschluss der Eltern			Welle 1 Mütter/V FB
Fach-/Hochschulreife	51.4* /// 35.16	277* /// 160	
Weniger als FH-/H-Reife	48.6* /// 64.84	261* /// 295	

¹⁸ *“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”* (Neugebauer 2010: 205).

¹⁹ Dieser Umstand ist genauer in Kapitel 2.2 beschrieben.

Länder mit verb. GSE	38.8* /// 39,34	209* /// 179	
	χ	$\sigma\chi$	
Durchschnittsnote aus Mathematik & Deutsch	2.36 /// 2.3318	0.03 /// 0.035	Welle 2 Kinder FB

Mit * gekennzeichnete Werte beziehen sich auf die Ergebnisse Neugebauers (vgl. 2010: 211) gemittelt über multipel imputierte Datensätze; χ arith. Mittel; Standardfehler des Mittels $\sigma\chi$

In Tabelle 2 findet sich eine deskriptive Übersicht, die die Fallzahl der interessierenden Variablen, die dieser Arbeit zugrunde liegen (455 gültige Fälle), mit der Fallzahl von Neugebauer (538 gültige Fälle), gemittelt über multipel imputierte Datensätze (vgl. Neugebauer 2010: 211) vergleicht. Die Fallzahlen beziehen sich dabei auf die Variablen nach der Operationalisierung. Da zu erwarten ist, dass bei Neugebauers Vorgehensweise durch die multiple Imputation durchweg mehr Fälle im Analysesample verbleiben, ist es auffällig dass beim *Höchsten Bildungsabschluss der Eltern* (= Bildungshintergrund), in der Gruppe der Eltern ohne (Fach-) Hochschulabschluss mehr Fälle verbleiben, als in der Untersuchung Neugebauers. Außerdem überwiegt bei Neugebauer mit 51.4% die Gruppe mit hohem Bildungshintergrund, wohingegen sie in dieser Arbeit mit 35.16% weitaus kleiner ausfällt.

3.4 Die Kontrafaktische Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte

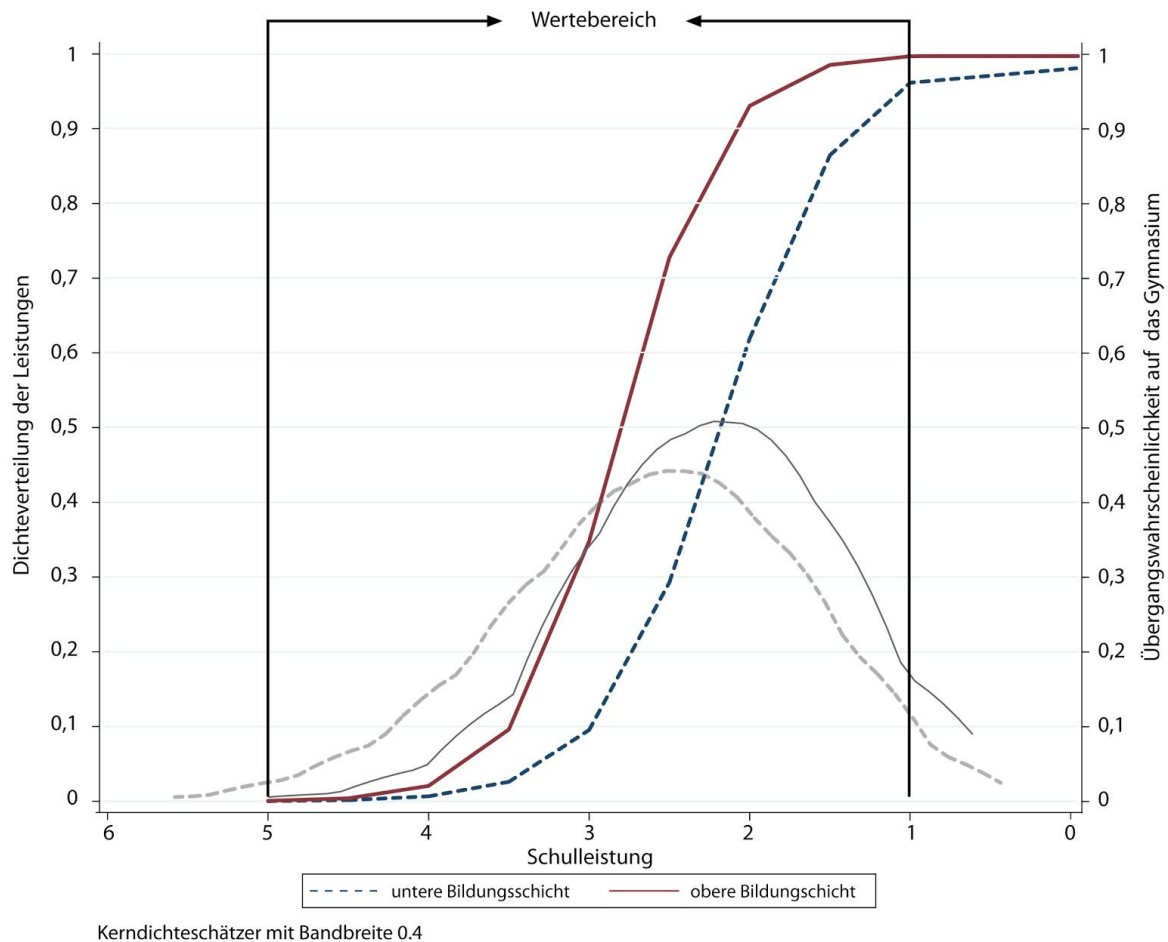
3.4.1 Leistungsverteilung der oberen und unteren Bildungsschicht und deren Übergangsraten auf das Gymnasium

Abbildung 2 zeigt die Wahrscheinlichkeit des Übergangs auf das Gymnasium in Abhängigkeit von der schulischen Leistung und dem Kerndichteschätzer der Leistungsverteilung nach der Schichtzugehörigkeit. Der Kerndichteschätzer besitzt dabei eine Bandbreite von 0.4. Ersichtlich ist, dass Kinder, deren Eltern keinen Fachhochschul- oder Hochschulabschluss besitzen, insgesamt schlechtere Noten haben. Außerdem ist zu erkennen, dass an jedem Punkt der Leistungsverteilung die Übergangsraten der unteren Bildungsschicht auf das Gymnasium niedriger ausfallen als die der oberen Bildungsschicht. Zusätzlich ist dieser sichtbare Effekt, welcher die Sekundären Effekte repräsentiert, besonders im mittleren Notenbereich ausgeprägt. Hier sind die vertikalen Abstände zwischen der logistischen

Funktion der unteren und oberen Bildungsschicht am größten und daraus resultierend die Unterschiede, wie viele Kinder aufgrund ihres Notendurchschnitts auf das Gymnasium wechseln (vgl. Abbildung 2). Dieser Effekt repräsentiert also die Differenz der schichtabhängigen Übergangswahrscheinlichkeit (unter Kontrolle der schulischen Leistungen der Fächer Deutsch und Mathematik). Zum Beispiel beträgt die Übergangswahrscheinlichkeit der unteren Bildungsschicht bei einem Notendurchschnitt von 3.0 0.1, wohingegen die Übergangsneigung der oberen Bildungsschicht am Punkt der Leistungsverteilung 0.5 beträgt. An den Rändern der Funktion fallen die Abstände hingegen deutlich geringer aus.

Um auszuschließen, dass es sich dabei um einen Effekt der Logistischen Funktion selbst handelt, werden nun im folgenden Kapitel zusätzlich Lowess-Regressionen geplottet.

Abbildung 2 Wahrscheinlichkeit des Übergangs auf das Gymnasium in Abhängigkeit von der schulischen Leistung und Kerndichteschätzer der Leistungsverteilung, nach Schichtzugehörigkeit.

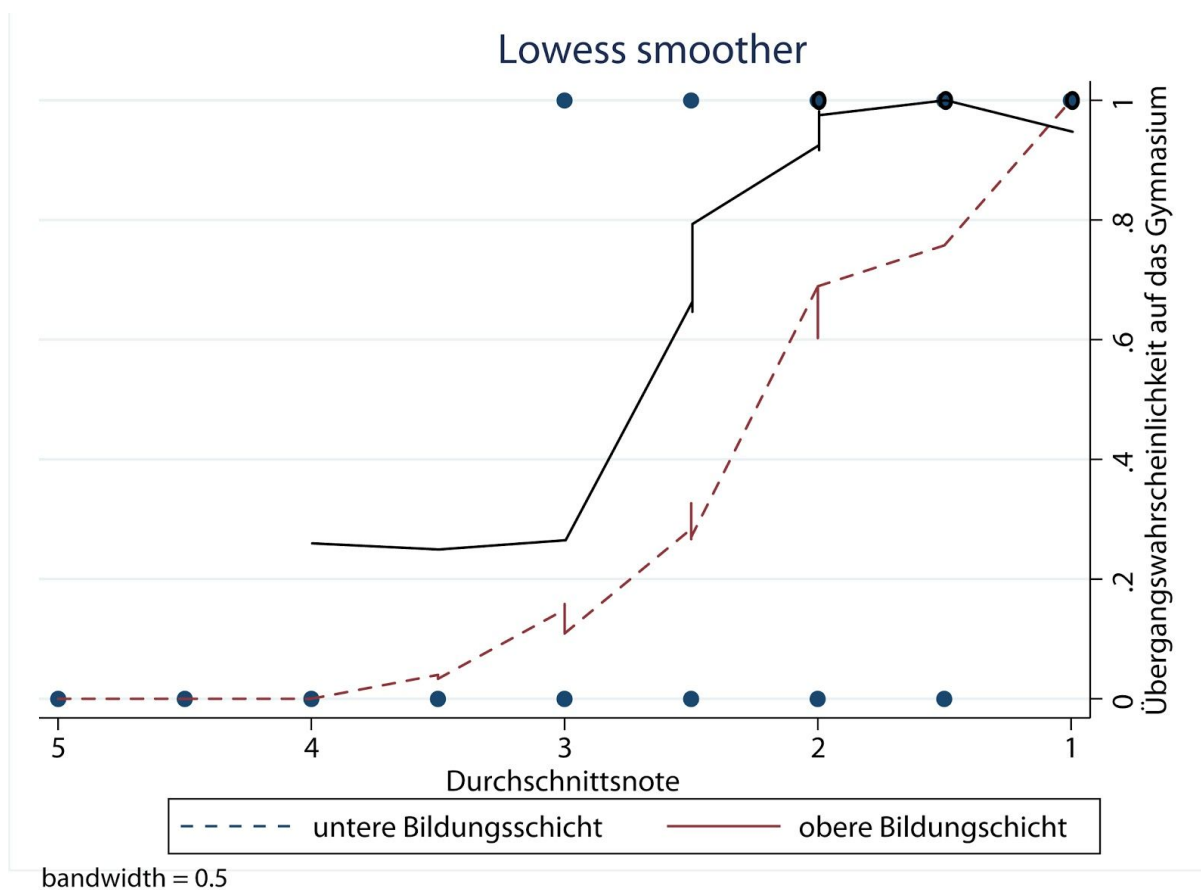


3.4.2 Lowess Regressionen der Übergangsraten der unteren und oberen Bildungsschicht

Um die Hypothese zu bestätigen, dass die Sekundären Effekte besonders stark im mittleren Notenbereich wirken, werden nun Lowess-Regressionen für die tatsächlichen Übergangsraten der beiden Schichten geplottet, da die logistische Funktion selbst für die größeren Abstände der unteren und oberen Bildungsschicht im mittleren Notenbereich verantwortlich sein kann (vgl. Neugebauer 2010: 207). Lowess steht für Locally Weighted Scatterplot Smoothing und basiert auf der Berechnung multipler linearer und nicht-linearen lokal gewichteter Regressionen nach der Nächster-Nachbarn-Klassifikation (Einen spezifischen Einblick in die Methode liefert Cleveland 1981: 30f.). Das nicht-parametrische Vorgehen der lokal gewichteten Regressionen bestätigt, dass es sich bei den größeren Abständen im mittleren

Notenbereich um ein inhaltlich valides Ergebnis handelt (vgl. Neugebauer 2010: 207). Wie in Abbildung 3 zu sehen ist, bestätigt sich die Hypothese, dass Sekundäre Effekte vor allem im mittleren Notenbereich auftreten und sich bei dem sichtbaren Effekt um ein inhaltlich valides Ergebnis handelt. In der vorliegenden Arbeit wurden die Lowess-Regressionen mit einer Bandbreite von 0.5 berechnet.

Abbildung 3 Lowess-Regressionen für die Übergangsraten der unteren und oberen Bildungsschicht



3.4.3 Modell: Dekomposition mit der Kontrafaktischen Methode

In Tabelle 2 sind die tatsächlichen und kontrafaktischen Übergangsraten auf das Gymnasium abgetragen und den Ergebnissen Neugebauers gegenübergestellt. Der erste Index bezieht sich, wie in Kapitel 2.3 beschrieben, auf die Notenverteilung der Bildungsschicht, der zweite Index auf die Übergangswahrscheinlichkeit auf das Gymnasium. Die tatsächliche Übergangsraten der Kinder der oberen Bildungsschicht auf das Gymnasium beträgt 69%. Hätten diese Kinder die Notenverteilung der unteren Bildungsschicht würden lediglich 52% auf das Gymnasium wechseln. Die tatsächliche Übergangsraten der unteren Bildungsschicht, auf das Gymnasium

zu wechseln, beträgt 28%. Hätten sie jedoch die Notenverteilung der oberen Bildungsschicht, würden hingegen 42% der Kinder nach der Grundschule das Gymnasium besuchen. Vergleicht man die Kontrafaktischen Kombinationen miteinander, so ist festzustellen, dass Schüler in einer fiktiven Gruppe mit der Leistungsverteilung der unteren Bildungsschicht, aber der Übergangsnäigung der oberen Bildungsschicht, eine höhere Übertrittswahrscheinlichkeit auf das Gymnasium besäßen, als Schüler mit der (besseren) Leistungsverteilung der oberen Bildungsschicht, aber der weniger ambitionierten Übergangsnäigung der unteren Bildungsschicht.

Tabelle 3 Faktische & Kontrafaktische Kombinationsmöglichkeiten und die Übergangsraten auf das Gymnasium

Tatsächliche Kombinationen	Übergangsraten auf das Gymnasium (in %)
P_{oo}	73* /// 69
P_{uu}	31* /// 28
Kontrafaktische Kombinationen	
P_{ou}	48* /// 42
P_{uo}	56* /// 52

* Die Werte mit Stern bezeichnen die Ergebnisse Neugebauers (vgl. 2010: 207); Die **fettgedruckten** Werte wurden nach der Kontrafaktischen Dekomposition von Erikson manuell berechnet (siehe Syntax), um zu zeigen, wie die Umsetzung der Methode ohne den `ldecomp` Befehl (vgl. Buis 2008) in STATA berechnet wird.

In Tabelle 4 ist der relative Anteil der Primären und Sekundären Herkunftseffekte abgetragen. Das zugrunde liegende Modell berechnet sich mit dem `ldecomp` Befehl in STATA wie folgt (vgl. Buis 2010: 9):

```
ldecomp abh. Variable , direct() indirect()
```

Die abhängige Variable ist in diesem Fall die dichotome Variable ‘weiterführende Schulart’ (1=Kind besucht das Gymnasium; 0=Kind besucht nicht das Gymnasium). Der Direkte Effekt stellt die Sekundären Effekte, operationalisiert über den *Bildungshintergrund* (1=obere Bildungsschicht; 0=untere Bildungsschicht), dar. Der Indirekte Effekt bezieht sich auf die Primären Effekte, gemessen an der *Schulischen Leistung* (*Durchschnitt der Note Mathematik und Deutsch*). Durch den Befehl `or`, wird der Gesamteffekt der Bildungsungleichheit zwischen den Schichten in Odds-Ratios (d.h. dem Verhältnis in dem sich die Odds ändern, wenn Kinder der oberen Bildungsschicht angehören) ausgegeben (vgl.

Behnke 2014: 40).²⁰ Kinder mit einem hohen Bildungshintergrund haben gegenüber Kindern mit einem niedrigen Bildungshintergrund eine 9.87 mal so hohe Chance, ein Gymnasium zu besuchen, wobei der deutlich größere Standardfehler den totalen Effekt zumindest etwas relativiert. Der relative Anteil Primärer Effekte am Gesamteffekt beträgt dabei 46% und der relative Anteil Sekundärer Herkunftseffekte 54%. Obwohl der totale Effekt also deutlich größer ausfällt als der von Neugebauer, bestätigt sich das Ergebnis, dass sekundäre Effekte einen größeren Erklärungsbeitrag am Übergang auf das Gymnasium von Kindern in Deutschland besitzen. Ob ein Kind auf ein Gymnasium geht oder nicht hängt folglich weniger von dessen schulischen Leistungen, sondern vielmehr von dessen Bildungshintergrund ab.

Tabelle 4 Relative Anteile Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte

	Gesamteffekt	Anteil Primärer Effekte	Anteil sek. Effekte
Odds Ratios	5.78* /// 9.87*** (SE=1.21)* /// (SE=2.3)	41%* /// 46 %***	59%*/// 54%***

*Neugebauers Werte; Modell: ldecomp gue , direct(bh) indirect(sl) or rindirect

3.5 Verbindliche oder Unverbindliche Grundschulempfehlung

Im Folgenden wird das Modell der Kontrafaktischen Dekomposition Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte nun unter Berücksichtigung einer verbindlichen oder unverbindlichen Grundschulempfehlung berechnet (vgl. Neugebauer 2010: 209), jedoch ohne multipel imputierte Datensätze und mit der in dieser Arbeit gewählten Operationalisierung der Variablen. Hierzu wurden zwei Modelle separat für Länder mit und ohne verbindliche Grundschulempfehlung mit dem ldecomp Befehl (vgl. Buis 2008) zur Umsetzung der Kontrafaktischen Methode von Erikson et al. (vgl. 2005) in STATA berechnet. Dazu werden die Odds-Ratios und die relativen Anteile der Herkunftseffekte in zwei separaten Modellen für die Bundesländer mit einer verbindlichen Grundschulempfehlung (a) und für Bundesländer ohne eine verbindliche Grundschulempfehlung (b) berechnet.

```
(a) ldecomp abh. Var. if gse=="ja", direct() indirect()
```

²⁰ Wie in Kapitel 2 beschrieben, liegen der Kontrafaktischen Dekomposition binär-logistische Regressionsmodelle zugrunde. Statt der Wahrscheinlichkeit werden bei Logit-Modellen die sogenannten Odds verwendet, die manchmal als Chance, Chancenverhältnis oder selten relatives Risiko bezeichnet werden (vgl. Behnke 2014; Fahrmeir et al. 2013: 31, 194). Chance meint hierbei die Wahrscheinlichkeit, dass ein Ergebnis eintritt, gegenüber der Wahrscheinlichkeit, dass ein Ergebnis nicht eintritt. Nicht gemeint ist jedoch die Wahrscheinlichkeit selbst (vgl. ebd.).

(b) `ldecomp abh. Var. if gse=="nein", direct() indirect()`

Der relative Anteil der Sekundären Effekte am Gesamteffekt der sozialen Ungleichheit überwiegt, wie auch in der gesamten Population, mit 52% in Bundesländern mit freier Schulwahl der Eltern und mit 56% in Bundesländern in denen Lehrer die Schulwahl der Kinder treffen. Wieder fallen die äußerst hohen totalen Effekte, angegeben in Odds-Ratios, auf. In Ländern mit unverbindlicher Grundschulempfehlung ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein Kind der oberen Bildungsschicht auf ein Gymnasium wechselt, gegenüber der Wahrscheinlichkeit, dass es nicht auf das Gymnasium wechselt, verglichen mit der unteren Bildungsschicht, (=Odds-Ratios) 8.34 mal höher.

Tabelle 5 Übergangsraten auf das Gymnasium und relative Anteile Sekundärer Effekte nach Ländergruppen

	Unverbindliche GSE (10 Länder)		Verbindliche GSE (6 Länder)	
	n = 276		n = 179	
	Übergangsraten in %		Übergangsraten in %	
	tatsächlich	kontrafaktisch	tatsächlich	kontrafaktisch
Obere Bildungsschicht	P _{oo} 76* /// 87	P _{ou} 52* /// 66	P _{oo} 66* /// 83	P _{ou} 44* /// 53
Untere Bildungsschicht	P _{uu} 36* /// 45	P _{uo} 60* /// 68	P _{uu} 25* /// 27	P _{uo} 48* /// 61
Odds Ratio	5.61 (SE=1.55)* /// 8.43 (SE=2.37)		5.91(SE=1.94)* /// 12.8 (SE=4.69)	
Anteil sek. Effekte	61%* /// 52%		54%* /// 56%	

* Werte von Neugebauer

In Bundesländern mit verbindlicher Grundschulempfehlung beträgt die absolute Ungleichheit zwischen den Bildungsschichten in Odds-Ratios angegeben sogar 12.8. Festzustellen ist, dass der relative Anteil Sekundärer Herkunftseffekte in Bundesländern mit verbindlicher Grundschulempfehlung größer ausfällt. Dies widerspricht den Ergebnissen Neugebauers und den theoretischen Annahmen in Kapitel 2.4. Der recht große Standardfehler könnte hierfür ebenso verantwortlich sein, wie auch die Operationalisierung der Variable *Bildungshintergrund*, da hier die Fallzahl auffällig von der Neugebauers abgewichen ist. Außerdem spricht die sehr geringe Fallzahl ($n_{unverb.}=276$; $n_{verb.}=179$) nicht für die Reliabilität der Ergebnisse.

3.6 Weiterführend: Modell nach der KHB-Methode

2011 entwickelten Karlson, Holm und Breen eine neue Methode zur Dekomposition und Bestimmung der relativen Anteile von Primären und Sekundären Herkunftseffekten (vgl. Karlson et al. 2011: 287f.). Im Gegensatz zu linearen Regressionen, tritt bei der Kontrafaktischen Dekompositionsmethode (vgl. Erikson et al. 2005; Buis 2010) ein Skalierungsproblem auf, da die gerechneten Modelle auf binär-logistischen Regressionen beruhen (Karlson et al. 2012: 288f.; Erikson et al. 2005: 212). Die KHB-Methode löst dieses Skalierungsproblem, indem die *Schulische Leistung* von dem Einfluss des *Bildungshintergrundes* bereinigt wird (vgl. ebd.). Anschließend wird die *Schulische Leistung* als weitere unabhängige Variable in das Modell, in dem der bivariate Zusammenhang zwischen dem *Bildungshintergrund* und der *gewählten weiterführenden Schule* berechnet wird, hinzugefügt. Da die bereinigte *Schulische Leistung* nicht mehr mit dem *Bildungshintergrund* korreliert, hat die Integration der Variable in das Modell keinen Einfluss auf den totalen Effekt (vgl. Combet 2013: 452). Der Vorteil ist, dass nun sowohl das reduzierte Modell, als auch das volle Modell die gleichen Informationen und den gleichen Fehlerterm besitzen, weshalb die geschätzten Parameter des *Bildungshintergrundes* in beiden Modellen gleich skaliert sind und voneinander subtrahiert werden können wie in einem linearen Regressionsmodell (vgl. Combet 2013: 452) (Für eine detaillierte Erläuterung der Methode vgl. Combet 2013: 452; Karlson et al. 2011: 287f.; Meulemann and Relikowski 2016: 452).

Sowohl in Gesamtdeutschland, als auch in den einzelnen Ländergruppen, sortiert nach der Grundschulempfehlung, überwiegt der relative Anteil Sekundärer Herkunftseffekte. Äußerst auffällig ist jedoch, dass der relative Anteil Sekundärer Herkunftseffekte in Bundesländern ohne verbindliche Grundschulempfehlung, mit 55.19% etwas höher ist als in Bundesländern mit verbindlicher Grundschulempfehlung (54.95%). Dies entspricht den theoretisch zu erwartenden Ergebnissen. Auch wenn die Werte sehr nah beieinander liegen und die großen Standardfehler des totalen Effektes auch dieses Ergebnis nur eingeschränkt valide erscheinen lassen.

Tabelle 6.1 Odds-Ratios und der relative Anteil der Herkunftseffekte nach der KHB-Methode

n = 455	
Gesamteffekt Odds-Ratio:	6.89 (SE= 2.13)
Anteil Primärer Effekte	Anteil Sekundärer Effekte
44.84%	55.16%

Tabelle 6.2 Odds-Ratios und der relative Anteil der Herkunftseffekte sortiert nach GSE nach der KHB-Methode

	Unverbindliche GSE (10 Länder)	Verbindliche GSE (6 Länder)		
	n = 276	n = 179		
Odds-Ratio	5.18 (SE=2.02)	11.56 (SE=6.16)		
	Anteil Primärer Effekte	Anteil Sekundärer Effekte	Anteil Primärer Effekte	Anteil Sekundärer Effekte
	44.81%	55.19%	45.05%	54.95%

4. Zusammenfassung und Fazit

4.1 Reflexion der Vorgehensweise

Ziel dieser wissenschaftlichen Arbeit war es, den Aufsatz *“Bildungsungleichheit und Grundschulempfehlung beim Übergang auf das Gymnasium: Eine Dekomposition Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte“* von Martin Neugebauer (2010) zu replizieren. Im Fokus der Überlegungen stand die Berechnung der relativen Anteile Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium von Kindern in Deutschland. Hierbei galt es anschließend, die Auswirkung einer verbindlichen und unverbindlichen Grundschulempfehlung auf den relativen Anteil jener Effekte zu überprüfen. Hierzu wurden bundesweit repräsentative Panel-Daten des DJI Kinderpanels verwendet, da diese den Bildungsübergang von der Grundschule auf das Gymnasium im Längsschnitt erfassen und genügend Varianz bezüglich der verbindlichen oder unverbindlichen Grundschulempfehlung aufweisen. Im Gegensatz zu Neugebauer wurde in dieser Arbeit auf

eine Multiple Imputation verzichtet, da der Autor angab, auch ohne Imputation die Ergebnisse seiner Modelle erzielen zu können. Da sich außerdem einige Schwierigkeiten bei der Nachvollziehbarkeit von Neugebauers Operationalisierung ergaben, sollte somit eine weitere potentielle Fehlerquelle ausgeschlossen werden. Um die Forschungsfragen zu beantworten, wurde dabei die Kontrafaktische Dekompositionsmethode nach Erikson et al. (vgl. 2005) und deren Umsetzung für STATA von Maarten Buis (vgl. 2008; 2010) verwendet. Die Wahl der Methode richtete sich dabei nach dem zu replizierenden Autor, weshalb die Wahl nicht auf die aktuellere KHB-Methode von Karlson et al. (vgl. 2012) fiel.

4.2 Beantwortung der Forschungsfragen

Wie die Untersuchung gezeigt hat, machen sekundäre Herkunftseffekte einen relativen Anteil von 54 Prozent beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium von Kindern in Deutschland aus. Die Abweichung zu Neugebauer betrug 5 Prozent und hängt sehr wahrscheinlich mit Unterschieden in der Operationalisierung und dem Verzicht auf die Multiple Imputation von Daten zusammen. Jedoch konnte das Ergebnis, dass Sekundäre Effekte den größeren Anteil bei den Gymnasialübergängen Deutschland ausmachen, repliziert werden. Durch die Existenz der Sekundären Effekte wurde Indirekt Hypothese IV unterstützt, wonach, selbst bei gleichen schulischen Leistungen, die Bildungsentscheidungen von Kindern in Deutschland beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium mit dem Bildungshintergrund variieren.

Es wurde gezeigt, dass Kinder mit niedrigem Bildungshintergrund mit einer Übergangsrate von 28 Prozent deutlich seltener auf ein Gymnasium wechseln als Kinder mit einem hohen Bildungshintergrund mit einer Übergangsrate von 69 Prozent. Dies drückt sich ebenfalls in den Odds-Ratios von 9.78 aus. Hierdurch konnte Hypothese I gestützt werden. Ebenso wurde Hypothese II gestützt, dass Kinder mit niedrigem Bildungshintergrund schlechtere schulische Leistungen - gemessen am Durchschnitt der Noten Mathematik und Deutsch des vierte Klasse Halbjahreszeugnisses - als Kinder mit einem hohen Bildungshintergrund erzielten. Durch die Abbildung der Übergangsraten auf das Gymnasium bestärkte sich auch Hypothese III, wonach die sekundären Effekte im mittleren Notenbereich besonders stark wirken. Die Ergebnisse konnten anschließend durch Lowess-Regressionen bestätigt werden.

Die Hypothese, dass Sekundäre Effekte stärker in Ländern ohne verbindliche Grundschulempfehlung wirken, musste jedoch verworfen werden. Die Ergebnisse Neugebauers waren in diesem Falle nicht mit der Kontrafaktischen Dekompositionsmethode replizierbar, wobei die relativen Anteile Sekundärer Effekte sowohl in Bundesländern mit (56%), als auch in Bundesländern ohne verbindliche Grundschulempfehlung (52%) weiterhin überwiegen. In zusätzlichen Modellen, die nach der KHB-Methode (vgl. Karlson et al. 2012: 287f.) berechnet wurden, stimmt das theoretisch erwartete Ergebnis wieder. Hier überwiegt der relative Anteil Sekundärer Effekte sehr knapp. In Ländern ohne verbindliche Grundschulempfehlung beträgt der relative Anteil Sekundärer Effekte 55.19%, demgegenüber beträgt der Anteil in Ländern mit verbindlicher Grundschulempfehlung 54.95%. Die gerechneten Modelle sind also nicht über die Methoden hinweg robust. Die mangelnde Reliabilität ist dabei vermutlich auf die geringe Fallzahl in den Daten zurückzuführen.

4.3 Kritische Betrachtung und Ausblick

In Bezug auf die Arbeit von Martin Neugebauer ist festzustellen, dass sowohl seine methodische Vorgehensweise, als auch die Umsetzung und Operationalisierung der Variablen plausibel und gut begründet erscheint. Sowohl bei der Operationalisierung der Variablen als auch bei der Umsetzung der multiplen Imputation von Daten wäre jedoch eine etwas detailliertere Dokumentation der Vorgehensweise wünschenswert gewesen.

Vermutlich resultieren die leicht abweichenden Ergebnisse in dieser Bachelorarbeit aus Abweichungen in der Operationalisierung sowie dem Verzicht auf die multiple Imputation. Wobei sich durch alle Modelle hinweg klar bestätigt, dass der relative Erklärungsbeitrag Sekundärer Effekte beim Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium bei Kindern in Deutschland überwiegt. In diesem Kontext wäre es sehr hilfreich gewesen einen Zugriff auf die STATA Do-Files oder den verwendeten Datensatz von Martin Neugebauer zu erlangen. Der Autor wurde kontaktiert, jedoch war es nicht möglich die Dateien zu bekommen.

In Bezug auf die Umsetzung dieser Arbeit, könnte man durch eine intensive Drittvariablenkontrolle, gerade unter Zuhilfenahme der KHB-Methode, weitere Erkenntnisgewinne erzielen. Wie Martin Neugebauer jedoch beschreibt, ist

“[...] wie bei jeder komparativen Forschung [...] 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.” (Neugebauer 2010: 209).

Denkbar wäre hier, mit Dummy-Variablen für die einzelnen Bundesländer Effekte der Grundschulempfehlung von Bundesländereffekten zu trennen. Die ohnehin niedrige Fallzahl ist hier jedoch sicher problematisch.

Die Erforschung Primärer und Sekundärer Herkunftseffekte zählt seit einigen Jahren zu den klassischen Fragestellungen in der Soziologie und behält ihre Relevanz bis heute. Das deutsche Schulsystem ist dynamisch und unterliegt stetigen Veränderungen auf der Länderebene. Gerade deshalb wäre es für eine mögliche, weiterführende Arbeit interessant, die Forschungsfragen Neugebauers im Kontext des Deutschen Schulsystems im Jahre 2018 zu betrachten. Seit der Erhebung der DJI Kinderpanel Daten (2002-2005), haben sich einige Änderungen in der deutschen Bildungslandschaft ergeben.

Literaturverzeichnis

- Alt, C. & H. Quellenberg, 2005: *Daten, Design und Konstrukte. Grundlagen des Kinderpanels. Kinderleben–Aufwachsen zwischen Familie, Freunden*. In: *Kinderleben – Aufwachsen zwischen Familie, Freunden und Institutionen*. Wiesbaden: Springer VS.
- Arnold, K.-H., W. Bos, P. Richert & T. C. Stubbe, 2007: *Schullaufbahnpräferenzen am Ende der vierten Klassenstufe*. In: *Lesekompetenz von Grundschulkindern in Deutschland im internationalen Vergleich*. Münster: Waxmann.
- Becker, R., 2017: *Entstehung und Reproduktion dauerhafter Bildungsungleichheiten*. In: *Lehrbuch der Bildungssoziologie*. Wiesbaden: Springer VS.
- Behnke, J., 2014: *Logistische Regressionsanalyse: Eine Einführung*. Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Betz, T., A. Lange, C. Alt: *Das DJI-Kinderpanel als Beitrag zu einer Sozialberichterstattung über Kinder*. In: *Diskurs Kindheits- und Jugendforschung 1 (2006) 2*. Budrich
- Bos, W., E.-M. Lankes, M. Prenzel, K. Schwippert, R. Valtin & G. Walther, 2007: *Erste Ergebnisse aus IGLU: Schülerleistungen am Ende der vierten Jahrgangsstufe im internationalen Vergleich*. Münster: Waxmann.
- Bos, W., A. Voss, E.-M. Lankes, K. Schwippert, O. Thiel & R. Valtin, 2004: *Schullaufbahneempfehlungen von Lehrkräften für Kinder am Ende der vierten Jahrgangsstufe. 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. & J.H. Goldthorpe, 1997: Explaining educational differentials: Towards a formal rational action theory. In: *Rationality and Society 9(1997), 3*. Thousand Oaks: SAGE
- Buis, M.L., 2008: *LDECOMP: Stata module decomposing effects in logistic regression into direct and indirect effects*. In: *The Stata journal 9*.

- Buis, M.L., 2010: *Direct and indirect effects in a logit model*. In: *The Stata journal* 10.
- Cleveland, W.S., 1981: *LOWESS: A Program for Smoothing Scatterplots by Robust Locally Weighted Regression*. In: *The American statistician* 35.
- Combet, B., 2013: *Zum Einfluss von primären und sekundären Effekten der sozialen Herkunft beim zweiten schulischen Übergang in der Schweiz. Ein Vergleich unterschiedlicher Dekompositions- und Operationalisierungsmethoden*. In: *Revue suisse des sciences de l'éducation*. Fribourg/ Aarau.
- Diekmann, A., 2007: *Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen (18. Aufl.)*. Reinbek: Rowohlt.
- Dietze, T., 2011: *Zum Übergang auf weiterführende Schulen: Auswertung schulstatistischer Daten aus 10 Bundesländern*. Frankfurt: GFPF u.a..
- Ditton, H. & J. Krüsken, 2010: *Bildungslaufbahnen im differenzierten Schulsystem--Entwicklungsverläufe von Laufbahneempfehlungen und Bildungsaspirationen in der Grundschulzeit*. In: *Bildungsentscheidungen*. Wiesbaden: Springer VS.
- Döring, N. & J. Bortz, 2016: *Forschungsmethoden und Evaluation in den Sozial- und Humanwissenschaften*. Wiesbaden: Springer.
- Dumont, H., K. Maaz, M. Neumann & M. Becker, 2014: *Soziale Ungleichheiten beim Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe I: Theorie, Forschungsstand, Interventions- und Fördermöglichkeiten*. In: *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 17. Wiesbaden: Springer VS.
- Erikson, R., J.H. Goldthorpe, M. Jackson, M. Yaish & D.R. Cox, 2005: *On class differentials in educational attainment*. In: *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 102.
- Erikson, R. & J.O. Jonsson, 1996: *Can education be equalized?: The Swedish case in comparative perspective*. In: *American Journal of Sociology*. Boulder, Colo.: Westview Press.
- Esser, H., 1999: *Soziologie: Spezielle Grundlagen, vol. 1, Situationslogik und Handeln*. Frankfurt: Campus.

- Esser, H., 2002: *Soziologie: Situationslogik und Handeln*. Frankfurt: Campus Verlag.
- Fahrmeir, L., T. Kneib, S. Lang & B. Marx, 2013: *Regression: Models, Methods and Applications*. Wiesbaden: Springer.
- Hradil, S., 1999: *Soziale Ungleichheit in Deutschland*. Wiesbaden: Springer VS.
- Jackson, M., R. Erikson, J.H. Goldthorpe & M. Yaish, 2007: *Primary and Secondary Effects in Class Differentials in Educational Attainment: The Transition to A-Level Courses in England and Wales*. In: *Acta sociologica* 50. Thousand Oaks: SAGE.
- Karlson, K.B., A. Holm & R. Breen, 2011: *Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method*. In: *Sociological methodology* 42. Thousand Oaks: SAGE
- Keller, S. & M. Zavalloni, 1964: *Ambition and Social Class: A Respecification*. In: *Social forces; a scientific medium of social study and interpretation* 43.
- Maaz, K., J. Baumert, C. Gresch & N. McElvany, 2010: *Der Übergang von der Grundschule in die weiterführende Schule: Leistungsgerechtigkeit und regionale, soziale und ethnisch-kulturelle Disparitäten*. Berlin: Bundesministerium für Bildung und Forschung (Hrsg.).
- Mehring, S., 2014: *Bildungshomogamie, Beziehungsqualität und gemeinsame Aktivitäten*. In: *Der Partnermarkt und die Gelegenheiten des Kennenlernens: Der Partnermarktsurvey*. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Meulemann, H. & I. Relikowski, 2016: *Chancengleichheit und Leistung im sozialen Wandel. Primäre und sekundäre Effekte der sozialen Herkunft am Gymnasialübergang in Hessen 1969 und 2007*. In: *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 19. Wiesbaden: Springer VS.
- Neugebauer, M., 2010: *Bildungsungleichheit und Grundschulempfehlung beim Übergang auf das Gymnasium: Eine Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte*. In: *Zeitschrift für Soziologie* 39. Berlin: De Gruyter.
- Paulus, W. & H.-P. Blossfeld, 2007: *Schichtspezifische Präferenzen oder sozioökonomisches Entscheidungskalkül? Zur Rolle elterlicher Bildungsaspirationen im Entscheidungsprozess beim Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe*. In: *Zeitschrift für Pädagogik* 53. Berlin.

Pfarr, K. & J. Schröder, 2015: *GESIS Survey Guidelines: Warum Panelstudien*. Mannheim: GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften (GESIS Survey Guidelines).

Relikowski, I., T. Schneider & H.-P. Blossfeld, 2010: *Primäre und sekundäre Herkunftseffekte beim Übergang in das gegliederte Schulsystem: Welche Rolle spielen soziale Klasse und Bildungsstatus in Familien mit Migrationshintergrund?* In: *Komparative empirische Sozialforschung*. Wiesbaden: Springer VS.

Royston, P., 2007: *Multiple imputation of missing values: further update of ice, with an emphasis on interval censoring*. In: *The Stata journal* 7.

Rubin, D.B., 1987: *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. New York: Wiley.

Schneider, B., 2015: *Effekte der sozialen Herkunft im Übergang zur Sekundarstufe - Ein Vergleich zwischen verbindlichen und unverbindlichen Grundschulempfehlungen* (Bachelor of Arts, Thesis). Universität Kassel.

Stocké, V., 2008: *Herkunftsstatus und Sekundarschulwahl: Die relative Bedeutung primärer und sekundärer Effekte*. In: *Kongress,, Die Natur der Gesellschaft“*. Frankfurt: Campus.

Urban, D. & J. Mayerl, 2011: *Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung*. Wiesbaden: Springer VS.

A Appendix

A.1 Tabellen

Tabelle 7 Schulleistungen

Obs.	455
Sum of Wgt.	455
Mean	2.331868
Std. Dev.	0.7558697
Variance	0.571339
Skewness	.6465306
Kurtosis	3.703257
Schulleistung untere Bildungsschicht	
Obs.	295
Mean	2.53
Std. Dev.	0.77
Schulleistungen obere Bildungsschicht	
Obs.	160
Mean	1.98
Std. Dev.	0.58

A.2: Abbildungen

Abbildung 4 Übertrittsbestimmungen auf das Gymnasium nach Bundesländern; *Quelle: Neugebauer 2010: 212*

212

Zeitschrift für Soziologie, Jg. 39, Heft 3, Juni 2010, S. 202–214

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 (Amtstatistik 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).

A.3: STATA Syntax

```
clear all
version 15
set more off
cd "C:\DJI Kinderpanel"

*****
*Datensatz*zusammenfügen*****
*****

/* Laufende Nummer der Kinder und Eltern um eine Dezimalstelle kürzen,
um einheitliche Match Variable zu erzeugen */

// create laufende Nummer für Datensatz Muetter Welle 3
use "C:\DJI Kinderpanel\dji_muetterwelle3.dta", clear
gen double nr = floor(lfdm/10)
save mw.dta, replace
// create laufende Nummer für Datensatz Vater Welle 3
use "C:\DJI Kinderpanel\dji_vaeterwelle3mitnachs Schlag.dta", clear
gen double nr = floor(lfdv/10)
save vw.dta, replace
// create laufende Nummer für Datensatz Kinder Welle 3
use "C:\DJI Kinderpanel\dji_kinderwelle3.dta", clear
gen double nr = floor(lfdk/10)
save kw.dta, replace

use "C:\DJI Kinderpanel\dji_ab_komplett.dta", clear
gen nr = lfd

merge 1:1 nr using "C:\DJI Kinderpanel\kw.dta", gen(match_Kind) report
merge 1:1 nr using "C:\DJI Kinderpanel\mw.dta", gen(match_Mutter) report
merge 1:1 nr using "C:\DJI Kinderpanel\vw.dta", gen(match_Vater) report

drop if ktyp == 1 // Junge Kohorte gelöscht
drop if zusatz == 1 // Zusatzbefragung mit Migrationshintergrund rausgenommen
save komp.dta, replace

display _N // 1042 Fälle noch im Datensatz

use "C:\DJI Kinderpanel\komp.dta", clear

*****
*Bildungshintergrund*****
*****

*Erzeuge Dummy für Vater mit (Fach-)Hochschulabschluss*/
tab a3328_9
tab a3328_9, nolab mis
tab a3328_8
tab a3328_8, nolab mis
mvdecode a3328_9, mv(9)
mvdecode a3328_8, mv(9)

gen hav = 0 //generiere Abschluss Vater
replace hav = 1 if a3328_9 == 1 | a3328_8 == 1
replace hav = . if a3328_9 == . & a3328_8 == .

label var hav "(Fach-)Hochschulabschluss Vater"
label define havl 1 "ja" 0 "nein"
label val hav havl

tab hav
tab hav, nolab mis
```



```

*Erzeuge Dummy für Mutter mit (Fach-)Hochschulabschluss
tab a2330h
tab a2330h, nolab mis
tab a2330j
tab a2330j, nolab mis
mvdecode a2330h, mv(9)
mvdecode a2330j, mv(9)

gen ham = 0 // generiere Abschluss Mutter
replace ham = 1 if a2330h == 1 | a2330j == 1
replace ham = . if a2330h == . & a2330j == .

label var ham "(Fach-)Hochschulabschluss Mutter"
label define haml 1 "ja" 0 "nein"
label val ham haml

tab ham
tab ham, nolab mis

* Erzeuge Dummy-Variable für Bildungshintergrund der Eltern
gen bh = 0
replace bh = 1 if ham == 1 | hav == 1
replace bh = . if ham == . & hav == .

label var bh "Bildungshintergrund hoch"
label define bhl 1 "ja" 0 "nein"
label val bh bhl

tab bh
tab bh, nolab mis

drop if bh == .
tab bh, mis

*****
*AV*Schulbesuch*des*Zielkindes*****
*****

tab d2055
tab d2055, nolab mis
mvdecode d2055, mv(96 99)
tab d2055
tab d2055, nolabel mis

/*gen guejaneinvielleicht = 0
// Variable mit 3. Gruppe: keine eindeutige Entscheidung
replace guejaneinvielleicht = 1 if d2055 == 3
replace guejaneinvielleicht = 2 if d2055 == 4 | d2055== 7 | d2055 == 8 | d2055 ==
10
replace guejaneinvielleicht = . if d2055 == .
tab guejaneinvielleicht
tab guejaneinvielleicht, nolab mis */

gen gue = 0 // Dummy-Variable für die gewählte weiterführende Schule erzeugen
replace gue = 1 if d2055 == 3
replace gue = . if d2055 ==. | d2055 == 4 | d2055== 7 | d2055 == 8 | d2055 == 10

label var gue "Kind geht auf das Gymnasium"
label define guel 1 "ja" 0 "nein"
label val gue guel

drop if gue == .
tab gue, mis

```

```
*****
```

```

*Primäre*Effekte*Noten*****
*****

*Deutsch
tab b1037a_1
tab b1037a_1, nolab mis
mvdecode b1037a_1, mv(7 96 98 99)
drop if b1037a_1 == .

*Mathe
tab b1037a_2
tab b1037a_2, nolab mis
mvdecode b1037a_2, mv(7 96 98 99)
drop if b1037a_2 == .

*Durchschnittsbildung
gen sl = (b1037a_1+b1037a_2)/2
label var sl "Schulleistung"

drop if sl == .
tab sl, mis

*****
*Grundschulempfehlung*****
*****

tab land
tab land, nolab mis

gen gse = 0
replace gse = 1 if land == 8 | land == 9 | land == 10 | land == 12 | land == 14 |
land == 16
replace gse = . if land == .

label var gse "Grundschulempfehlung des Bundeslandes"
label define gsel 1 "Verbindliche GSE" 0 "Unverbindliche GSE"
label val gse gsel
*****
*****
keep sl gue bh gse hav ham //guejaneinvielleicht
save compdata.dta, replace

*****
*Deskriptive*Statistik*****
*****

use "C:\DJI Kinderpanel\compdata.dta", clear

sum sl, detail
sum bh, detail
sum gue, detail
sum gse
tab sl bh, cell
tab gue
bysort bh: sum sl, detail
*****
*Handberechnung*Kontrafaktische*Methode*Erikson*****
*****

*Handrechnung

// totaler Effekt
/* der totale Effekt ist der Effekt der Schichtzugehörigkeit der Eltern
in einem Logit model ohne Kontrolle der Schulleistungen */

logit gue bh, or

```

```

// totaler Effekt = Koeffizient

logit gue bh

//-----

/* Berechnung des Effekts der unteren und oberen Schicht auf die
   Wahrscheinlichkeit eines Gymnasialübergangs (im Mittel) und Transformation
   in lnodds */

// untere Schicht

predict yhat0 if bh == 0, pr
sum yhat0
// 0.2831633

gen oddyhat0 = r(mean) / (1-r(mean))
gen lnoddyhat0 = ln(oddyhat0)

sum lnoddyhat0
// Mittelwert = -0.9288244

// obere Schicht

predict yhat1 if bh == 1, pr
sum yhat1

gen oddyhat1 = r(mean) / (1-r(mean))
gen lnoddyhat1 = ln(oddyhat1)

sum lnoddyhat1
// Mittelwert = 0.7928467

// -----

// Berechnung des direkten und indirekten Effektes

// Methode 1

// indirekter Effekt
logit gue bh sl // Logit Model unter Kontrolle der Schulleistungen

//-----

// Berechnung Poo (für Tabelle S. 207) :

predict puu if bh == 0, pr
sum puu // = 0.2831633

predict poo if bh == 1, pr
sum poo // = 0.6884422

//-----

gen cpr    = _b[_cons]+_b[sl]*sl if bh == 1 // vorhergesagte Werte der sl für bh =
1
gen cprhat = exp(cpr)/(1+exp(cpr)) // Transformation in Wahrscheinlichkeiten

sum cprhat // Mittelwert der Wahrscheinlichkeiten: Pou = 0.4238766 (für Tabelle S.
207)

// Transformation in lnodds
gen oddpr  = r(mean) / (1-r(mean))
gen lnoddpr = ln(oddpr)

```

```

sum lnoddpr

display exp(r(mean) - (-0.9288244))
// = 1.8625471 (indirekter Effekt)

// direkter Effekt
display exp(0.7928467 - r(mean))
// = 3.0033435 (direkter Effekt)

// oder

display 5.593868/1.8625471
// = 3.0033433 (direkter Effekt)

// Ratios

display 1.8625471/5.593868
// =0.33296229

// Methode 2

logit gue bh sl // Logit Model unter Kontrolle der Schulleistungen

gen cpr2 = _b[_cons] + _b[bh]*1 + _b[sl]*sl if bh == 0 // vorhergesagte Werte
der sl für bh = 1
gen cprhat2 = exp(cpr2)/(1+exp(cpr2)) // Transformation in Wahrscheinlichkeiten

sum cprhat2 // Mittelwert der Wahrscheinlichkeiten: Puo = 0.5213937 (für Tabelle S.
207)

// Transformation in lnodds
gen oddpr2 = r(mean) / (1-r(mean))
gen lnoddpr2 = ln(oddpr2)

sum lnoddpr2

display exp((0.7928467) - r(mean))
// = 2.0283437 (indirekter Effekt)

// direkter Effekt
display exp(r(mean) - (-0.9288244))
// = 2.7578504 (direkter Effekt)

// Ratios

display 2.028343/5.593868
display 1-0.62015787

/* Die Handberechnung der Kontrafaktischen Dekomposition erfolgte lediglich, um
die manuelle Vorgehensweise vorzustellen. Die Werte basieren auf einem Zwischen-
stand der Operationalisierung und können leicht von den ldecomp Modellen
abweichen, deren Ergebnisse Relevanz für die Arbeit besitzen.*/

*****
*Kontrafaktische*Dekomposition*nach*ldcomp*Buis*****
*****

ldcomp gue , direct(bh) indirect(sl) or rindirect predpr

*****
*Kontrafaktische*Dekomposition*nach*ldcomp*Buis*****
*verbindliche*vs*unverbindliche*Grundschulempfehlung*****
*****

ldcomp gue if gse==0, direct(bh) indirect(sl) or rindirect predpr
estimates store ldecomp_gse0

```

```

ldecomp gue if gse==1, direct(bh) indirect(sl) or rindirect predpr
estimates store ldecomp_gse1

estimates table ldecomp_gse0 ldecomp_gse1, b(%8.4f) star(0.1 0.05 0.01)
stfmt(%8.4g)

*****
*Graph*erzeugen*****
*****

logit gue sl if bh == 0
predict gue0hat, pr

// oder

bysort bh: tab gue sl, cell

label var gue0hat "untere Bildungsschicht"

logit gue sl if bh == 1
predict guelhat, pr

label var guelhat "obere Bildungsschicht"

// Übergangswahrscheinlichkeiten auf das Gymnasium in Abhängigkeit der
Bildungsschicht
tway line gue0hat guelhat sl, sort

// Kerndichteschätzer Notenverteilung:
kdensity sl if bh == 0, bwidth(0.4)

kdensity sl if bh == 1, bwidth(0.4)
/* Die in STATA erzeugten Graphen wurden per Hand bearbeitet.
Die Kurven sind weiterhin aussagekräftig und maßstabsgetreu, jedoch optisch
ansprechender als die erzeugten Abbildungen in STATA */

*****
*KHB-Method*
*****
//using stata-modul: KHB
/* installing:

sysdir list
sysdir set "C:\Programme\Stata15\ado\base"

ssc describe KHB
net install KHB
net get KHB
help KHB */

// komplett
khb logit gue bh || sl, summary
estimate store khb_lc

khb logit gue bh || sl, summary or
estimate store khb_or

estimates table khb_lc khb_or, star(0.1 0.05 0.01)

// nach gse:
khb logit gue bh || sl if gse == 0, summary
estimates store khb_gse0

```

```

khb logit gue bh || sl if gse == 1, summary
estimates store khb_gsel

estimates table khb_gse0 khb_gsel, b(%8.4f) star(0.1 0.05 0.01) stfmt(%8.4g)

/* Der relative Anteil des primären Effektes ist die prozentuale Konfundierung
in der Zusammenfassung der Schätzungen. Der relative Anteil der sekundären
Effekte ergibt sich aus 100-conf_pct .
*/

// Odds Ratios:

khb logit gue bh || sl if gse == 0, summary or
estimates store khb_gse0or

khb logit gue bh || sl if gse == 1, summary or
estimates store khb_gselor

estimates table khb_gse0or khb_gselor, b(%8.4f) star(0.1 0.05 0.01) stfmt(%8.4g)

*****
*Lowess*Smoother*****
*****

lowess gue sl if bh == 0, bwidth(0.5)
graph save bh0, replace

lowess gue sl if bh== 1, bwidth(0.5)
graph save bh1, replace

graph combine bh0.gph bh1.gph, ycommon xcommon

/* Die in STATA erzeugten Graphen wurden per Hand bearbeitet.
Die Kurven sind weiterhin aussagekräftig und maßstabsgetreu, jedoch optisch
ansprechender als die erzeugten Abbildungen in STATA */

*****
*****
*ENDE*****
*****
*****

```

ERKLÄRUNG

Zur Vorlage beim Prüfungsausschuss des Instituts für Soziologie der Universität Leipzig

Bezüglich meiner Bachelorarbeit mit dem Thema:

Replikationsstudie: “Bildungsungleichheit und Grundschulempfehlung beim Übergang auf das Gymnasium: Eine Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte”.

erkläre ich hiermit, dass ich

1. die Arbeit selbständig verfasst habe,
2. keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt und alle wörtlich oder sinngemäß übernommenen Textstellen als solche kenntlich gemacht habe,
3. die Arbeit in keiner anderen Prüfung als Abschlussprüfung vorgelegt habe.

Leipzig, den 14.05.2018

.....

(Unterschrift)