

---

# Der Wert von Bildung

## Empirische Analysen zu individuellen Bildungsrenditen in Deutschland

---

Dissertation  
zur Erlangung des Doktorgrades  
der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät  
der Eberhard Karls Universität Tübingen

vorgelegt von

Anne Zühlke

Tübingen

2022

Tag der mündlichen Prüfung:

25.05.2023

Dekan:

Prof. Dr. Ansgar Thiel

1. Gutachter:

Prof. Dr. Bernhard Schmidt-Hertha

2. Gutachter:

Prof. Dr. Bernhard Boockmann

3. Gutachter:

Prof. Dr. Annika Goeze

## Publikationen

Kapitel 2 der Dissertation wurde publiziert in: Zühlke, A. (2023). Monetäre Renditen von sekundärer und tertiärer Bildung – ein narratives Review. *Zeitschrift für Bildungsforschung*.

**Hinweis:** Das Manuskript wurde am 08.06.2022 erstmals bei der Zeitschrift für Bildungsforschung eingereicht, am 04.11.2022 zum Überarbeitungsprozess (Revise and Resubmit) zugelassen und am 01.02.2023 publiziert. In Kapitel 2 ist das eingereichte Manuskript abgebildet. Die in dieser Dissertationsschrift abgebildete Version unterscheidet sich von der publizierten Version.

Kapitel 3 der Dissertation wurde publiziert in: Brändle, T., Kugler, P. & Zühlke, A. (2021). Individuelle Erträge eines dualen Studiums. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 24(4), 1007-1032.

**Hinweis:** Diese Arbeit nutzt Daten des Nationalen Bildungspanels (NEPS) Startkohorte 6 (Erwachsene), SUF SC6 8.0.0 (download); <https://doi.org/10.5157/NEPS:SC6:11.0.0>. Die Daten des NEPS wurden ab 2008 bis 2013 als Teil des Rahmenprogramms zur Förderung der empirischen Bildungsforschung erhoben, welches vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) finanziert wurde. Seit 2014 wird NEPS vom Leibniz-Institut für Bildungsverläufe e. V. (LifBi) an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg in Kooperation mit einem deutschlandweiten Netzwerk weitergeführt.

Kapitel 4 der Dissertation wurde publiziert in: Zühlke, A., Kugler, P., Hackenberger, A. & Brändle, T. (2021). Accounting for Dropout Risk and Upgrading in Educational Choices: New Evidence for Lifetime Returns in Germany. *Education Economics*, 30(6), 574-589. <https://doi.org/10.1080/09645292.2021.2013446>

**Disclaimer:** This paper uses data from the National Educational Panel Study (NEPS): Starting Cohort Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:10.0.1. From 2008 to 2013, NEPS data was collected as part of the Framework Program for the Promotion of Empirical Educational Research funded by the German Federal Ministry of Education and Research (BMBF). As of 2014, NEPS is carried out by the Leibniz Institute for Educational Trajectories (LifBi) at the University of Bamberg in cooperation with a nationwide network.

Kapitel 5 ist veröffentlicht unter: Zühlke, A., Kugler, P., Ruberg, T. (2022). Heterogeneity in Long-Term Returns to Education: An Inconvenient Truth. IAW Discussion Paper, No. 141.

**Disclaimer:** This paper uses data from the National Educational Panel Study (NEPS): Starting Cohort Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:12.1.0. From 2008 to 2013, NEPS data was collected as part of the Framework Program for the Promotion of Empirical Educational Research funded by the German Federal Ministry of Education and Research (BMBF). As of 2014, NEPS has been carried out by the Leibniz Institute for Educational Trajectories (LifBi) at the University of Bamberg in cooperation with a nationwide network.

## Danksagung

Ich möchte mich gerne bei allen Personen bedanken, die mich bei der Erstellung der Dissertation unterstützt haben. Ausdrücklich danken möchte ich meinem Betreuer Prof. Dr. Bernhard Schmidt-Hertha für die Möglichkeit und Betreuung meiner Promotion sowie für die große Hilfsbereitschaft und Unterstützung während der letzten vier Jahre. Dazu gebührt meinen Mit-Doktoranden aus dem Promotionskolloquium von Prof. Dr. Bernhard Schmidt-Hertha ebenfalls ein großes Dankeschön für das geteilte Leid, viele schöne Kolloquien, hilfreiche Kommentare und interessante Vorträge. Genauso möchte ich Prof. Dr. Bernhard Boockmann sowie dem gesamten IAW für die Unterstützung durch lebhaft Diskussionen und ein schönes Arbeitsklima während meiner Dissertation danken.

Besonderer Dank gilt meinem Kollegen, Co-Autor und Leidensgenossen Philipp Kugler, der für mich ein wertvoller Austauschpartner war und über die Zeit einer meiner besten Freunde geworden ist, genauso wie meinen Co-Autoren Tobias Brändle, Armin Hackenberger und Tim Ruberg, von denen ich viel lernen durfte und mit denen ich viel Spaß beim Erstellen der Artikel hatte. Auch gilt meinen studentischen Hilfskräften Marit Holler und Ipek Gökcin für ihre wertvolle Recherchearbeit ein Dankeschön.

Zuletzt danke ich meinem Lebenspartner Moritz sowie meiner Familie für ihre bedingungslose emotionale Unterstützung.

*“We did it!”* (Elle Woods)

*“It's not burn baby burn, but learn, baby, learn, so that you can earn, baby, earn.”*

*Martin Luther King Jr.*

# Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis.....	III
Tabellenverzeichnis.....	III
1 Einleitung.....	1
1.1 Theoretischer Hintergrund: Rational Choice Theorie.....	3
1.2 Bildung in Deutschland.....	4
1.2.1 Das deutsche Bildungssystem.....	5
1.2.2 Bildungsrenditen in Deutschland.....	7
1.3 Vergleichsland: USA.....	10
1.3.1 Das Bildungssystem in den USA.....	11
1.3.2 Bildungsrenditen in den USA.....	14
1.4 Zusammenfassung der Studien.....	18
2 Monetäre Renditen von sekundärer und tertiärer Bildung – ein narratives Review.....	20
2.1 Einleitung.....	20
2.2 Datengrundlage und Methode.....	21
2.3 Komparative Betrachtung der Studien.....	28
2.3.1 Methodische Unterschiede.....	28
2.3.2 Unterschiede in der Datengrundlage.....	31
2.3.3 Einkommen und Einkommensverteilungen.....	33
2.3.4 Vergleich von Bildungsabschlüssen und Bildungsjahren.....	34
2.3.5 Geburtskohorten.....	35
2.4 Fazit.....	37
3 Individuelle Erträge eines dualen Studiums.....	40
3.1 Fragestellung und Motivation.....	40
3.2 Die Humankapitaltheorie.....	43
3.3 Die Mincer-Einkommensfunktion.....	45
3.4 Das Nationale Bildungspanel.....	47
3.5 Bildungsrenditen eines dualen Studiums.....	50
3.5.1 Vergleich der Bildungsalternativen.....	50
3.5.2 Analysen zur Lohnverteilung und zum Lohnwachstum.....	54
3.5.3 Robustheitsanalysen.....	58
3.6 Diskussion.....	62
4 Accounting for Dropout Risk and Upgrading in Educational Choices: New Evidence for Lifetime Returns in Germany.....	65
4.1 Introduction.....	65

4.2	Data and Methods .....	69
4.3	Returns to Education for Different Educational Paths.....	74
4.4	Conclusion.....	83
5	Heterogeneity in Long-Term Returns to Education: An Inconvenient Truth.....	86
5.1	Introduction .....	86
5.2	Institutional Background.....	91
5.2.1	The German Educational System.....	91
5.2.2	The German Educational Expansion.....	92
5.3	Empirical Framework .....	93
5.3.1	Ordinary Least Squares.....	93
5.3.2	The Marginal Treatment Effect .....	93
5.3.3	Instrumental Validity .....	96
5.4	Data and Descriptive Statistics.....	98
5.5	Results.....	101
5.5.1	First Stage Evidence.....	101
5.5.2	OLS and IV.....	103
5.5.3	Heterogeneous Long-Term Returns to Education.....	105
5.5.4	Robustness Checks.....	110
5.6	Heterogeneous Returns to Tracking – Implications for Educational Mobility.....	111
5.7	Conclusion.....	114
6	Diskussion .....	116
6.1	Internationale Einordnung: Vergleich mit den USA.....	117
6.2	Politische und wissenschaftliche Implikationen .....	120
7	Literatur .....	123
	Anhang .....	136

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1.1 Das Bildungssystem in Deutschland.....	6
Abbildung 1.2 Das Bildungssystem in den USA.....	12
Abbildung 2.1 Datenrecherche .....	22
Abbildung 3.1 Quantilsregressionen der Bildungsalternativen im Vergleich zu einem dualen Studium .....	56
Abbildung 3.2 Verlauf der Bildungsrenditen mit zunehmender Berufserfahrung.....	57
Figure 4.1 University Studies vs. Vocational Training .....	76
Figure 4.2 Estimated returns to education for craftsmen/technicians.....	79
Figure 5.1 Distribution of Academic Track Schools Over Time .....	95
Figure 5.2 Common Support and MTE Weights .....	106
Figure 5.3 MTE Curve .....	107
Figure 5.4 Counterfactual Outcomes and Unobserved Resistance.....	111

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1 Überblick über Renditen zur Schulbildung .....	23
Tabelle 2.2 Überblick über Bildungsrenditen von weiterführenden beruflichen Qualifikationen .....	26
Tabelle 3.1 Vergleich individueller Bildungsrenditen unterschiedlicher Bildungswege .....	51
Tabelle 3.2 Vergleich individueller Bildungsrenditen unterschiedlicher Bildungswege nach Studienform und Studienfach .....	59
Tabelle 3.3 Analysen mit Subsamples .....	60
Table 4.1 Case Numbers for Different Groups of Educational Attainments .....	75
Table 4.2 Lifetime Labour Income and Educational Decisions for Subgroups: Results of a Weighted Least Squares Regression with Entropy Balancing .....	83
Table 5.1 Summary Statistics .....	100
Table 5.2 First-Stage Probit Regression.....	103
Table 5.3 Second Stage OLS and IV Regression.....	104
Table 5.4 Average Treatment Parameter.....	110
Table 5.5 Parental Outcomes .....	114

# 1 Einleitung

“The whole world is going to university – is it worth it?”<sup>1</sup> war die Schlagzeile des Economist im März 2015. Die Wissenschaft beschäftigt sich mit der Frage, indem sie Bildungsrenditen untersucht. Sogar nach Jahrzehnten der Forschung sind Bildungsrenditen nach wie vor von großem Interesse in Politik und Wissenschaft. Bereits im 18. Jahrhundert stellte Adam Smith, der Begründer der klassischen Nationalökonomie, einen Zusammenhang zwischen Ausbildung und Leistungsfähigkeit her. Studien zum Zusammenhang von Bildung und Einkommen wurden danach in größerem Ausmaß in den 1960er und 1970er Jahren publiziert (Becker, 1962; Mincer, 1958; Mincer, 1974). In diesem Zeitraum entwickelte Jacob Mincer die Einkommensfunktion zur Berechnung von Bildungsrenditen und Gary S. Becker die Humankapitaltheorie. Die Humankapitaltheorie stellt heraus, dass Menschen über bestimmte Ressourcen im Sinne von Fähigkeiten, Wissen und Gesundheit verfügen. Diese Ressourcen führen zu höherem Einkommen und können durch Bildung gefördert werden. Für seine Arbeit wurde Gary S. Becker 1992 mit dem Alfred-Nobel-Preis für Wirtschaftswissenschaften und 2007 mit der Presidential Medal of Freedom ausgezeichnet.

Schon in den 1960er Jahren wurde deutlich, dass es sich bei Bildungsrenditen um ein interdisziplinäres Forschungsfeld handelt, auch wenn sich bekannterweise viele Ökonomen diesem Thema widmen wie Gary S. Becker, Jacob Mincer oder David Card, der für seine Forschung 2021 den Alfred-Nobel-Preis für Wirtschaftswissenschaften erhielt. Doch ist Gary S. Becker nicht nur Ökonom sondern auch Soziologe. Die mit der Berechnung der Bildungsrenditen eng verknüpfte Humankapitaltheorie wurde von Bourdieu und Passeron (1977) um soziales und kulturelles Kapital erweitert. Zuletzt sind Bildungsrenditen ein wichtiges Thema in der Erziehungswissenschaft und der Bildungsforschung. Neben dem Zusammenhang von Bildung und Einkommen, werden häufig die Themen soziale Mobilität und Chancengleichheit mit den Analysen von Bildungsrenditen verknüpft.

Bis heute untersuchen viele internationale Studien den Effekt von Bildung auf verschiedene Outcomes und finden überwiegend positive Effekte. So zeigen sich Zusammenhänge zwischen Bildung und dem Rückgang von Kriminalität (Hjalmarsson et al., 2015; Lochner und Moretti, 2004), gesünderem Verhalten (Brunello et al., 2016; Conti et al., 2010; Silles, 2009), besserer Gesundheit der Kinder (Güneş, 2015; Gakidou et al., 2010) sowie höheren (nicht-)kognitiven Fähigkeiten der Kinder (Behrman and Rosenzweig, 2002; Lundborg et al., 2014; Pronzato, 2012; Sabates and Duckworth, 2010).

---

<sup>1</sup> The Economist, Edition 28. März bis 3. April 2015.

Zusätzlich zeigt sich ein Effekt von Bildung auf arbeitsmarktbezogene Outcomes. So sinkt mit höherer Bildung die Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu sein (Biagi und Lucifora, 2008) und die Chancen steigen eine Beschäftigung zu finden (Núñez and Livanos, 2010). Zusätzlich wirkt sich Bildung positiv auf das Einkommen aus (für einen Überblick siehe Card, 1999, 2001). Diese monetären Bildungsrenditen bilden das Kernthema dieser Arbeit.

Insgesamt lässt sich dazu festhalten, dass monetäre Bildungsrenditen zwar im Durchschnitt positiv ausfallen, sich jedoch sehr heterogen gestalten. Die vorliegende Arbeit untersucht die Heterogenität von Bildungsrenditen und zeigt Unterschiede im Effekt von Bildung auf Einkommen nach Forschungsdesign (Kapitel 2), nach Abschluss und verschiedenen Institutionen (Kapitel 3), über das Leben hinweg (Kapitel 4). Zuletzt weitet Kapitel 5 den Blick für intergenerationelle Bildungsrenditen mit besonderem Fokus auf Heterogenität in persönlichen Merkmalen.

Die Arbeit enthält demnach vier verschiedene Studien, die die Heterogenität von Renditen des deutschen Bildungssystems analysieren, welches sich vor allem durch seine frühe Zuordnung in das dreigliedrige Schulsystem, seine vielfältigen Bildungswege, durch die duale Berufsausbildung und durch geringe Kosten bzw. finanziellen Aufwand für die Einzelne oder den Einzelnen auszeichnet. Um die Bildungsrenditen des deutschen Bildungssystems im Rahmen dieser Arbeit zusätzlich international einzuordnen, werden die USA als Bezugsland herangezogen. Da die USA als eines der wirtschaftlich einflussreichsten Länder gelten und sich das deutsche zu dem amerikanischen Bildungssystem in wesentlichen Punkten unterscheidet, ist dieser Vergleich besonders interessant. In den USA gibt es keine frühe Zuordnung der Kinder nach Kompetenzen auf verschiedene Schularten<sup>2</sup> und große regionale Unterschiede in der Qualität der Bildung. Außerdem ist Bildung – vor allem ein Studium – in den USA sehr kostspielig im Vergleich zu den deutschen Studiengebühren.

Bevor die einzelnen Studien vorgestellt werden, erfolgt ein Einstieg in die Rational Choice Theorie (Abschnitt 1.1), welche die theoretische Grundlage der Arbeit bildet. Ebenso werden als Grundlage der Arbeit das deutsche Bildungssystem (Abschnitt 1.2.1) sowie die Bildungsrenditen in Deutschland (Abschnitt 1.2.2) vorgestellt. Um den Hintergrund für die internationale Einordnung der Studien zu den USA zu schaffen, werden das amerikanische Bildungssystem (Abschnitt 1.3.1) sowie die Studienlandschaft zu monetären Renditen in den USA (Abschnitt 1.3.2) dargestellt. Nach der

---

<sup>2</sup> Verschiedene Schulen bieten jedoch unterschiedliche Kurse nach den Kompetenzen der Schülerinnen und Schüler an.

Vorstellung der Studien schließt die Arbeit mit einem Fazit, welches die internationale Einordnung der Ergebnisse sowie Implikationen für Wissenschaft und Praxis umfasst.

## 1.1 Theoretischer Hintergrund: Rational Choice Theorie

Die theoretische Grundlage der Arbeit bildet die Rational Choice Theorie (RCT). Die RCT ist eine Handlungstheorie, die Entscheidungen untersucht und versucht Mechanismen des Entscheidungsprozesses offenzulegen. Dabei wird angenommen, dass Entscheidungen von rational handelnden Akteuren getroffen werden, die versuchen ihren Nutzen zu maximieren und ihre Kosten zu minimieren.

Die frühen Anwendungen der RCT gehen zurück bis in die Mitte des 20. Jahrhunderts zu William H. Riker (1920-1993). Ihm folgen weitere Vertreterinnen und Vertreter der RCT, zu den bekanntesten zählen Gary S. Becker, der Begründer der Humankapitaltheorie, der Politikwissenschaftler Robert Marshall Axelrod sowie der Soziologe Raymond Boudon. Gary S. Becker schreibt der RCT einen besonders hohen Wert zu: "The [...] utility-maximizing approach [...] is remarkably useful in unifying a wide class of behaviour [...] I do not believe that any alternative approach – be it founded on 'cultural', 'biological', or 'psychological' forces – comes close to providing comparable insights and explanatory power" (Becker 1996: 4). James Coleman (1986) führt ähnlich dazu an, dass Verhalten nur erklärt werden kann, wenn es rational erfolgt. "Rational actions of individuals have a unique attractiveness as the basis for social theory. If an institution or a social process can be accounted for in terms of the rational actions of individuals, then and only then can we say that it has been explained" (Coleman 1986: 1).

Insgesamt sechs Postulate führen die Grundsätze der RCT aus. Bei dem ersten Postulat (P1) handelt es sich um den klassischen Grundsatz des methodologischen Individualismus, nach dem jedes soziale Phänomen die Folge individueller Entscheidungen, Handlungen und Einstellungen ist. Das zweite Postulat (P2) behandelt das Prinzip des Verstehens. Demzufolge kann jede Handlung als Ergebnis von Motivationen und/oder Gründen verstanden und nachvollzogen werden. Zusätzlich dazu führt das dritte Postulat (P3 – Postulat der Rationalität) an, dass es sich dabei um rationale Gründe handelt. Das vierte Postulat (P4) geht davon aus, dass bei der Entstehung der Gründe der Handelnde mögliche Konsequenzen abwägt. Damit handelt es sich bei P4 um das Postulat des Konsequentialismus oder Instrumentalismus. Dass dabei hauptsächlich eigene Konsequenzen einbezogen werden, beschreibt das fünfte Postulat (P5) des Egoismus. Zuletzt steht das sechste Postulat (P6) für die Maximierung oder Optimierung. P6 besagt, dass die Akteure in der Lage sind, die Kosten und den Nutzen alternativer

Handlungsoptionen zu unterscheiden und die Handlungsoption zu wählen, bei der das Verhältnis am günstigsten ist (Boudon, 2009).

Im Kontext von Bildungsrenditen bedeutet dies demnach, dass Bildungsentscheidungen auf rationalen Entscheidungen basieren, die nachvollzogen und somit modelliert werden können (Heckman und Vytlačil, 2005). Der Modellierung liegt meist das *Potential Outcome Modell* zu Grunde. Dabei können  $k$  Bildungsmöglichkeiten betrachtet werden, die jeweils mit einem Outcome  $Y_k$  assoziiert werden. Nachfolgend werden binäre Bildungsentscheidungen (bspw. Studium versus Ausbildung) verglichen, sodass die potentiellen Outcomes ( $Y_0, Y_1$ ) beschrieben werden als

$$Y_0 = \mu_0(X) + U_0 \quad (1a)$$

und

$$Y_1 = \mu_1(X) + U_1 \quad (1b)$$

wobei  $Y_1$  das Outcome einer Person mit Treatment und  $Y_0$  das Outcome einer Person ohne Treatment darstellt. Im Kontext von monetären Bildungsrenditen könnte es sich bei dem Treatment beispielsweise um ein abgeschlossenes Studium handeln. Dann würde  $Y_1$  das potentielle Einkommen von einer Person mit einem abgeschlossenen Studium und  $Y_0$  das potentielle Einkommen von einer Person mit ohne ein abgeschlossenes Studium repräsentieren. Weiter beschreibt  $D = 1$ , ob jemand zur Treatment-Gruppe gehört, beispielweise ein Studium abgeschlossen hat, sodass bei dieser Person das Outcome  $Y_1$  beobachtet wird, während  $D = 0$  Personen definiert, die nicht zur Treatment-Gruppe gehören, also zum Beispiel kein Studium-Abschluss haben. Ihr Outcome wird durch  $Y_0$  abgebildet. Demnach kann das Outcome  $Y$  definiert werden wie in Gleichung (2).

$$Y = DY_1 + (1 - D)Y_0 \quad (2)$$

Zusätzlich sind mit der Bildungsentscheidung Kosten  $C$  verbunden. Dazu zählen beispielsweise Anfahrtskosten, Zeit sowie Gebühren, wie Studiengebühren oder Schulkosten. Der Nutzen einer Bildungsinvestition kann beschrieben werden durch Gleichung (3).

$$D^* = Y_1 - Y_0 - C \quad (3)$$

Individuen entscheiden sich auf Grundlage der RCT für Bildung, wenn der erwartete Nutzen der Bildung positiv ist, also  $D = 1[D^* \geq 0]$  gilt.

## 1.2 Bildung in Deutschland

Bildung in Deutschland zeichnet sich durch ein Bildungssystem mit vielfältigen Bildungswegen sowie überwiegend positiven Bildungsrenditen aus. Des Weiteren ist eine Besonderheit in Deutschland, dass

es sich um ein föderales System handelt, bei dem die Bundesländer die Bildungshoheit haben. Somit gibt es zwar (wenige) Bundesgesetze zur Bildung, jedoch viele Landesgesetze. Daher variieren manche Faktoren des Bildungssystems über die Bundesländer, wie beispielsweise die Dauer der Grundschule. Nachfolgend soll ein tieferer Einstieg in das deutsche Bildungssystem (Abschnitt 1.2.1) sowie die Studienlage zu Bildungsrenditen in Deutschland (Abschnitt 1.2.2) erfolgen.

### 1.2.1 Das deutsche Bildungssystem

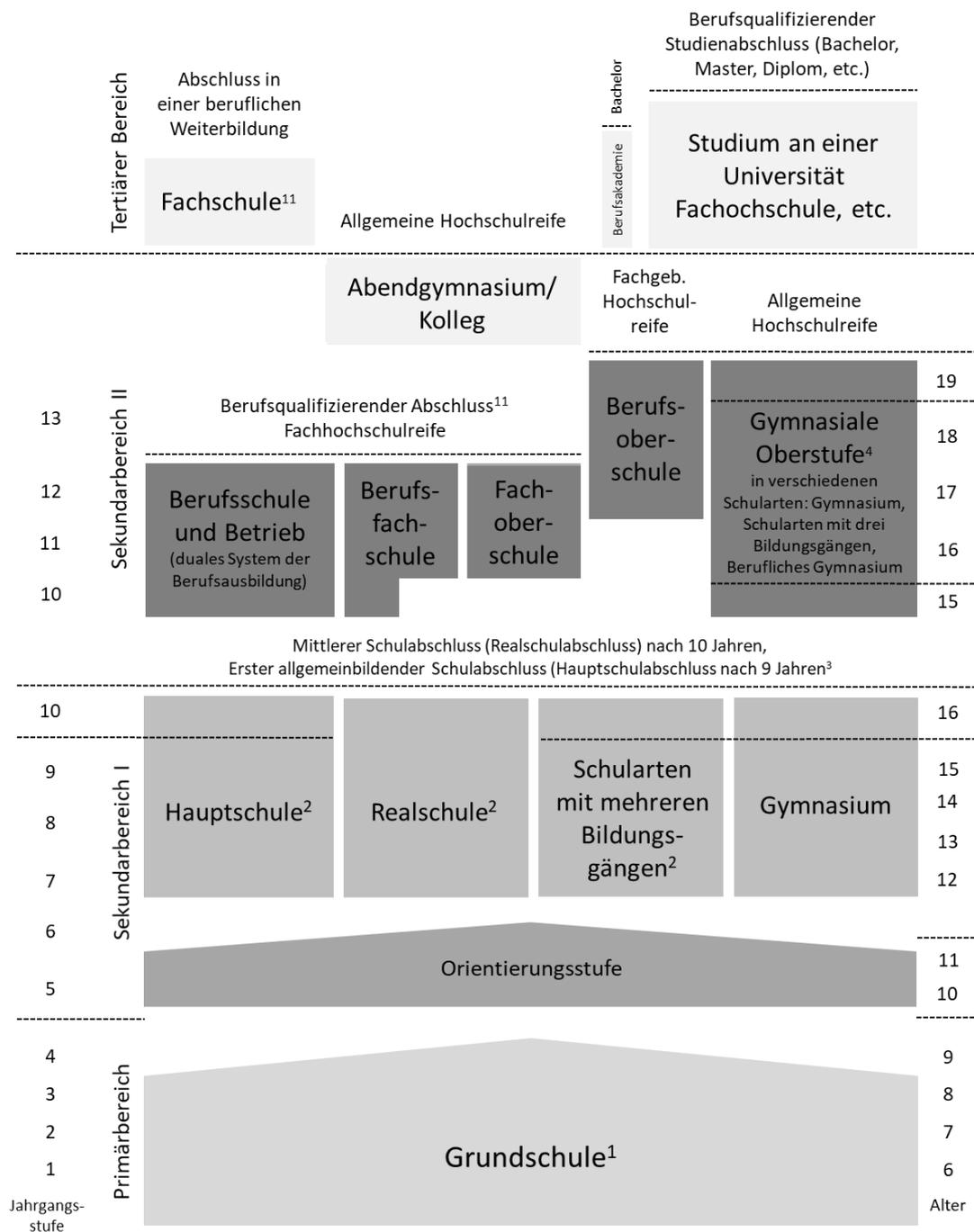
Nach dem freiwilligen Besuch des Kindergartens beginnen Kinder in Deutschland ihre Schullaufbahn im Primärbereich. Im Jahr der Vollendung des sechsten Lebensjahres werden Kinder schulpflichtig<sup>3</sup> und treten in die gemeinsame Grundschule ein. Somit beginnen die Kinder die Grundschule im Alter von 6 bis 7 Jahren, in Ausnahmefällen auch schon jünger oder älter. Abbildung 1.1 gibt einen Überblick über das deutsche Schulsystem, seine Einrichtungen sowie Zugangsvoraussetzungen. Dazu sind links die Jahrgangsstufen bzw. Klassenstufen dargestellt und rechts das Alter der Kinder.

Die Grundschule umfasst in der Regel 4 Klassen, in Berlin und Brandenburg jedoch 6 Klassen. Danach gehen die Schülerinnen und Schüler in den Sekundarbereich I über. Wie sich der Übergang von der Grundschule in die weiterführenden Schulen gestaltet, variiert über die Bundesländer. Grundlage für die Entscheidung bzw. Entscheidungshilfe für den weiteren Bildungsgang ist das Votum der abgebenden Schule, das in allen Fällen mit einer Beratung der Eltern verknüpft ist. Die Entscheidung selbst wird dann entweder von den Eltern oder der Schule bzw. der Schulaufsicht getroffen. Sie ist bei verschiedenen Schularten von der Erfüllung bestimmter Leistungskriterien durch die Schülerinnen und Schüler und/oder von der Kapazität der gewünschten Schule abhängig.

---

<sup>3</sup> Die Schulpflicht dauert in der Regel 9 Jahre.

**Abbildung 1.1 Das Bildungssystem in Deutschland**



*Quelle:* Eigene Darstellung in Anlehnung an das Sekretariat der Ständigen Konferenz der Kultusminister der Länder in der Bundesrepublik Deutschland (2017). *Anmerkung:*<sup>1</sup> In Berlin und Brandenburg umfasst die Grundschule sechs Jahrgangsstufen.<sup>2</sup> Haupt- und Realschulen existieren in nennenswerter Zahl nur noch in sechs Ländern (Baden-Württemberg, Bayern, Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Schleswig-Holstein). Die Bildungsgänge der Hauptschule und der Realschule werden auch an Schularten mit mehreren Bildungsgängen mit nach Ländern unterschiedlichen Bezeichnungen Angeboten.<sup>3</sup> Der nachträgliche Erwerb dieser Abschlüsse an Schulen des Zweiten Bildungsweges und beruflichen Schulen oder durch eine Externenprüfung ist möglich.<sup>4</sup> Zugangsvoraussetzung ist die formelle Berechtigung zum Besuch der gymnasialen Oberstufe, die nach Jahrgangsstufe 9 oder 10 erworben wird.

Im Sekundarbereich I gibt es dann drei weiterführende Schulen sowie Schulen mit mehreren Bildungsgängen. Die weiterführenden Schulen Hauptschule, Realschule und Gymnasium zeichnen sich dadurch aus, dass der gesamte Unterricht auf einen Abschluss bezogen ist. Schulen mit mehreren Bildungsgängen (Gemeinschaftsschulen) vereinen zwei oder drei Abschlüsse unter einem Dach. Die verschiedenen Schulformen folgen unterschiedlichen Lehrplänen und haben speziell ausgebildete Lehrkräfte. Je nach Schulform gibt es unterschiedliche Studiengänge für die Lehrkräfte und teilweise sogar unterschiedliche Institutionen. Dies variiert nach Bundesland. In Baden-Württemberg studieren Lehrkräfte für Grund-, Haupt-, und Realschule beispielsweise an einer Pädagogischen Hochschule während Gymnasiallehrkräfte an einer Universität studieren. Im Gegensatz dazu studieren Lehrkräfte in Bayern prinzipiell an einer Universität. Hierbei werden jedoch verschiedene Studiengänge für die verschiedenen Schulformen angeboten.

Nach Erfüllung der Schulpflicht mit dem Abschluss der 9. Klasse erfolgt der Übergang in den Sekundarbereich II. Hierbei findet eine Selektion nach Qualifikationen und Zugangsberechtigungen statt. Danach beginnen die duale oder schulische Berufsausbildung oder die gymnasiale Oberstufe. Wird eine Hochschulzugangsberechtigung über das Abitur oder den Abschluss einer Berufsausbildung erlangt, gehen junge Erwachsene in den tertiären Bereich über, der die Hochschulen sowie sonstige Einrichtungen umfasst. Hierbei wird mit der allgemeinen Hochschulreife ein genereller Zugang zum Studium ermöglicht, während es auch fachgebundene Hochschulzugangsberechtigungen gibt, bei denen bestimmte Studiengänge besucht werden können. Insgesamt gibt es folgende Hochschularten: Universitäten, Pädagogische Hochschulen, Theologische Hochschulen, Kunst- und Musikhochschulen, Fachhochschulen. Alternativ gibt es in einigen Bundesländern die Möglichkeit Berufsakademien oder duale Hochschulen zu besuchen.

### 1.2.2 Bildungsrenditen in Deutschland

In der wissenschaftlichen Literatur zeigen sich insgesamt vielfältige und positive Effekte von Bildung in Deutschland. So hat Bildung positive Effekte auf die Gesundheit, Kompetenzen, Lebenszufriedenheit und verschiedene Arbeitsmarktfaktoren. Weiter gibt es generationen-übergreifende Bildungsrenditen, bei denen die Bildung der Eltern Effekte auf die Outcomes der Kinder hat (bspw. Einkommen, Gesundheit oder Bildung).

Bezogen auf nicht-monetäre Bildungsrenditen zeigen verschiedene Studien, dass Bildung in Deutschland sowohl einen positiven Effekt auf die Gesundheit hat, als auch auf gesundheitsrelevante Verhaltensweisen (Kamhöfer et al., 2019; Kemptner, et al., 2011). Die Studie von Kamhöfer et al. (2019) analysiert zusätzlich den Effekt eines Studiums auf die mentale Gesundheit und Kompetenzen. Es

zeigen sich keine Effekte für die mentale Gesundheit, jedoch durchschnittliche Effekte für Kompetenzen. Dennoch machen Heterogenitätsanalysen deutlich, dass Personen mit geringer Präferenz für ein Studium auch nicht davon profitieren. Für diese Personengruppe gibt es keinen Zusammenhang des Studiums zu Gesundheit und Kompetenzen. Daran anschließend zeigt eine Studie von Hampf (2019), dass ein zusätzliches Schuljahr ebenfalls einen positiven Effekt auf Kompetenzen hat. Des Weiteren lassen sich heterogene Effekte von Bildung auf Lebenszufriedenheit finden. So beschreibt die Studie von Lettau (2021) einen positiven Effekt von besseren Schulnoten auf die Lebenszufriedenheit aller Schülerinnen und Schüler. Kompetenzen scheinen jedoch nur für eine Subgruppe von Schülerinnen und Schülern für die Lebenszufriedenheit relevant zu sein. Heterogenitätsanalysen zeigen dazu, dass vor allem für Haupt- und Realschülerinnen und -schüler hohe Kompetenzen mit einer geringeren Lebenszufriedenheit einhergehen. Im Anschluss dazu analysiert die Studie von Elsas (2021) den Effekt eines zusätzlichen Schuljahrs auf die Lebenszufriedenheit. Hierbei werden negative Effekte auf die Lebenszufriedenheit deutlich, die durch die hohen Kosten des zusätzlichen Schuljahrs im Vergleich zu geringem Nutzen erklärt werden.

Zusätzlich zu den nicht-monetären Effekten von Bildung gibt es verschiedene Effekte von Bildung, die den Arbeitsmarkt betreffen. So lassen sich Effekte auf die Vermeidung von Arbeitslosigkeit und eine höhere Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit nachzugehen finden (Steiner und Schmitz, 2010; Westphal et al., 2022). Bezogen auf die Studienlandschaft von monetären Bildungsrenditen ergibt sich ein vielfältiges Bild, welches in Kapitel 2 im Detail vorgestellt und analysiert wird. Im Bereich der sekundären Schulabschlüsse ist besonders die Studie von Pischke und von Wachter (2008) international bekannt, in der die Autoren eine Bildungsrendite von 0 % berechnen. Dazu benutzen Pischke und von Wachter eine Schulreform nach dem Zweiten Weltkrieg, im Rahmen derer die Schulpflicht von 8 auf 9 Jahre erhöht wurde, als Instrumentenvariablen-Ansatz. Die Autoren erklären den gefundenen Effekt damit, dass Schülerinnen und Schüler in Deutschland bis zur 9. Klasse wichtige Kompetenzen bereits erlernt haben, sodass weitere Schuljahre weniger wichtig sind. Höhere Renditen von anderen internationalen Studien, erklären Pischke und von Wachter (2008) damit, dass Bildungsrenditen stark abhängig von Institutionen und ihrer Organisation sowie dem Schulsystem sind. Ebenso zu keinem Effekt eines zusätzlichen Schuljahrs auf das Einkommen kommen Kamhöfer und Schmitz (2016), die die Studien von Pischke und von Wachter (2008) mit dem sozio-ökonomischen Panel (SOEP) als Grundlage replizieren. Zusätzlich finden die Autoren auch keinen Effekt der Schulbildung auf Kompetenzen.

Obwohl sowohl Pischke und von Wachter (2008) als auch Kamhöfer und Schmitz (2016) angeben, dass die Ergebnisse auch bei verschiedenen Robustheits-Checks bestehen bleiben, widerlegt Cygan-Rehm

(2022) die Bildungsrendite von 0 % mit den von Pischke und von Wachter (2008) benutzten Befragungsdaten (QaC). Dabei wird deutlich, dass die geschätzten Bildungsrenditen sensibel für Änderungen in der Stichprobe und dem Modell sind. So ergeben sich schon bei kleinen Änderungen in der einbezogenen Geburtskohorte Änderungen in der geschätzten Bildungsrendite. Schon unter Ausschluss des Geburtsjahrgangs 1930 findet Cygan-Rehm eine signifikante Bildungsrendite von 6,7 %. Die Rendite wird größer, wenn mehr ältere Geburtskohorten ausgeschlossen werden. Dafür werden unterschiedliche Gründe genannt. Zum einen wird mit den Geburtskohorten des QaC-Datensatzes (1930 bis 1960) eine instabile Zeitspanne in Deutschland abgedeckt. So sind Personen erfasst, die während dem zweiten Weltkrieg die Schule besucht haben. Kriegserfahrungen können jedoch langfristige Konsequenzen auf Bildung und Karriere haben (Kesternich et al., 2014).

Ichino und Winter-Ebmer (2004) finden eine Bildungsrendite für Deutschland, in dem sie den Krieg als Instrument nutzen. Dazu werden die Bildungsrenditen von Personen untersucht, die zwischen 1930 und 1935 geboren wurden. Verglichen mit Personen, die vor oder nach dieser Geburtskohorte geboren sind, erhalten diese Kinder sogar noch im Jahr 1986 eine um 0,36 Prozentpunkte signifikant niedrigere Bildungsrendite. Diese Effekte lassen sich in Ländern, die nicht im zweiten Weltkrieg involviert waren, nicht finden. Im Anschluss daran findet Saniter (2012) für ein zusätzliches Schuljahr einen Effekt von 8,5 %.

Da im deutschen Bildungssystem schon nach der vierten Klasse eine Einordnung in das weiterführende, dreigliedrige Schulsystem erfolgt und somit auch das Risiko von Fehleinschätzungen hoch ist, sind Dustmann und Kollegen (2017) der Frage nachgegangen, wie sich der Besuch eines Gymnasiums auf langfristige Renditen auswirkt. Dazu nutzen die Autoren eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse (RDD) und vergleichen Kinder, die kurz vor und kurz nach dem 1. Juli geboren wurden. Diese Kinder sind ein Jahr älter bzw. jünger, wenn die Entscheidung über die weiterführende Schule getroffen wird. Dabei lassen sich keine Unterschiede in langfristigen Outcomes zwischen dem Besuch eines Gymnasiums und einer Real- oder Hauptschule feststellen. Diese Bildungsrenditen sind jedoch nur für Personen gültig, deren Entscheidung zwischen zwei Schulformen knapp ist. Als Erklärung für die gefundenen Ergebnisse nennen die Autoren spätere Anpassungen von Fehlentscheidungen durch Änderungen der Schulform (Bildungsaufstieg oder -abstieg).

Weiter zeigt Zimmermann (2021) unter Verwendung des Nationalen Bildungspanels (NEPS), wie sich kurzfristige und langfristige Bildungsrenditen unterscheiden können. So sind bei der Betrachtung von Berufseinsteigern mit 35 Jahren oder jünger noch positive Effekte eines Besuchs eines beruflichen Gymnasiums (im Vergleich zu einem allgemeinen Gymnasium) verbunden, während sich für ältere Arbeitnehmer keine Effekte mehr finden lassen.

Daran anschließend lassen sich einige Studien zu Bildungsrenditen zum Berufsabschluss finden. In diesem Zusammenhang zeigen Riphahn und Zibrowius (2016), dass die Berufsausbildung im Vergleich zu keiner Berufsausbildung, sondern nur einem Haupt- oder Realschulabschluss, signifikant höhere Einkommen aufweist. Als Datengrundlage dient das SOEP. Zusätzlich finden Riphahn und Zibrowius (2016), dass dieser Effekt seit 1990 konstant geblieben ist.

Im Gegensatz dazu beschäftigt sich die Studie von Boockmann und Steiner (2006) mit der Rolle von Geburtskohorten bei der Berechnung von Bildungsrenditen. Dabei identifizieren die Autoren verschiedene Effekte der Kohorte, der Arbeitserfahrung, des Alters und des Erhebungsjahrs und finden, dass die Bildungsrendite für jüngere Geburtskohorten zunehmend geringer wird.

Mit den Kosten von Bildung beschäftigt sich eine Studie von Rzepka (2018), indem das Einkommen über das Erwerbsleben hinweg einbezogen wird. Somit werden Kosten von Bildung in Form von entgangenem Gehalt bei dem Vergleich von Personen mit Ausbildung zu Personen, die nach ihrer Ausbildung noch studieren aber kein Abitur haben, berücksichtigt. Dabei kommt Rzepka (2018) zu dem Ergebnis, dass sich ein zusätzliches Studium nach der Ausbildung nach 10 Jahren monetär lohnt. Bei kumulativer Betrachtung des Einkommens wird der Effekt des zusätzlichen Studiums erst nach 30 Jahren signifikant positiv. Diese höheren Einkommen sind jedoch auch mit höherem Risiko behaftet. Insgesamt postuliert Rzepka (2018), dass höhere Bildung nicht für jeden automatisch zu höheren Renditen führt. So führt berufliche Weiterbildung nach einer Ausbildung in vielen Fällen zu höheren Verdiensten als ein anschließendes Studium. Dies hängt vor allem mit dem ausfallenden Einkommen zusammen. Frühere Bildungsaufstiege, wie der Besuch eines Gymnasiums nach der Realschule könnten sich mehr lohnen (Rzepka, 2018).

Insgesamt zeigen sich in Deutschland demnach nicht-monetäre sowie monetäre Renditen von Bildung, wobei sich im Bereich der monetären Renditen widersprüchliche Ergebnisse finden lassen. Die meisten Studien identifizieren positive Renditen von höherer Bildung (siehe bspw. Cygan-Rehm, 2022; Ichino und Winter-Ebmer, 2004), während andere Studien keine positiven Effekte finden (Kamhöfer und Schmitz, 2016; Pischke und von Wachter, 2008).

### 1.3 Vergleichsland: USA

Für die internationale Einordnung der Ergebnisse wurden aus mehreren Gründen die USA als Vergleichsland gewählt. Zum einen handelt es sich bei den USA um ein einflussreiches und wichtiges Industrieland, zum anderen zeichnet sich das Bildungssystem und der Arbeitsmarkt in den USA durch essentielle Unterschiede im Vergleich zu Deutschland aus, die den Vergleich der Bildungsrenditen besonders spannend machen.

Einen Unterschied im Bildungssystem stellen die Schulformen dar. Während Kinder in den USA alle auf eine Form der High-School gehen, gibt es in Deutschland neben der Gesamtschule ein dreigliedriges System mit Hauptschule, Realschule und Gymnasium, bei dem die Kinder nach Leistung eingeteilt werden. Zusätzlich gibt es in den USA mehr private Schulen und Universitäten als in Deutschland, die sich teilweise durch eine hohe Qualität aber auch hohe Kosten auszeichnen. Insgesamt ist Bildung für die Einzelne oder den Einzelnen in den USA teurer als in Deutschland. Während in den USA ein großer Anteil der Kosten von Bildung privat getragen werden (54,9 %), ist Bildung in Deutschland vor allem staatlich bzw. gesellschaftlich finanziert (91,6 %; Kupfer, 2007). Durch das Fehlen einer dualen Berufsausbildung, wie es sie in Deutschland gibt, zeichnet sich der Arbeitsmarkt durch eine Mischung angelernter Beschäftigter und Studierter aus.

Durch diese markanten Unterschiede in den Bildungs- und Arbeitsmarktsystemen der zwei Länder ist die Einordnung der Ergebnisse der hier vorgestellten Studien in die wissenschaftliche Literatur der USA interessant. Als Hintergrund für diesen Vergleich werden nachfolgend das Bildungssystem der USA (Abschnitt 1.3.1) sowie die wissenschaftliche Literatur zu Bildungsrenditen in den USA vorgestellt (Abschnitt 1.3.2).

### 1.3.1 Das Bildungssystem in den USA

In den USA besuchen ca. 90 % der Schülerinnen und Schüler öffentliche Schulen. 10 % der Schülerinnen und Schüler besuchen private Schulen oder werden Zuhause unterrichtet. Die öffentlichen Schulen in den USA sind kostenlos und werden über Steuern finanziert. Die Regierung kann zwar Richtlinien erlassen und Zuschüsse geben, es gibt aber kein nationales Bildungssystem. Ebenso wie in Deutschland hat jeder Bundesstaat seine eigenen Bildungsgesetze. Gemeinsam haben die Bildungsgesetze, dass es eine Schulpflicht bis zum Alter von 16 oder 18 Jahren gibt, sodass jedes Kind eine 11-jährige Schulbildung erhält.<sup>4</sup>

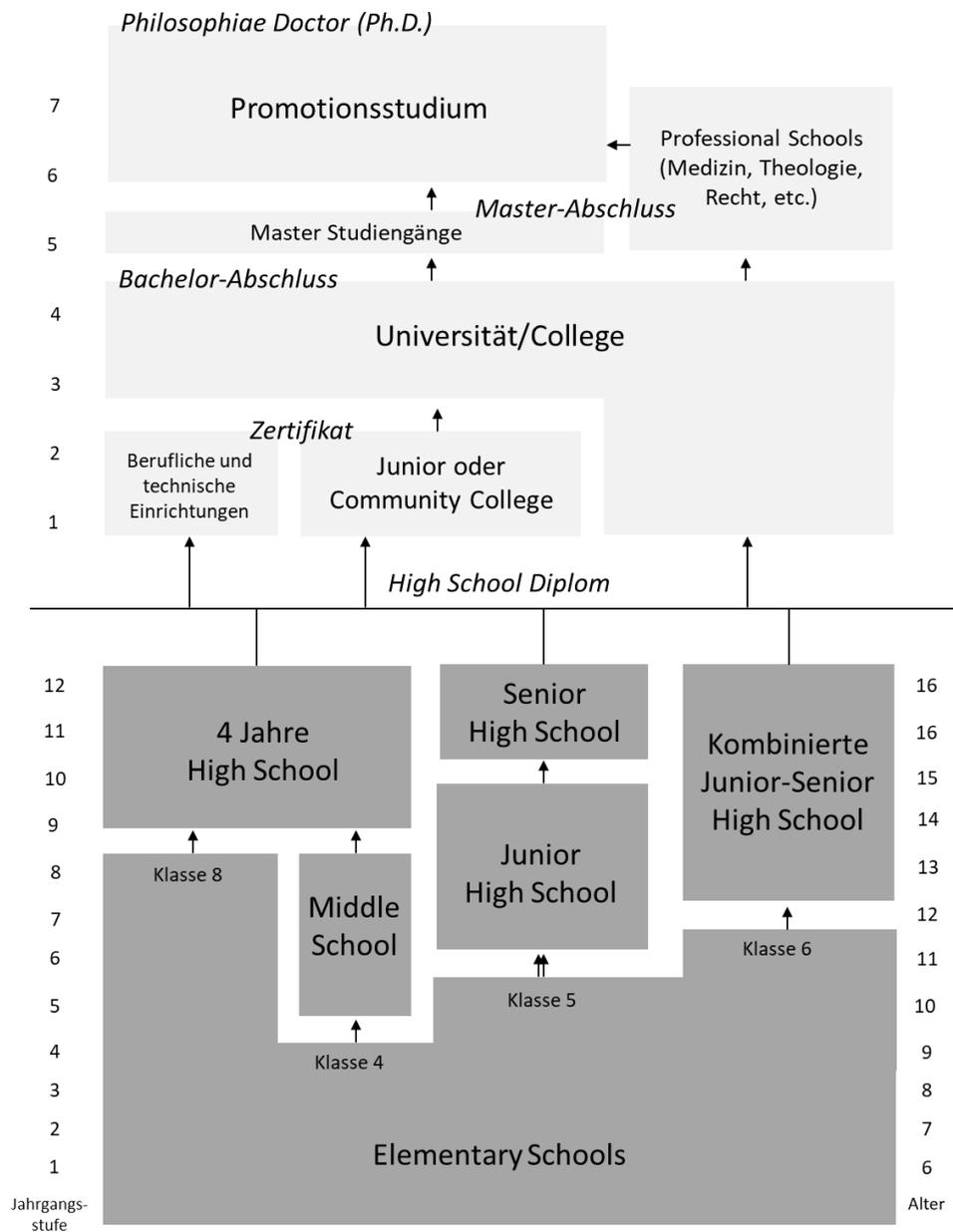
Das Schulsystem der USA zeichnet sich durch drei Stufen aus, angefangen mit der Elementary School über die Middle School oder Junior High-School bis zur High-School. Nach erfolgreichem Abschluss wird ein High-School Diplom erlangt, welches als Qualifikation für die weiterführende Bildung benötigt wird. Die Elementary School umfasst die Klassen 1 bis 6 oder 8. Danach folgt die Middle School oder Junior High-School mit den Klassen 7 bis 9, bevor die High-School in den Klassen 9 bis 12 oder 10 bis 12

---

<sup>4</sup> <https://usa.usembassy.de/gesellschaft-bildung.htm> (zuletzt besucht am 12.07.2022)

besucht wird. Abbildung 1.2 gibt einen Überblick über das Schulsystem (dunkelgrau) und das anschließende weiterführende Bildungsangebot (hellgrau).

**Abbildung 1.2 Das Bildungssystem in den USA**



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Digest of Education Statistics [https://nces.ed.gov/programs/digest/d11/figures/fig\\_01.asp](https://nces.ed.gov/programs/digest/d11/figures/fig_01.asp) (zuletzt besucht am 15.11.2022)

Nach Abschluss der High-School gibt es die Möglichkeit eine Universität/College oder ein Junior bzw. Community College zu besuchen (für einen Überblick zu den Hochschulsektor in den USA siehe Kupfer, 2007). Zur Auswahl stehen mehr als 4.000 akkreditierte Institutionen im Bereich der weiterführenden Bildung in den USA. Dabei handelt es sich bei den Colleges bei mehr als der Hälfte um private

Einrichtungen. Diese sind demnach nicht zentral organisiert, sondern durchlaufen ein Akkreditierungsverfahren, welche von regionalen und nationalen unabhängigen Institutionen durchgeführt werden. Private Universitäten und Colleges finanzieren sich dabei aus einer Kombination von Spenden (von Alumni), Forschungszuschüssen und Studienbeiträgen.<sup>5</sup> Für die Zulassung am College sind neben der Abschluss-Note der High-School (*Grade-Point-Average*, GPA) häufig auch die Ergebnisse von standardisierten Leistungstests (ACT oder SAT) ausschlaggebend.

Nach dem Besuch des Colleges werden ein Bachelor und anschließend ein Master Abschluss erlangt. Daraufhin kann ein Promotionsstudium zur Erlangung des Doktorgrades angeschlossen werden. Das Studium teilt sich ebenso wie in Deutschland in zwei Semester pro Jahr ein und wird auch über ein Punkte-System absolviert. So ist eine bestimmte Anzahl an erreichten Punkten für belegte Kurse nötig, um das Studium abzuschließen. Anders als in Deutschland dauert ein Bachelor-Abschluss in der Regel vier Jahre statt drei Jahre und ein Master-Abschluss ein bis zwei Jahre.

In den USA gibt es darüber hinaus ein Ranking der verschiedenen Universitäten oder Colleges (Kupfer, 2007), bei dem anhand verschiedener Faktoren, wie bspw. die Reputation einer Hochschule, die Universitäten und Colleges in den Vergleich zueinander gesetzt werden. Das Ranking sagt demnach nichts über die absolute Qualität einer Hochschule aus. In den USA gelten Hochschulen dennoch als weniger homogen, daher nimmt das Ranking schon seit dem Jahr 1906 eine Art Orientierungsfunktion ein.

Eine andere Option stellt das Community College dar, bei dem man nach zwei Jahren ein Zertifikat erlangen oder auf ein College wechseln kann. Community Colleges sollen dazu beitragen, Studierende auf ein Studium an einem College vorzubereiten oder wichtige Skills für das weitere Berufsleben sowie berufsqualifizierende Abschlüsse („Certificate of Competency“) zu erlangen. Community Colleges zeichnen sich durch günstigere Studiengebühren und eine einfache Zulassung aus. So zahlen Studierende am Community College 5.000 bis 15.000 US Dollar pro Jahr. Ein Jahr an einer privaten Universität kann jedoch bis zu 56.000 US Dollar pro Jahr kosten. Zusätzlich können manche Studienjahre am Community College zur Studienzzeit an einer Universität bei einem Übergang angerechnet werden.

Daneben gibt es die Möglichkeit nach der High-School berufliche und technische Einrichtungen („Vocational Institutions“) zu besuchen. Innerhalb dieser Institutionen können ähnlich zu den

---

<sup>5</sup> <https://educationusa.state.gov/about-educationusa> (besucht am 12.07.2022)

Community Colleges berufsqualifizierende Abschlüsse erlangt werden. Diese Programme dauern in der Regel ein Jahr und sind mit Weiterbildungen oder Umschulungen in Deutschland vergleichbar.

Es ergeben sich demnach einige Unterschiede zum deutschen Bildungssystem (siehe Kapitel 1.2.1). Der Übergang nach der Grundschule erfolgt in Deutschland meistens nach der vierten Klasse und damit deutlich früher als in den USA. Außerdem erfolgt der Übergang in den USA in die Middle School oder Junior High-School, während sich in Deutschland ein dreigliedriges System anschließt, bei welchem die Kinder nach Kompetenzen und Schulnoten eine Empfehlung bekommen. Früher hatten hier noch die Lehrkräfte ein Entscheidungsrecht. Insgesamt zeigt sich in Deutschland mehr Diversität im Bildungssystem. Dies betrifft das dreigliedrige System in der Schule, aber darüber hinaus auch die Bildungslandschaft nach der Schule. In den USA gibt es keine duale Berufsausbildung und somit auch kein Berufsschulsystem, welches mit Betrieben kooperiert. Ebenso gibt es in Deutschland duale Hochschulen, die mit Betrieben kooperieren und Fachhochschulen, an welchen ebenfalls ein Bachelor und Master-Abschluss erlangt werden kann. Außerdem zeigt sich, dass private Schulen und Universitäten in den USA eine größere Rolle spielen als in Deutschland. Diese sind vor allem mit hohen Kosten verbunden. Doch auch die Studiengebühren an staatlichen Einrichtungen sind nicht mit denen in Deutschland vergleichbar. So ist vor allem weiterführende Bildung in den USA insgesamt teurer.

### 1.3.2 Bildungsrenditen in den USA

Verschiedene Review-Studien zu Bildungsrenditen zeigen, dass es in den USA einen positiven Effekt von Bildung auf Einkommen gibt (siehe z.B.: Altonji, 2012; Ashenfelter et al., 1999; Card, 1999; Card, 2001). Insgesamt sind Bildungsrenditen in den USA abhängig von der Wohngegend und variieren um 10 Prozentpunkte von 6-15 % (Gunderson und Oeropoulos, 2020). Dabei ergeben sich unter Verwendung von OLS Regressionen geringere Renditen (6-10 %) als unter Verwendung eines Instrumenten-Variablen Ansatzes (10-15 %). Zusätzlich neigen geschätzte Renditen in vielen Studien dazu für Frauen höher als für Männer zu sein. Zuletzt zeigen sich höhere Renditen für allgemeine akademische Bildungswege als für technisch und praktisch geprägte Bildungswege.

Diese lassen sich in verschiedene Literaturstränge gliedern. Einerseits gibt es Studien, die den Effekt von einem zusätzlichen Jahr in Bildung berechnen. Andererseits betrachten Studien den Effekt von Bildungsabschlüssen auf Einkommen. Aufgrund des amerikanischen Bildungssystems mit wenig Variation in den Bildungswegen. So werden die Bildungsrenditen der High-School sowie des Colleges betrachtet. Zusätzlich gibt es einige Studien, die sich mit den Renditen des Community Colleges befassen.

Eine bekannte Studie von Angrist und Krueger (1991) verwendet beispielweise das Jahresviertel des Geburtsjahrs als Instrument und findet eine Bildungsrendite von ca. 10%. Somit verdienen Personen, die aufgrund des Zeitpunkts ihres Geburtstages ein Jahr länger zur Schule gegangen sind, 10% mehr. OLS Ergebnisse zeigen einen ähnlich hohen Effekt unter Kontrolle des Familienhintergrunds.

Daran anschließend finden Ashenfelter und Rouse (1998) eine Bildungsrendite von 9 % für jedes zusätzliche Schuljahr. Sie benutzen dazu Daten von ca. 340 Zwillingspaaren (Princeton-Twins Survey), um Personen vergleichen zu können, die möglichst identische (genetische) Voraussetzungen und Familienhintergründe haben, und so einen kausalen Effekt der Bildung schätzen zu können.

Die Studie von Card und Krueger (1992) legt den Fokus auf die Variation von Bildungsrenditen nach Qualität der Bildung. Dazu werden Bildungsrenditen von Männern untersucht, die zwischen 1920 und 1949 geboren sind. Qualität von Bildung wird durch das Verhältnis von Lehrkräften zu Schülerinnen und Schülern, der durchschnittlichen Dauer der Amtszeit und der Bezahlung der Lehrkräfte operationalisiert. Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass Schülerinnen und Schüler an besseren High-Schools höhere Renditen für jedes zusätzliche Schuljahr erhalten. Zusätzlich sind die Renditen in Bundesstaaten höher, in denen mehr Frauen Lehrerinnen sind, und in denen Lehrkräfte besser gebildet sind. Eine Studie von Strayer (2002) führt aus, dass dieser Effekt über die College-Wahl mediiert wird. Personen, die eine High-School mit besserer Qualität besucht haben, wählen auch bessere Colleges (oder werden dort angenommen) und erhalten mehr Einkommen.

Mit der Heterogenität von Renditen von Bildungsjahren befassen sich Henderson et al. (2011). Sie zeigen, dass die Renditen von einem zusätzlichen Jahr auf der High-School innerhalb und zwischen verschiedenen Gruppen variieren. So haben Afro-Amerikaner höhere Renditen als weiße Amerikaner und Einheimische (*natives*) höhere Renditen als Einwanderer (*immigrants*). Außerdem lassen sich für verschiedene Subgruppen auch negative Renditen finden. So profitieren ältere Arbeitnehmer, Personen mit kleinen Kindern sowie Einwanderer häufig nicht von einem zusätzlichen Bildungsjahr. Ebenso stellt eine Studie von Goodman (2019) heraus, dass vor allem Afro-Amerikaner später mehr verdienen, wenn die Mindestanforderungen in Mathematikkursen in der High-School angehoben werden. Für weiße Schülerinnen und Schüler zeigen sich keine Effekte. Dies wird den späteren Berufswegen zugeschrieben, die dann mehr kognitiv fordernd sind.

Weiter werden in der Literatur die Bildungsrenditen von Colleges betrachtet. Hierbei gibt es verschiedene Studien, die speziell Effekte von Community-Colleges auf das Einkommen betrachten. Diese werden in der Regel über zwei Jahre lang besucht und sind günstiger als Colleges (siehe Belfield und Bailey, 2011, für einen Überblick für Renditen von Community Colleges). Es finden sich insgesamt positive Renditen für den Besuch eines Community Colleges (Belfield und Bailey, 2011). Dabei sind die

Renditen eines Abschlusses von einem Community College, die die Studien im Durchschnitt schätzen, für Frauen deutlich höher (22 %) als für Männer (13 %). Es lässt sich selbst noch eine Rendite von 9 % finden, wenn das Community College besucht wurde, ohne einen Abschluss zu erlangen. Dass Zertifikate und Abschlüsse eines Community Colleges einen höheren Einfluss auf das Einkommen haben als nur der Besuch des Community Colleges finden auch Xu und Trimble (2016). Zusätzlich lassen sich Anhaltspunkte dafür finden, dass der Wert eines Abschlusses oder Zertifikates von einem Community College über die Zeit an Wert verloren hat, obwohl Absolventinnen und Absolventen eines Community Colleges jüngerer Geburtskohorten höhere Beschäftigungschancen haben als ältere Kohorten (Marcotte, 2019).

Kane und Rouse (1993) vergleichen Personen, die zwei Jahre lang das College besucht haben mit Personen, die vier Jahre lang auf das College gegangen sind. Im Vergleich zu High-School Absolventinnen und Absolventen verdienen Personen mit College-Abschluss ca. 5 % mehr pro College-Jahr. Im Gegensatz zu anderen Studien, zeigen die Ergebnisse von Kane und Rouse (1993), dass Personen mit College-Abschluss nicht signifikant mehr verdienen als Personen, die das College gleich lang besucht haben, aber keinen Abschluss gemacht haben. Unter Berücksichtigung von heterogenen Effekten wird jedoch deutlich, dass sich ein College-Abschluss nur für Personen mit hoher Kompetenz (Heckman et al., 2018) und Personen mit einer hohen Wahrscheinlichkeit auf das College zu gehen (Carneiro et al., 2011) lohnt.

Unter der Kombination von drei verschiedenen Datenquellen (NLS, HSB und NELS) untersucht die Studie von Long (2010) den Effekt der Qualität des Colleges auf das Einkommen über die 1970er, 1980er und 1990er Jahre. Ähnlich wie zur Qualität der High-School (Card und Krueger, 1992) zeigen die Ergebnisse, dass auch die Qualität des Colleges einen Effekt auf das Einkommen hat und dass dieser Effekt über die beobachteten Jahre zugenommen hat.

Daran anschließend betrachten die Studien von Brown et al. (2012) und Webber (2016) das Einkommen über das Erwerbsleben hinweg und untersuchen die Renditen eines College-Abschlusses. Über ein Strukturmodell (*structural lifecycle model*) schätzen Brown et al. (2012), dass Personen mit College-Abschluss ca. 38 % mehr verdienen als vergleichbare Personen mit High-School-Abschluss. Dies entspricht einem Netto-Betrag von 432.000 USD und ist deutlich mehr als das College im Durchschnitt kostet. Zusätzlich zeigen die Analysen auch, dass die Renditen eines Colleges sinken, wenn man Einkommensunsicherheiten im Modell berücksichtigt. Zwar ist die Wahrscheinlichkeit mit einem College-Abschluss arbeitslos zu werden geringer als mit einem High-School-Abschluss, die Einkommenskurve steigt für Personen mit College-Abschluss jedoch auch steiler. Phasen der Arbeitslosigkeit wirken sich demnach stärker aus.

Webber (2016) vergleicht dagegen Personen mit College-Abschluss zu Personen mit High-School-Abschluss unter der Nutzung eines Simulationsmodells (*lifecycle earnings simulation model* von Webber, 2014). Dies ermöglicht es die Dauer des College-Besuchs sowie die dadurch entstehenden Kosten in die Berechnung der Bildungsrenditen einzubeziehen. Die Ergebnisse der Studie zeigen, dass Personen mit College-Abschluss im Durchschnitt mehr verdienen als Personen mit High-School-Abschluss und zwar über alle Fächer hinweg. Studierende der Fächer Kunst und Sozialwissenschaften haben jedoch geringe Renditen (220.000 USD) im Vergleich zu naturwissenschaftlichen Fächern (400.000 USD).<sup>6</sup> Heterogenitätsanalysen zeigen zusätzlich, dass vor allem für Personen mit hohen Kompetenzen von einem College-Abschluss profitieren. Personen mit geringeren Kompetenzen haben höhere Unsicherheiten, ob sie den College-Abschluss schaffen werden, sodass ihre Renditen im Durchschnitt sinken. Zudem merkt Webber (2016) an, dass Colleges mit hoher Qualität zwar zu höherem Einkommen führen, jedoch auch mit höheren Kosten verbunden sind. Studierende dieser Colleges sind demnach mit einem höheren Risiko konfrontiert. Wenn sie das College nicht abschließen, bleiben sie ohne höhere Renditen mit hohen Schulden zurück. Personen mit geringen Kompetenzen, die an einem teuren College studieren, haben eine durchschnittliche Rendite von 200.000 USD für naturwissenschaftliche Fächer, während die Renditen für diese Subpopulation für Kunst und Sozialwissenschaften sogar gegen null gehen. Im Vergleich mit einem High-School-Diplom verdienen Personen im Durchschnitt mit einem College-Abschluss ab einem Alter von 35 Jahren mehr, sogar unter Berücksichtigung durchschnittlicher Studienkosten. Bei hohen College-Kosten lohnt sich der College-Abschluss erst ab einem Alter von 41-46 im Vergleich zu einem High-School-Abschluss. Personen mit geringen Kompetenzen und hohen Kosten erreichen den Break-Even-Point erst mit 45-50 Jahren und in den Fächern Kunst und Sozialwissenschaften sogar nie.

Insgesamt zeigt die Literatur zu Bildungsrenditen in den USA, dass Renditen im Durchschnitt häufig positiv sind, es jedoch wichtig ist heterogene Effekte zu betrachten, da sich Renditen vor allem nach Kosten, Qualität der Bildung und Kompetenzen unterscheiden.

---

<sup>6</sup> Diese Renditen wurden unter Berücksichtigung durchschnittlicher College-Kosten berechnet. Bei hohen College-Kosten ergeben sich nur sehr geringe Renditen.

## 1.4 Zusammenfassung der Studien

Den Kern der kumulativen Dissertation bilden vier Studien (Kapitel 2-5). Um einen Überblick darüber zu geben, werden nachfolgend die Forschungsfragen und Inhalte der Studien zusammenfassend dargestellt.

### *Monetäre Renditen von sekundärer und tertiärer Bildung – ein narratives Review*

Monetäre Bildungsrenditen beschreiben allgemein den finanziellen Ertrag aus Erwerbsarbeit nach verschiedenen Bildungsabschlüssen (oder -jahren) abzüglich der Kosten, die bspw. durch ausbleibendes Einkommen oder Gebühren entstehen. Bei dem Vergleich verschiedener Studien zu Bildungsrenditen fällt auf, dass sich die geschätzten Renditen deutlich unterscheiden. Daher werden durch eine komparative Betrachtung von 13 nationalen Studien Faktoren herausgearbeitet, die zu einem Unterschied in den geschätzten Bildungsrenditen führen können. Dabei werden Unterschiede in der Methode, der Datengrundlage, des betrachteten Einkommens, des Bildungsvergleichs, sowie der einbezogenen Geburtskohorten herausgearbeitet. Zuletzt werden verschiedene Qualitätsmerkmale herausgearbeitet, zu denen administrative Daten, Methoden mit dem Anspruch kausale Effekte zu schätzen (bspw. IV), sowie der Vergleich von Bildungsabschlüssen gehören. Es wird geschlussfolgert, dass es notwendig ist, die Limitierungen und Einflussfaktoren der Studien zu kennen, um die Aussagekraft und Qualität richtig einordnen zu können.

### *Individuelle Erträge eines dualen Studiums*

Mit Hilfe des Konzepts der Bildungsrenditen wird in der Bildungsökonomik berechnet, inwiefern sich Bildungsabschlüsse monetär lohnen. Ein bisher in der Forschung wenig betrachteter Bildungsabschluss stellt das duale Studium dar. Durch den Erwerb von theoretischem sowie praktischem Wissen ergeben sich einige Besonderheiten, die das duale Studium von anderen Studienformen abgrenzt. Diese Studie schätzt die Bildungsrenditen eines dualen Studiums im Vergleich zu Bildungsalternativen mit Hilfe der Mincer-Einkommensfunktion auf Grundlage der Erwachsenenkohorte des Nationalen Bildungspanels. Die Ergebnisse zeigen, dass Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums höhere Bildungsrenditen als Personen mit Berufsausbildung haben und niedrigere als Universitätsabsolventinnen und -absolventen. Der Vergleich der Bildungsrenditen von Personen mit dualem Studium mit denen von Personen mit Fachhochschulstudium sowie Personen mit Meister-/Technikerabschluss gestaltet sich vielfältig. Quantilsregressionen zeigen darüber hinaus, dass Bildungsrenditen von Heterogenität geprägt sind.

### *Accounting for Dropout Risk and Upgrading in Educational Choices: New Evidence for Lifetime Returns in Germany*

In der Studie werden monetäre Renditen verschiedener Bildungswege in Deutschland in Bezug auf das Einkommen über das Erwerbsleben hinweg analysiert. Dazu wird anhand aktueller Daten das kumulierte Einkommen zu verschiedenen Altersstufen und für verschiedene Bildungswege berechnet. Ab einem Alter von 55 Jahren ergibt sich ein höheres Lebenseinkommen von Personen mit einem Hochschulabschluss als für Personen mit einem Berufsabschluss. Unter Berücksichtigung des Risikos eines Bildungsabbruchs und der Möglichkeit des Bildungsaufstiegs verdienen Personen, die nach ihrem Schulabschluss eine Berufsausbildung beginnen, nicht weniger als Personen, die mit einem Hochschulstudium beginnen.

### *Heterogeneity in Long-Term Returns to Education: An Inconvenient Truth*

In diesem Beitrag wird die langfristige Bildungsrendite von Eltern untersucht. Gegenstand ist die Frage, inwiefern Kinder häufiger auf das Gymnasium gehen, wenn ihre Eltern ein Gymnasium besucht haben. Das Gymnasium ist in Deutschland ein wichtiger Prädiktor für eine spätere akademische Laufbahn und Erfolg auf dem Arbeitsmarkt. Im Durchschnitt ist die Wahrscheinlichkeit größer, dass Kinder ein Gymnasium besuchen, wenn ihre Eltern auf einem Gymnasium waren. Die Kurven des marginalen Treatment-Effekts zeigen, dass es keinen Effekt für Personen mit geringen Präferenzen (bspw. niedrige Kompetenzen und geringer sozialer Status) für das Gymnasium gibt, was darauf hindeutet, dass bildungspolitische Maßnahmen, die die Bildungschancen benachteiligter Personen verbessern sollen, die Ungleichheiten auf lange Sicht nicht verringern können. Niedrige Arbeitsmarktrenditen trotz besserer Bildung sind die Haupterklärung für den Nulleffekt dieser Personen.

## 2 Monetäre Renditen von sekundärer und tertiärer Bildung – ein narratives Review

### 2.1 Einleitung

Monetäre Bildungsrenditen beschreiben allgemein den Nutzen von Bildung abzüglich der Kosten (Buschle und Haider, 2013). Spezifisch werden die finanziellen Erträge einer Erwerbsarbeit von verschiedenen Bildungsabschlüssen miteinander verglichen. Kosten von Bildung können zum einen die finanzielle Belastung während der Bildungsphase etwa durch Studiengebühren sein, aber auch der Wegfall von Einkommen, welches ohne die Bildungsphase erzielt worden wäre.

Historisch hat der Ökonom Jakob Mincer 1974 mit der Einführung der Einkommensfunktion den Grundstein für die Analyse des Zusammenhangs von Bildung und Einkommen gelegt. Über die Zeit hinweg wurde das Thema nach und nach auch aus Sicht anderer Disziplinen erschlossen, wie der Soziologie und der Bildungsforschung. Dadurch entstanden verschiedene theoretische Modelle (für einen Überblick siehe Bills, 2003). Vor allem ökonomisch geprägte Theorien sind die Humankapitaltheorie von Becker (1962) und die Signalingtheorie von Spence (1973). Im Rahmen der Humankapitaltheorie stellt das Humankapital eine individuelle Ressource dar, welche durch Bildung ausgebaut werden kann. Dabei führt mehr Humankapital zu mehr Produktivität und Personen mit höherer Produktivität erhalten mehr Einkommen. Die Signalingtheorie beschreibt daneben Bildungsabschlüsse als Signale an Arbeitgeber, um ein hohes Maß an Kompetenzen und Produktivität aufzuzeigen. In beiden Theorien agieren Individuen rational und investieren in Bildung, wenn der erwartete Nutzen höher als die Kosten eingeschätzt wird.

Dass der Forschungsbereich von Bildungsrenditen nach wie vor einen wichtigen Stellenwert hat, zeigt die Vergabe des Nobelpreises für Wirtschaft im Jahr 2021 an die Ökonomen David Card, Joshua Angrist und Guido Imbens, die unter anderem empirisch und methodisch zu Bildungsrenditen forschen. Durch komplexer werdende Bildungs- und Erwerbsverläufe sind auch Bildungsrenditen vielfältiger geworden. Das Bildungssystem hat in den letzten Jahrzehnten an Durchlässigkeit gewonnen, sodass sich Bildungsverläufe durch mehr Übergänge auszeichnen. Dies wird durch verschiedene Studien abgebildet, die Bildungsrenditen über das Erwerbsleben oder nach verschiedenen Bildungswegen abbilden (Bhuller et al., 2017; Biewen und Thiele, 2020). Daher ist die Erforschung von monetären Bildungsrenditen nach wie vor ein wichtiger Bestandteil, um Fragestellungen zu Kosten und Ertrag von Bildung sowie der sozialen Mobilität nachzugehen. Aus Studien zu Bildungsrenditen können

beispielsweise wichtige Erkenntnisse zum Thema soziale Gerechtigkeit im Bildungssystem gewonnen werden und politische Implikationen dazu abgeleitet werden.

Bei dem Vergleich verschiedener Studien zu Bildungsrenditen fällt auf, dass die geschätzten Renditen sich zwischen den Studien deutlich unterscheiden (Card, 2001). Dazu finden sich bisher einige internationale Vergleichsstudien, die der Frage nachgehen, inwiefern die Verwendung von unterschiedlichen Methoden die geschätzten Renditen beeinflussen (Blundell et al., 2005; Card, 2001; Saniter, 2012). Andere Einflussfaktoren, die dazu führen, dass Studien von Bildungsrenditen zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen, werden jedoch wenig betrachtet.

Die vorliegende Studie stellt sich daher die Forschungsfrage, welche möglichen Gründe es für divergierende Ergebnisse von Studien zu Bildungsrenditen gibt. Dazu werden Rahmen eines narrativen Reviews mit dem Fokus auf sekundäre und tertiäre Bildung in Deutschland Studien komparativ betrachtet und mögliche Zusammenhänge für die Unterschiede in den berechneten Renditen aufgezeigt. Dabei werden dem Aufbau von wissenschaftlichen Arbeiten folgend verschiedene Aspekte herausgearbeitet. Begonnen wird mit Unterschieden in der Methode (Abschnitt 2.3.1) sowie der Datengrundlage (Abschnitt 2.3.2). Danach folgen Vergleiche von Operationalisierungen von Einkommen (Abschnitt 2.3.3) und Bildung (Abschnitt 2.3.4). Zuletzt wird auf den Effekt von verschiedenen Geburtskohorten eingegangen (Abschnitt 2.3.5). Es werden nur Studien berücksichtigt, die Bildungsrenditen für Deutschland berechnen, da Bildungssysteme äußerst heterogen und somit wenig vergleichbar sind.

## 2.2 Datengrundlage und Methode

Um eine umfassende Darstellung der bedeutsamen Studien über individuelle monetäre Bildungsrenditen in Deutschland zu gewährleisten, wurden nach dem Trichterverfahren 13 relevante Studien ermittelt. Dazu wurden zuerst alle möglicherweise relevanten Studien über eine systematische Stichwortsuche ermittelt. Darüber hinaus verfügen die in den Studien am häufigsten verwendeten Datensätze über Websites, auf denen Publikationen mit diesen Daten gelistet sind. Diese Datenbanken wurden ebenfalls auf relevante Publikationen hin durchsucht. Eine detaillierte Auflistung der verwendeten Suchmaschinen und besuchten Websites sowie der Stichwörter, die verwendet wurden, ist in Abbildung 2.1 dargestellt. Je nach Suchmaschine wurden unterschiedliche Begriffe verwendet. So wurden für Google Scholar detailliertere Suchbegriffe verwendet als bei Datensatz-Bibliografien oder dem Fachportal Pädagogik. Die Statistischen Ämter der Länder und des Bundes wurden hauptsächlich für die Recherche zu Publikationen mit dem Mikrozensus genutzt.

## Abbildung 2.1 Datenrecherche

Websites	Suchbegriffe
<ul style="list-style-type: none"> <li>• NEPS-Bibliografie<sup>1</sup></li> <li>• SOEP-Bibliografie<sup>2</sup></li> <li>• Publikationen mit Daten des IAB<sup>3</sup></li> <li>• ECONBIZ</li> <li>• Fachportal Pädagogik</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Return</li> <li>• Rendite</li> <li>• Bildungsrendite</li> <li>• Lebenseinkommen</li> <li>• Life income</li> <li>• Vocational</li> <li>• Einkommensverteilung</li> </ul>
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Google Scholar</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Bildungsrendite Deutschland</li> <li>• Return to education Germany</li> <li>• Lebenseinkommen</li> </ul>
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Statistische Ämter des Bundes und der Länder</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Bildungsertrag</li> <li>• Mikrozensus</li> <li>• Mikrozensus Panel</li> <li>• Einkommen</li> <li>• Bildungsrendite</li> <li>• Bildung</li> </ul>

Quelle: Eigene Darstellung. Anmerkungen: <sup>1</sup><https://www.neps-data.de/Datenzentrum/Publikationen>

<sup>2</sup>[https://www.diw.de/de/diw\\_01.c.800183.de/die\\_soep-publikationen.html](https://www.diw.de/de/diw_01.c.800183.de/die_soep-publikationen.html)

<sup>3</sup><https://infosys.iab.de/infoplattform/default.asp?step=5&JavaScriptEnabled=true>

Da für die Studiensuche elektronische Datenbanken genutzt wurden und um aktuelle Forschungsergebnisse und Entwicklungen abzubilden, wurden Veröffentlichungen erst ab dem Jahr 2000 aufgenommen. Die Literaturrecherche wurde bis Ende des Jahres 2021 durchgeführt. Publikationen aus dem Jahr 2022 konnten nicht mehr einbezogen werden.

Im Anschluss an die Recherche wurden überwiegend Studien ausgewählt, die über ein Peer-Review-Verfahren veröffentlicht wurden, um qualitativ hohe Standards der Studien zu gewährleisten. Die 13 ausgewählten Studien lassen sich in zwei Themenblöcke unterteilen. So berechnen acht Studien Renditen von Schulbildung und fünf Studien vergleichen weiterführende berufliche Qualifikationen. Diese Studien werden nachfolgend dargestellt und miteinander verglichen. Tabelle 2.1 gibt einen Überblick über die ausgewählten Studien zu Renditen von Schulbildung.

**Tabelle 2.1 Überblick über Renditen zur Schulbildung**

Autor*innen	Datensatz	Geburtskohorte	Stichproben- größe	Methode	Forschungsfrage	Ergebnis
Pischke und von Wachter (2008)	Mikrozensus (1989–2004), QaC	1930-1960	939.736	IV (Schulreform- von 8 auf 9 Jahre Hauptschule)	Wie ändert sich der Brutto-Stundenlohn mit einem zusätzlichen Schuljahr?	Ein zusätzliches Schuljahr hat keinen Effekt auf das Einkommen.
Kamhöfer und Schmitz (2016)	SOEP (2006)	1940-1970	Ca. 5.500	IV (Schulreform von 8 auf 9 Jahre Hauptschule, Schulangebot von Realschulen und Gymnasien)	Wie ändert sich der Brutto-Stundenlohn mit einem zusätzlichen Schuljahr?	Ein zusätzliches Schuljahr hat keinen Effekt auf das Einkommen.
Cygan-Rehm (2021)	QaC	1931-1960	Ca. 54.100	IV (Schulreform- von 8 auf 9 Jahre Hauptschule)	Wie ändert sich der Brutto-Stundenlohn mit einem zusätzlichen Schuljahr?	Ein zusätzliches Schuljahr führt zu einem 6,7% höheren Stundenlohn.
Ichino und Winter-Ebmer (2004)	SOEP (1986)	1925-49	1.894	IV (Ob Kind während des Krieges 10 Jahre alt war)	Wie hoch ist der Effekt des Krieges über nicht zugängliche hohe Abschlüsse auf den Brutto-Stundenlohn?	Vom Krieg betroffene Kinder erhalten eine um 0,36 Prozentpunkte signifikant niedrigere Bildungsrendite als Kinder, die nicht vom Krieg betroffen sind.
Boockmann und Steiner (2006)	SOEP (1984-1997)	1925-1974	Ca. 350-500	OLS Regression	Wie gestaltet sich die Bildungsrendite verglichen mit anderen Kohorten?	Der Effekt eines Schuljahrs auf den Brutto-Stundenlohn unterscheidet sich nach Geburtskohorten.
Dustmann et al. (2017)	SIAB (1975-2006)	1961-1976	6.200.000 bis 37.010.000	RDD (Kinder, die vor dem 1.Juli geboren werden starten die Schule ein Jahr früher.)	Wie wirkt sich der Besuch eines Gymnasiums auf das Bruttoeinkommen ab einem Alter von 30 Jahren aus?	Es gibt keinen Effekt eines Gymnasialbesuchs auf das Bruttoeinkommen für Vollzeitbeschäftigte ab einem Alter von 30 Jahren.
Zimmermann (2021)	NEPS-SC4  NEPS-SC6	9. Klasse im Jahr 2010  1955-1986	3.458  1.377	OLS, IV (Verfügbarkeit von beruflichen Gymnasien)  OLS	Wie gestalten sich kurz- und langfristige Renditen von Personen mit Abitur im Vergleich zu Personen mit Fachabitur?	Personen mit Fachabitur haben bis zu einem Alter von 35 Jahren einen höheren Brutto-Stundenlohn
Saniter (2012)	SOEP (1984-2009)	1939-1970	6.066	Kontrollfunktionen-Ansatz mit bedingter Heteroskedastizität	Wie erhöht sich die Rendite mit einem zusätzlichen Schuljahr?	Ein zusätzliches Schuljahr erhöht den Brutto-Stundenlohn um 8,5 %.

Quelle: Eigene Darstellung.

In ihrer international bekannten Studie berechnen Pischke und von Wachter (2008) mit Hilfe von Befragungsdaten (Qualification and Career Survey; QaC) eine Bildungsrendite von 0 %. Kamhöfer und Schmitz (2016) reproduzieren die Ergebnisse mit anderen Befragungsdaten als Datengrundlage. Sie finden ebenfalls eine Bildungsrendite von 0 %. Zuletzt repliziert Cygan-Rehm (2021) die Studie von Pischke und von Wachter (2008) mit denselben Befragungsdaten (QaC). Sie findet jedoch unter Ausschluss des Geburtsjahrgangs 1930 eine signifikante Bildungsrendite von 6,7 %. Die Rendite wird größer, wenn mehr ältere Geburtskohorten ausgeschlossen werden.

Die Studie von Ichino und Winter-Ebmer (2004) nutzt auch den Instrumentenvariablen-Ansatz, verwendet jedoch als Instrument, ob jemand während des Krieges 10 Jahre alt war. Geschätzt werden die Kosten des Krieges in Form von Einkommensverlusten derjenigen Personen, die aufgrund des Konflikts keine höhere Ausbildung erhalten haben. Sie finden heraus, dass von Krieg betroffene Kinder sogar noch im Jahr 1986 eine um 0,36 Prozentpunkte signifikant niedrigere Bildungsrendite erhalten als Kinder, die nicht vom Krieg betroffen sind. Diese Effekte lassen sich in Ländern, die nicht im Zweiten Weltkrieg involviert waren, nicht finden.

Boockmann und Steiner (2006) hingegen identifizieren verschiedene Bildungsrenditen nach Kohorte, Arbeitserfahrung, Alter und Erhebungsjahr. Unter Verwendung des SOEP wird der Effekt eines weiteren Schuljahrs (nach der Pflichtschulzeit) auf den Brutto-Stundenlohn mit Hilfe der Mincer-Einkommensfunktion (Regression) geschätzt. Die Rendite eines weiteren Schuljahres sank von 10 Prozent für die Kohorte 1945-49 auf etwa 6 Prozent für die der 1970er Kohorte. Dabei ist der Rückgang der Bildungsrendite über die Geburtskohorten für Frauen stärker ausgeprägt als für Männer.

Anstatt den Effekt eines Bildungsjahres zu berechnen, analysieren Dustmann und Kollegen (2017) den Effekt eines Gymnasialbesuchs auf das Bruttoeinkommen ab einem Alter von 30 Jahren. Dabei lassen sich keine Unterschiede im späteren Einkommen für marginale Schüler\*innen (d. h. Schüler\*innen, die nahe an der Schwelle zwischen zwei verschiedenen Bildungsgängen stehen) zwischen dem Besuch eines Gymnasiums und einer Real- oder Hauptschule feststellen. Die Autoren führen das auf die Flexibilität des Bildungssystems zurück, welches spätere Übergänge in höhere Bildung zulässt.

Daran anschließend zeigt Zimmermann (2021) wie sich kurzfristige und langfristige Bildungsrenditen unterscheiden können. So sind bei der Betrachtung von Berufseinsteigern bis zu 35 Jahren noch positive Effekte auf den Brutto-Stundenlohn mit dem Besuch eines beruflichen Gymnasiums (gegenüber eines allgemeinen) verbunden, während die sich für ältere Arbeitnehmer\*innen (ab 35 Jahren) nicht mehr finden lassen.

Zuletzt vergleicht Saniter (2012) einerseits Bildungsrenditen, die mit dem Instrumentenvariablen-Ansatz und einer OLS Regression in verschiedenen Studien geschätzt wurden. Andererseits schätzt Saniter (2012) eine Bildungsrendite auf Grundlage des SOEP und eines Kontrollfunktionen-Ansatzes und kommt zu dem Ergebnis, dass ein zusätzliches Schuljahr für die gesamte Stichprobe den Brutto-Stundenlohn um 8,5 % erhöht.

**Tabelle 2.2 Überblick über Bildungsrenditen von weiterführenden beruflichen Qualifikationen**

Autor*innen	Datensatz	Geburtskohorte	Stichproben- größe	Methode	Forschungsfrage	Bildungsrendite
Brändle, Kugler und Zühlke (2021)	NEPS-SC6 (2018/19)	1944-1986	11.593	OLS, Quantilsregressionen	Wie gestaltet sich der Ertrag eines dualen Studiums verglichen mit anderen Abschlüssen?	Personen mit Universitätsabschluss erhalten einen höheren Brutto-Stundenlohn als Personen mit dualem Studium. Diese verdienen ähnliche viel wie Personen mit einem Studium an einer Fachhochschule.
Riphahn und Zibrowius (2016)	SOEP (2000–2011)	1975–1986	1.839	OLS Regression, IV (ob der Vater eine Ausbildung hat, oder ob es Konflikte mit dem Vater im Alter von 15 Jahren gab)	Wie gestaltet sich die Rendite von Personen mit einer abgeschlossenen Ausbildung verglichen mit Personen ohne abgeschlossene Ausbildung?	Personen mit Ausbildung haben einen höheren Brutto-Stundenlohn zum Berufseinstieg als Personen ohne Ausbildung.
Rzepka (2018)	NEPS-SC6-ADIAB (1975–2010)	1944-1986	5.774	Propensity Score Matching	Wie entwickelt sich die Rendite über das Erwerbsleben von Personen mit Ausbildung und Personen, die ohne Abitur nach einer abgeschlossenen Ausbildung studieren?	Personen, die nach ihrer Ausbildung noch studieren, verdienen nach 10 Jahren mehr als Personen, die nur eine Ausbildung abgeschlossen haben.
Biewen und Thiele (2020)	NEPS-SC6	1950-1979	6.433	Marginale Treatment-Effekte (Instrumente für Übergänge)	Wie hoch sind die Renditen verschiedener Abschlüsse bei gegebenem Bildungsweg?	Die Brutto-Stundenlöhne unterscheiden sich stark nach Bildungsweg. Höhere Bildung erzielt höhere Renditen.
Zühlke et al. (2021)	NEPS-SC6-ADIAB	1944-1986		Matching (Entropy Balancing)	Wie gestaltet sich die Bildungsrendite von beruflichen Abschlüssen gegenüber der ersten Bildungswahl entlang des kumulierten Lebenseinkommens?	Personen mit einer Ausbildung haben bis zum Alter von 45 ein höheres kumuliertes Einkommen.

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Studien des zweiten Themenblocks beschäftigen sich mit der Rendite beruflicher Bildung (siehe Tabelle 2.2). Hierzu finden Brändle und Kollegen (2021) im Durchschnitt ähnliche Renditen für das duale Studium wie für das Studium an einer Fachhochschule. Bei den Ergebnissen der Quantilsregressionen wird deutlich, dass sich Bildungsrenditen über die Einkommensverteilung hinweg heterogen gestalten. So profitieren Personen mit einem hohen Einkommen besonders von einem Universitätsabschluss, während Personen mit niedrigem Einkommen auch an einer dualen Hochschule oder einer Fachhochschule hätten studieren können.

Dagegen thematisieren Riphahn und Zibrowius (2016) die Renditen einer Ausbildung und vergleichen Personen mit einer abgeschlossenen Ausbildung mit Personen mit einem Haupt- oder Realschulabschluss, aber ohne abgeschlossene Ausbildung. Bei diesem Vergleich lassen sich sowohl unter Verwendung einer OLS Regression als auch unter Verwendung des Instrumentenvariablen-Ansatzes positive Effekte der Ausbildung auf den Brutto-Stundenlohn zum Berufseinstieg finden. So verdienen Personen mit abgeschlossener Ausbildung mehr. Diese Effekte sind über den Zeitverlauf konstant. Die Bildungsrenditen einer Ausbildung sind demnach seit 1990 gleichgeblieben.

Dass Bildungsphasen auch Kosten in Form von entgangenem Gehalt beinhalten, bezieht Rzepka (2018) in ihre Analysen mit verknüpften Befragungs- (NEPS) und administrativen Daten (SIAB) ein, indem sie die Entwicklung des Lebenseinkommens betrachtet. Dabei vergleicht sie das Lebenseinkommen von Personen mit Ausbildung und Personen, die nach ihrer Ausbildung studieren, aber kein Abitur absolviert haben. Personen, die nach der Ausbildung noch studieren, verdienen im Durchschnitt nach zehn Jahren mehr als Personen, die eine Ausbildung absolviert haben. Betrachtet man das Einkommen kumulativ, wird die Bildungsrendite von Personen mit Studium nach einer Ausbildung nach 30 Jahren positiv.

Heterogene Renditen nach Bildungsweg betrachten Biewen und Thiele (2020) unter Verwendung der Erwachsenenkohorte des Nationalen Bildungspanels (NEPS-SC6). Dabei finden sich positive Bildungsrenditen für höhere Bildungsabschlüsse, die zwischen 6 % (Ausbildung vs. Meister) und 18 % (Ausbildung vs. Realschulabschluss) variieren.

Zuletzt analysieren Zühlke und Kollegen (2021) den Effekt von beruflichen Bildungsabschlüssen auf das kumulierte (Jahres-)Einkommen über das Erwerbsleben hinweg und vergleichen die Ergebnisse mit dem Effekt der ersten beruflichen Bildungsentscheidung nach dem Schulabschluss auf das kumulierte Einkommen über das Erwerbsleben hinweg. Dazu verwenden sie ähnlich wie Rzepka (2018) verknüpfte Daten (NEPS-ADIAB). Dabei zeigt sich, dass Personen mit abgeschlossener Ausbildung ab einem Alter von 45 Jahre weniger verdienen als Personen mit abgeschlossenem Studium. Bei der Betrachtung der ersten Bildungsentscheidung verschiebt sich der Break-Even-Point auf 49 Jahre.

Insgesamt fällt auf, dass die geschätzten Renditen für Schulbildung zwischen den Studien variieren – von 0 % bis 11,8 %. Dennoch lassen sich zwischen den Studien einige Gemeinsamkeiten finden. So wird das sozio-ökonomische Panel (SOEP) am häufigsten genutzt, da dieser Datensatz über lange Zeit der einzige große Paneldatensatz war. Neuere Studien nutzen häufiger Daten des Nationalen Bildungspanels (NEPS). Methodisch findet sich der Instrumentenvariablen-Ansatz besonders häufig wieder, da sich mit ihm der kausale Zusammenhang zwischen Bildung und Einkommen ermitteln lässt. Daneben verwenden manche Studien auch Methoden, die auf OLS-Regressionen beruhen (Brändle et al., 2021; Zimmermann, 2021). Mehr Variation lässt sich in der betrachteten Geburtskohorte finden. Hier sind die Unterschiede zwischen den Studien vor allem von der Datengrundlage sowie der Fragestellung abhängig.

## 2.3 Komparative Betrachtung der Studien

In diesem Abschnitt soll anhand einer komparativen Betrachtung der ausgewählten Studien der Frage nachgegangen werden, wo mögliche Gründe für unterschiedliche Bildungsrenditen zwischen den Studien liegen. Daraus soll abgeleitet werden, welche Faktoren betrachtet werden müssen, um Ergebnisse von Studien zu Bildungsrenditen entsprechend einordnen und interpretieren zu können.

Bei dem Vergleich der Studien fallen sechs Unterschiede auf, die ausschlaggebend für die Berechnung und Interpretation der Bildungsrenditen sind. Diese lassen sich logisch nach dem Aufbau einer Studie ordnen. So finden sich Unterschiede in den Studien, die auf die verwendete Methode (Abschnitt 2.3.1), die Datengrundlage (Abschnitt 2.3.2), die Messung des Einkommens (Abschnitt 2.3.3), den Bildungsvergleich (Abschnitt 2.3.4) sowie die einbezogenen Geburtskohorten (Abschnitt 2.3.5) zurückzuführen sind.

### 2.3.1 Methodische Unterschiede

Im Vergleich der Studien fällt auf, dass sich die Berechnung der Renditen bereits in den verwendeten Methoden unterscheidet. Bei der Schätzung der Bildungsrendite kann zum einen der durchschnittliche Effekt eines weiteren Bildungsjahres auf das Einkommen geschätzt werden. Zum anderen kann aber auch der Effekt eines Bildungsabschlusses (z.B. abgeschlossenes Studium) im Vergleich zu einem anderen Abschluss (z.B. berufliche Ausbildung) auf das Einkommen geschätzt werden. Da eine Person nur einen höchsten Bildungsabschluss erlangen kann, sind die anderen potentiellen Bildungsabschlüsse unbeobachtete kontrafaktische Situationen (Blundell et al., 2005). Das Problem bei der Schätzung von Bildungsrenditen liegt daher in der Schätzung von „fehlenden Daten“. Besonders herausfordernd sind hierbei die Selektionsprozesse im Bildungsbereich. Damit ist gemeint, dass

Personen sich je nach ihren persönlichen Merkmalen, Kompetenzen, Erwartungen, Aspirationen, etc., für einen höheren Bildungsabschluss entscheiden. So studieren häufiger Personen mit hohen Kompetenzen und erhalten später mehr Gehalt (Biewen und Tapalaga, 2017). Diese Personen mit hohen Kompetenzen würden jedoch auch viel Einkommen erzielen, wenn sie eine Ausbildung absolvieren würden. Den Effekt des Studiums von dem Effekt der persönlichen Merkmale zu trennen, ist demnach eine zentrale Anforderung an die gewählte Methode.

Zur Berechnung des Effekts von Bildung auf das Einkommen werden hauptsächlich vier verschiedene methodische Ansätze verwendet: Ordinary Least-Squares Regressionen (OLS), Matching-Ansätze, Regression-Diskontinuitäts-Analysen (RDD) und Instrumentenvariablen-Ansätze. Die verwendeten Methoden unterscheiden sich vor allem darin, welchen Effekt sie berechnen. So schätzen OLS-Regressionen, Matching-Verfahren und RDD-Ansätze in der Regel einen durchschnittlichen Effekt der Population (average treatment effect; ATE), während mit dem Instrumentenvariablen-Ansatz lokale Effekte (local treatment effect; LATE) für eine Teilpopulation geschätzt werden, die sogenannten „Complier“ (Blundell et al., 2005). Der lokale Effekt gilt demnach für eine bestimmte Gruppe von Personen, die von dem verwendeten Instrument beeinflusst wurden. Andere Personen werden nie von dem Instrument beeinflusst. Dabei unterscheidet man „Never-Taker“ und „Always-Taker“. Die „Complier“ sind Personen, die aufgrund des Instruments eine Bildungsentscheidung treffen. So wird beispielsweise im Zuge der Bildungsexpansion ein Gymnasium in der Nähe gebaut. Die räumliche Nähe eines Gymnasiums führt dazu, dass eine Teilpopulation auf das Gymnasium geht („Complier“). Bei der Verwendung des IV-Ansatzes wird für diese Gruppe die Bildungsrendite berechnet. Andere Personen wären immer auf das Gymnasium gegangen („Always-Taker“) oder wären nie auf das Gymnasium gegangen („Never-Taker“), unabhängig von der räumlichen Nähe (Wooldridge, 2010).

Es gibt bereits eine breite internationale Literatur, die sich mit den Auswirkungen von verschiedenen Methoden auf die Schätzung von Bildungsrenditen befasst hat. Dabei finden mehrere Studien, dass es mit Methoden, die ausschließlich beobachtbare Unterschiede kontrollieren und so ähnliche Personen vergleichen, wie OLS-Regressionen und Matching-Ansätze, aufgrund der hohen Selektivität in Bildungsentscheidungen nur schwer möglich ist kausale Effekte zu identifizieren (Augurzky und Kluge, 2007; Blundell et al., 2005; Card, 2001; Heckman und Navarro-Lozano, 2004). Unter Verwendung des Instrumentenvariablen-Ansatzes können zwar kausale Effekte geschätzt werden, die jedoch nur für die Gruppe der „Complier“ gelten. Lediglich unter der Verwendung eines RDD-Ansatzes, wie bei der Studie von Dustmann und Kollegen (2017), können durchschnittliche Effekte geschätzt werden, die kausal auf den Bildungsabschluss zurückzuführen sind. Dustmann und Kollegen (2017) benutzen den Stichtag zur Einschulung und vergleichen Kinder, die kurz vor dem ersten Juli geboren wurden mit Kindern, die kurz

nach dem ersten Juli geboren wurden. Dadurch wird der durch das Geburtsdatum bedingte Wechsel zwischen den Bildungsgängen genutzt, um die langfristigen Auswirkungen eines frühen Schulbesuchs zu zeigen.

Daneben wird der Instrumentenvariablen-Ansatz beispielsweise von Pischke und von Wachter (2008) angewendet, um die Bildungsrendite von einem zusätzlichen Schuljahr auf der Hauptschule zu berechnen. Dazu dient eine Schulreform nach dem Zweiten Weltkrieg als Instrument, im Rahmen derer die Schulpflicht von acht auf neun Jahre erhöht wurde. Damit kommen die Autoren zu einer Bildungsrendite von 0 %. Der hier gefundene LATE gilt jedoch nur für die Subgruppe der „Complier“, also für Personen, die ohne die Schulreform nicht länger zur Schule gegangen wären.

Dagegen nutzen Ichino und Winter-Ebmer (2004) zwar auch den Instrumentenvariablen-Ansatz, jedoch ein anderes Instrument. Dabei finden die Autoren einen LATE von -0,590 für Personen, die kein Abitur oder keine Fachhochschulreife haben. Die Autoren schätzen darüber hinaus auch einen ATE für diese Kohorte mit Hilfe einer OLS Regression (-0,289). Hierbei zeigt sich, dass die mit OLS Regressionen geschätzte Rendite geringer ausfällt, als die mit dem Instrumentenvariablen-Ansatz geschätzte Rendite. Den Unterschied in den geschätzten Renditen erklären die Autoren folgendermaßen: Während mit Hilfe der OLS Regressionen ein durchschnittlicher Effekt für die Population geschätzt wird, schätzt der Instrumentenvariablen-Ansatz einen LATE für die Subgruppe der „Complier“. Dass die geschätzte Rendite eines Abiturs mit dem Instrumentenvariablen-Ansatz größer ist, erklären die Autoren damit, dass Personen so lange in Bildung investieren bis die Kosten größer als die Rendite der Bildung werden, sodass reiche Personen zu den „Never-Takern“ gehören. Ihre Kosten sind so gering, dass sie immer zur Schule gehen würden unabhängig vom Krieg. Dagegen sind die „Always-Taker“ Personen, die niemals höhere Bildung anstreben würden. Die „Complier“, für die die Bildungsrendite berechnet wurde, sind also Personen, die aus ärmeren Verhältnissen kommen, deren erwartete Bildungsrendite jedoch hoch ist. Diese Personen würden zur Schule gehen, solange ihre Familie unter normalen Bedingungen Geld verdienen kann. Im Falle eines Krieges, wenn der Verdienst ausfällt, würden diese Personen die Schulbildung nicht fortsetzen.

Darüber hinaus vergleicht Saniter (2012) Bildungsrenditen, welche mit einem Instrumentenvariablen-Ansatz geschätzt wurden, mit Renditen, die auf Basis von OLS-Regressionen geschätzt wurden. Die Ergebnisse zeigen, dass eine OLS Regression aufgrund der Endogenität wenig geeignet ist, um kausale Bildungsrenditen zu schätzen, da die Effekte unter- oder überschätzt werden können.

Insgesamt muss demnach festgehalten werden, dass der Unterschied in den methodischen Ansätzen auf zwei verschiedene Faktoren zurückzuführen ist: Zum einen unterscheiden sich die Methoden darin, inwiefern sie kausale Effekte darstellen können, zum anderen unterscheiden sich die Effekte, welche

berechnet werden (ATE vs. LATE). So zeigt sich, dass unter Verwendung desselben Instruments auch ähnliche Effekte mit unterschiedlichen Datensätzen geschätzt werden (Kamhöfer und Schmitz, 2016; Pischke und von Wachter, 2008). Werden jedoch unterschiedliche Instrumente verwendet, variieren die Effekte stark und können nicht verglichen werden, da die Effekte für unterschiedliche Teilpopulationen (Complier) geschätzt werden.

Seit wenigen Jahren gibt es eine neue Herangehensweise, die die Berechnung verschiedener Treatment-Effekte möglich macht. Hierzu zählen auch durchschnittliche Effekte (ATE). Dazu werden marginale Treatment-Effekte (MTE) unter Verwendung eines Instruments geschätzt (Carneiro et al., 2001). Diese Methode wird in der Studie von Biewen und Thiele (2020) verwendet. Da diese Methode jedoch verschiedene Anforderungen an den Datensatz sowie die verwendeten Instrumente stellt, gibt es bei der Verwendung dieser Methode auch höhere Hürden und Anforderungen an die Datengrundlage (Cornelissen et al., 2016), sodass nur wenige Studien zum deutschen Bildungssystem diese Methode bisher verwendet haben.

### 2.3.2 Unterschiede in der Datengrundlage

Um Bildungsrenditen berechnen zu können, müssen neben den notwendigen Kontrollvariablen vor allem Informationen zum Einkommen sowie zur Bildungsbiografie enthalten sein. Daher werden in den ausgewählten Studien vor allem drei verschiedene Datenquellen genutzt. Dazu zählen das sozio-ökonomische Panel (SOEP), die Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (SIAB) sowie das Nationale Bildungspanel (NEPS). Daneben gibt es wenige Studien, die andere Befragungsdaten nutzen (bspw. QaC).

Unter den Datenquellen können administrative Daten und Befragungsdaten unterschieden werden. Dabei gehört nur die SIAB zu den administrativen Daten (für eine ausführliche Beschreibung siehe Antoni et al., 2019). Die administrativen Daten zeichnen sich vor allem in der Genauigkeit der Einkommensangaben, die aus der Meldung zur Sozialversicherung von den Arbeitgebern stammen, und der großen Stichprobe über viele Jahre (seit 1975) aus. Bei den verwendeten Befragungsdaten handelt es sich um Panel-Befragungen, sodass auch hier Aussagen über einen längeren Zeitraum möglich sind. So werden im Rahmen des SOEP seit 1984 über 25.000 Personen aus 16.000 Haushalten befragt (für eine ausführliche Beschreibung siehe Liebig et al., 2019). Bei den NEPS-Daten handelt es sich ebenso um eine jährliche Befragung, die seit den Jahren 2007/2008 durchgeführt wird (siehe auch Blossfeld und Roßbach, 2019; Blossfeld et al., 2011). Im Rahmen des NEPS werden der gesamte Bildungs- und Erwerbsverlauf sowie Kompetenzen im Erwachsenenalter erhoben.

Seit wenigen Jahren ist zudem die Verknüpfung der NEPS-SC6 mit den administrativen Daten des IAB möglich (NEPS-SC6-ADIAB; siehe auch Bachbauer und Wolf, 2020). Dadurch werden die genauen Angaben zur Bildungs- und Erwerbsbiografie mit gemeldeten Arbeitslosigkeitsepisoden und Einkommen aus sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung verknüpft. Durch die Verknüpfung der Daten reduziert sich die Stichprobengröße des NEPS, sodass eine geringere Stichprobengröße zur Verfügung steht. Mit Hilfe dieses Datensatzes können die Studien von Rzepka (2018) und Zühlke et al. (2021) die Einkommensentwicklung von Personen mit spezifischem Bildungshintergrund abbilden.

Bezogen auf die Verwendung von Datensätzen für die Berechnung von monetären Bildungsrenditen lässt sich aus der komparativen Analyse der Studien ableiten, dass die Stichprobenzusammensetzung und -größe weniger eine Rolle spielen. Dies zeigt sich beispielsweise daran, dass Kamhöfer und Schmitz (2016) die Ergebnisse von Pischke und von Wachter (2008) mit anderen Daten aber unter Verwendung derselben Methode replizieren.

Bezogen auf die Unterschiede in der Erhebung der Einkommensvariable zwischen Befragungs- und administrativen Daten haben Gauly und Kollegen (2020) bereits gezeigt, dass sich Gehaltsangaben zwischen den Datensätzen signifikant unterscheiden. Personen können in Befragungen mehrheitlich nicht den genauen Wert ihres Brutto-Einkommens angeben. Da die Studien, welche Einkommensinformationen aus den SIAB-Daten nutzen, aufgrund ihrer Forschungsfragen und Methoden wenig vergleichbar mit den anderen betrachteten Studien sind, können zu den Auswirkungen der ungenauen Gehaltsangaben in den Befragungsdaten allerdings keine Aussagen gemacht werden.

Es lassen sich dennoch einige Schlussfolgerungen für Studien zu Bildungsrenditen ableiten, die auf die Datengrundlage zurückzuführen sind. Zum einen kann nicht geklärt werden, inwiefern die Datenaufbereitung sich auf die Ergebnisse auswirkt. Dazu müssten Studien vorliegen, die dieselbe Fragestellung mit denselben Daten aber unterschiedlicher Aufbereitung analysieren. Die vorliegenden Replikationsstudien nutzen die Datenaufbereitung, welche von Pischke und von Wachter (2008) veröffentlicht wurde (Cygan-Rehm, 2021; Kamhöfer und Schmitz, 2016). Geringe Abweichungen scheinen jedoch weniger eine Rolle zu spielen, da Cygan-Rehm (2021) die Ergebnisse unter Verwendung derselben Daten nahezu identisch replizieren kann, obwohl nur eine kurze Beschreibung der Aufbereitung veröffentlicht wurde und Programmierbeispiele fehlen. Insgesamt scheint die Datengrundlage wenig Einfluss auf die geschätzten Bildungsrenditen zu haben. Dies zeigt sich an der Replikation von Kamhöfer und Schmitz (2016) mit anderen Daten. Eine mögliche Erklärung könnte sein, dass es sich bei den verwendeten Befragungsdaten um repräsentative Daten handelt, die randomisiert erhoben werden. Zusätzlich gilt es jedoch zu beachten, dass die verwendeten Daten die Grundlage für

das weitere Vorgehen bilden. Je nachdem welche Daten genutzt werden, können die enthaltenen Angaben sowie die Stichprobengröße Forschungsfragen und Methoden einschränken. Ebenso sind die Aussagen zu Einkommen und Bildung je nach Datengrundlage mehr oder weniger verlässlich.

### 2.3.3 Einkommen und Einkommensverteilungen

Ein weiterer Punkt, in dem sich die dargestellten Studien unterscheiden, stellt die Operationalisierung des Ertrags der Bildung dar, also das betrachtete Einkommen. Zunächst kann sich das betrachtete Einkommen durch die Angabe von Brutto- und Netto-Einkommen unterscheiden. Dabei gilt es zu beachten, dass Netto-Einkommen von steuerlichen Faktoren, wie dem Familienstand, beeinflusst sind. Dies ist bei Brutto-Einkommen nicht der Fall. Netto-Einkommen kann die Ergebnisse dann verzerren, wenn bestimmte steuerbegünstigte Faktoren nicht zufällig über Bildungsabschlüsse oder -jahre verteilt sind. Dies ist zum Beispiel der Fall, wenn Personen mit Ausbildung häufiger Kinder haben oder verheiratet sind als Personen mit Studium. Andererseits können im Rahmen von Befragungen Angaben zu Netto-Einkommen genauer sein, da Personen ihr Brutto-Stundenlohn unbekannter ist (Gauly et al., 2020). Die betrachteten Studien nutzen als Outcome in den Analysen alle das Brutto-Einkommen. Dabei betrachten die meisten Studien den Brutto-Stundenlohn (bspw. Brändle et al., 2021; Cygan-Rehm, 2021; Kamhöfer und Schmitz, 2016; Zimmermann, 2021), während nur wenige Studien das Brutto-Jahreseinkommen analysieren (bspw. Zühlke et al., 2021). Dies liegt einerseits an verschiedenen Forschungsfragen, die unterschiedliche Anforderungen an die Einkommensangaben stellen, andererseits daran welche Einkommensangaben in den verwendeten Datensätzen zur Verfügung stehen. Viele Befragungsdaten beinhalten nur Fragen nach dem Brutto-Stundenlohn oder dem Netto-Stundenlohn (bspw. NEPS oder SOEP).

Die Studien zeigen außerdem, dass das Alter, in welchem das Brutto-Einkommen betrachtet wird, eine große Rolle spielt. Den Effekt der Bildung auf den Brutto-Stundenlohn zum Berufseinstieg bis zum Alter von 35 im Vergleich zu älteren Beschäftigten untersucht Zimmermann (2021). Beim Vergleich von Personen mit einem Abitur und Personen mit Fachabitur findet er bei Berufseinsteigern mit 35 Jahren oder jünger noch positive Renditen eines Fachabiturs, während die sich für ältere Beschäftigte nicht mehr finden lassen. Daran anschließend untersuchen Dustmann und Kollegen (2017) den Effekt eines Gymnasiumsbesuchs auf den Brutto-Stundenlohn spät im Erwerbsleben. Auch in dieser Studie lassen sich keine Renditen eines Gymnasiumsbesuchs auf das Einkommen spät im Erwerbsleben finden. Als Erklärung für die gefundenen Ergebnisse nennen Dustmann et al. (2017) spätere Anpassungen von Fehlentscheidungen durch Änderungen der Schulform (Bildungsaufstieg oder -abstieg).

Daneben analysieren die Studien von Rzepka (2018) und Zühlke et al. (2021) den Effekt von Bildungsabschlüssen auf Lebenseinkommen bzw. kumuliertes Jahreseinkommen. Hierbei wird das gesamte Einkommen, welches während einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung erworben wurde, einbezogen. Das ermöglicht den Studien auch Kosten während der Ausbildung und dem Studium in Form von entgangenem Gehalt einzubeziehen. So kann berücksichtigt werden, dass Personen mit Ausbildung schon früher Geld verdienen, während Personen mit Studium längere Bildungsphasen ohne Einkommen haben.

Insgesamt zeigt vor allem die Studie von Zimmermann (2021), dass es eine Rolle spielt, zu welchem Zeitpunkt das Einkommen betrachtet wird. Dies wird auch dadurch deutlich, dass bei ähnlichen Zeitpunkten und ähnlicher Operationalisierung von Einkommen ähnliche Renditen geschätzt werden (vergleiche Zimmermann, 2021 und Dustmann et al., 2017). Trotzdem muss beachtet werden, dass es sich bei den geschätzten Renditen um Durchschnitte handelt. Die Analysen entlang der Einkommensverteilung von Brändle et al. (2021) machen deutlich, dass sich die Renditen bei differenzierter Betrachtung heterogen gestalten. Zuletzt sind nur durch Studien, die das Einkommen über das Erwerbsleben hinweg betrachten, Aussagen zu Kosten von Bildung möglich, nämlich dadurch, dass sich längere Bildungsphasen durch wenig Einkommen auszeichnen. Bei den Studien, die den durchschnittlichen Stundenlohn als Einkommensvariable verwenden, ist dies nicht möglich. Die kann zur Folge haben, dass die Renditen eines Studiums überschätzt werden, da dann nur dessen Erträge dargestellt werden, während die (höheren) Kosten fehlen.

#### 2.3.4 Vergleich von Bildungsabschlüssen und Bildungsjahren

Die Bildungsvariable stellt das sogenannte *Treatment* dar. Hierbei handelt es sich in den meisten Analysen um eine Dummy-Variable, die angibt, inwiefern die Person einen bestimmten Bildungsabschluss erworben hat oder nicht. Der berechnete Effekt dieser Bildungsvariable ist die Bildungsrendite, also der Prozentsatz, den jemand mit einem Ausbildungsabschluss mehr verdient als jemand, der diesen Abschluss nicht hat. Das *Treatment* kann auch als ein weiteres Bildungsjahr dargestellt werden, anstatt einen Abschluss mit einem anderen zu vergleichen. Dies ist beispielsweise in den Studien von Boockmann und Steiner (2006) sowie Pischke und von Wachter (2008) der Fall. Hierbei ergibt sich die Schwierigkeit, dass ein Bildungsabschluss dem Arbeitgeber andere Signale sendet als die Anzahl der Bildungsjahre. Dies zeigt sich in den ausgewählten Studien dadurch, dass die Studien zu unterschiedlichen Renditen kommen je nachdem, ob sie ein zusätzliches Bildungsjahr oder Bildungsabschlüsse betrachten (bspw. beim Vergleich von Dustmann et al., 2017 und Pischke und von Wachter, 2008). Ansonsten müssten die Renditen eines Abschlusses ähnlich hoch sein, wie wenn Renditen einer Person ohne zusätzliche Jahre (Hauptschulabschluss) mit Renditen einer Person mit

vier zusätzlichen Jahren (Abitur) des Schulbesuchs. Ebenso verweist die Signalingtheorie von Spence (1973) darauf, dass Bildungsabschlüsse wichtige Signale an Arbeitgeber senden. Zusätzlich zeigt die Studie von Brändle et al. (2021), dass sich die Renditen eines abgeschlossenen Studiums unterscheiden, je nach dem an welcher Institution das Studium absolviert wird (Universität vs. Fachhochschule/duales Studium). Demnach ergeben sich auch bei ähnlich langen Bildungsjahren unterschiedliche Renditen nach verschiedenen Abschlüssen.

Darüber hinaus gibt es einige Faktoren zu beachten, wenn der höchste Bildungsabschluss betrachtet wird. Dazu haben Analysen von Zühlke et al. (2021) gezeigt, dass die Operationalisierung von Bildungsabschlüssen eine große Rolle spielt. So wird nicht einbezogen, dass Personen, die sich für ein Studium entscheiden, dieses möglicherweise nicht abschließen. Schließen diese Personen nachträglich eine Ausbildung ab, werden sie zur Gruppe der Personen mit abgeschlossener Ausbildung gezählt. Zusätzlich werden Personen, die nach ihrer Ausbildung ein Studium absolvieren, zu der Gruppe mit einem Studium als höchstem Abschluss gezählt. Diese Betrachtungsweise kann zu einer erhöhten Rendite des Studiums führen.

Daran anschließend finden Biewen und Thiele (2020), dass Bildungsrenditen stark nach Bildungsweg variieren. So profitieren beispielsweise Personen mit einer Ausbildung von diesem Abschluss um 14,8 % mehr, wenn sie eine Realschule besucht haben, verglichen mit Personen, die zuvor einen Hauptschulabschluss gemacht haben.

Diese Ergebnisse postulieren zusammengefasst zwei Schlussfolgerungen: (1) Die Rendite eines zusätzlichen Schuljahres ist ungenau, da sich Renditen verschiedener Abschlüsse mit ähnlich langer Bildungszeit unterscheiden. (2) Bei dem Vergleich von höchsten Bildungsentscheidungen wird das Abbruch-Risiko vernachlässigt. Diese sind ebenso ungenau, wenn der Bildungsweg nicht einbezogen wird. Dabei werden die tatsächlichen Bildungsrenditen über- oder unterschätzt.

### 2.3.5 Geburtskohorten

Ein weiterer Faktor, der zu Unterschieden in der Berechnung der Bildungsrenditen führt, stellt die betrachtete Geburtskohorte dar. Dies zeigt sich deutlich in der Replikation der Studie von Pischke und von Wachter (2008) von Cygan-Rehm (2021). Während Pischke und von Wachter (2008) auf eine Bildungsrendite von 0% kommen, findet Cygan-Rehm unter Ausschluss verschiedener Geburtskohorten bei Verwendung derselben Daten und Methode eine signifikant positive Bildungsrendite. Schon unter Ausschluss des Geburtsjahrgangs 1930 findet Cygan-Rehm eine signifikante Bildungsrendite von 6,7 %. Die Rendite wird größer, wenn mehr ältere Geburtskohorten ausgeschlossen werden. Dafür können unterschiedliche Gründe angeführt werden. Zum einen wird

mit den Geburtskohorten des QaC-Datensatzes (1930 bis 1960) eine instabile Zeitspanne in Deutschland abgedeckt. So sind Personen erfasst, die während des Zweiten Weltkriegs die Schule besucht haben. Kriegserfahrungen können jedoch langfristige Konsequenzen auf Bildung und Karriere haben (Kesternich et al., 2014). Solche kriegsbedingten Schocks können die Schätzung einer Rendite beeinflussen. Zum anderen wurden die Daten zwischen 1979 und 1999 gesammelt, was dazu führt, dass frühe Geburtskohorten spät in ihrer Karriere und späte Geburtskohorten zum Berufsstart beobachtet wurden. Der Ausschluss von frühen Kohorten führt dann dazu, dass vor allem Berufseinsteiger beobachtet werden. Das kann die berechneten Bildungsrenditen beeinflussen, wenn Bildungsrenditen über das Leben hinweg variieren (Bhuller et al., 2017).

Dass der Einbezug verschiedener Geburtskohorten einen großen Effekt auf die berechneten Bildungsrenditen hat, finden auch Boockmann und Steiner (2006), die Renditen für verschiedene Geburtskohorten zum selben Alter berechnen. Sie ermitteln, dass die Renditen höherer Bildungsabschlüsse für spätere Geburtskohorten geringer werden. So haben Männer der Kohorten 1945 bis 1954 aus einem Universitätsabschluss noch eine Bildungsrendite von 10 %, während Männer der Kohorte 1965 bis 1974 aus demselben Abschluss noch eine Rendite von 8 % erzielen. Dies könnte beispielsweise an der Bildungsexpansion liegen. Dadurch, dass höhere Bildung mehr Personen offenstand, wurden höhere Abschlüsse notwendiger und weniger wert. Dabei ist der Rückgang der Bildungsrendite über die Geburtskohorten für Frauen stärker ausgeprägt als für Männer. In Bezug auf spätere Geburtskohorten stellen Boockmann und Steiner (2006) auch die Vermutung auf, dass die Bildungsrenditen für die Geburtskohorte ab 1968 wieder steigen könnten, da die Geburtenrate nach diesem Jahr extrem gesunken ist.

Dagegen finden Riphahn und Zibrowius (2016) seit dem Jahr 1990 konstante Renditen einer Ausbildung. Eine mögliche Erklärung für den Unterschied in den Ergebnissen der Studien von Riphahn und Zibrowius (2016) und Boockmann und Steiner (2006) könnte in der Betrachtung verschiedener Geburtskohorten liegen. Boockmann und Steiner (2006) analysieren Geburtskohorten von 1925 bis 1974, während Riphahn und Zibrowius (2016) spätere Kohorten (1975–1986) einbeziehen. Daher betrachten Boockmann und Steiner (2006) Geburtskohorten über einen längeren Zeitraum, während der Betrachtungszeitraum bei Riphahn und Zibrowius (2016) insgesamt kürzer ist. Dennoch lassen sich Gründe finden, warum der Effekt der Geburtskohorte auf die Bildungsrendite vielleicht über die Zeit hinweg variiert und für spätere Geburtskohorten weniger eine Rolle spielt. Dies könnte zum einen an einer ähnlichen Entwicklung mit wenigen Schocks für spätere Geburtskohorten liegen, die die Bildung und das Einkommen beeinflussen. Während frühere Geburtskohorten vom Krieg und der Nachkriegszeit geprägt sind, sind die späteren Kohorten von ähnlichen Trends wie der

Bildungsexpansion und einer wachsenden Wirtschaft betroffen. Somit sind die Effekte der Umwelt auf Bildung und Einkommen bei Kohorten ab 1950 vermutlich eher vergleichbar, als für Kohorten während und nach der Kriegszeit.

Somit lässt sich zusammenfassen, dass die Unterschiede der Bildungsrenditen zwischen Geburtskohorten vor allem an Nachwirkungen von historischen Ereignissen und Entwicklungen wie des Zweiten Weltkriegs und der Bildungsexpansion liegen (Boockmann und Steiner, 2006; Cygan-Rehm, 2021). Da solche einschneidenden Ereignisse in den letzten Jahren weniger vorkamen, lässt sich seit dem Jahr 1990 jedoch ein Trend erkennen, dass Renditen stabiler bleiben und der Effekt der Geburtskohorten abnimmt (Riphahn und Zibrowius, 2016).

Bei der Interpretation der Ergebnisse muss allerdings beachtet werden, dass der Effekt des Alters und der Geburtskohorte nur schwer zu trennen sind. Dies liegt daran, dass in Befragungsdaten meistens Einkommen zu einem bestimmten Alter erhoben wird. Somit liegt das Einkommen für frühere Geburtskohorten nur zu einem späteren Alter vor und für spätere Geburtskohorten sind nur Einkommen zu einem jungen Alter verfügbar. Daher ist es schwierig, endgültig zu klären, ob die gefundenen Effekte dadurch bedingt sind, dass diese Personen in einem bestimmten Jahr geboren sind oder weil ihr Einkommen zu einem späteren Zeitpunkt im Erwerbsleben oder bei jüngerem Alter erfasst wird.

## 2.4 Fazit

Bildungsrenditen werden in einer Vielzahl von Studien analysiert. Dabei fällt auf, dass sich die Ergebnisse teilweise erheblich voneinander unterscheiden. In dem vorliegenden narrativen Review wurden fünf Faktoren herausgearbeitet, die zu Unterschieden in der berechneten Bildungsrendite führen können:

Zuerst unterscheiden sich Studien in der verwendeten Methode (1), sodass verschiedene Effekte (ATE vs. LATE) geschätzt werden. So beschreibt der LATE die Bildungsrendite nur für verschiedene Teilpopulationen, die nur schwer vergleichbar sind. Zudem führen Unterschiede in der Datengrundlage (2) dazu, dass manche Untersuchungsdesigns durch die Größe der Stichprobe oder fehlende Variablen ausgeschlossen werden müssen. Andere Studien verweisen in diesem Zusammenhang auch darauf, dass sich administrative Daten und Befragungsdaten in der Genauigkeit der Einkommensinformation unterscheiden (Gauly et al., 2020). Bezogen auf das Einkommen unterscheidet sich die verfügbare Information und Betrachtungsweise (3) zwischen den Studien. So betrachten manche Studien das Jahreseinkommen aus Erwerbsarbeit über das Leben hinweg (Rzepka, 2018; Zühlke et al., 2021), andere verwenden kontemporäres Einkommen wie den Brutto-Stundenlohn (Biewen und Thiele,

2020) und wieder andere beziehen Heterogenität entlang der Einkommensverteilung ein (Brändle et al., 2021). Zusätzlich dazu unterscheiden sich die Studien auch in der Betrachtungsweise der Bildung (4). Manche Studien analysieren den Effekt eines zusätzlichen Bildungsjahres auf das Einkommen (Boockmann und Steiner, 2006; Pischke und von Wachter, 2008), während andere Studien Abschlüsse vergleichen (Brändle et al., 2021; Zühlke et al., 2021) und wieder andere Studien beziehen komplexe Bildungswege in ihre Analysen ein (Biewen und Thiele, 2020). Darüber hinaus zeigen sich für verschiedene Geburtskohorten (5) Variationen in der geschätzten Rendite (Boockmann und Steiner, 2006; Cygan-Rehm, 2021). Somit ergibt sich die Schlussfolgerung, dass sich die Variation, der in den jeweiligen Studien ermittelten Bildungsrenditen, durch verschiedene Faktoren erklären lässt. Zwischen den Studien ergeben sich also keine widersprüchlichen Bildungsrenditen, sondern die Unterschiede zeigen auf, dass sich Bildungsrenditen heterogen gestalten und sensibel sind für Änderungen im Studiendesign.

Bei der Interpretation des komparativen Vergleichs muss jedoch beachtet werden, dass dieses narrative Review lediglich Anhaltspunkte für die Variation der geschätzten Rendite liefern kann. Um kausale Schlussfolgerungen dazu ziehen zu können, welche Unterschiede in den Studien tatsächlich zu verschiedenen Bildungsrenditen führen, müssten Studien repliziert werden. Dabei müssten einzelne Faktoren der Studien abgeändert werden, so wie dies die Replikationen der Studie von Pischke und von Wachter (2008) von Kamhöfer und Schmitz (2016) und Cygan-Rehm (2021) von tun. Hier werden ein anderer Datensatz bzw. eine andere Geburtskohorte in die Analysen einbezogen. So wird es auch in Zukunft wichtig sein, weitere Studien zu Bildungsrenditen zu replizieren, wie Kamhöfer und Schmitz (2016) und Cygan-Rehm (2021) die Studie von Pischke und von Wachter (2008) replizieren, um Unterschiede in den Studien und ihre Auswirkungen besser verstehen zu können.

In diesem Review wurden dennoch einige Faktoren herausgearbeitet, die bezüglich der Qualität und Aussagekraft von Studien zu beachten sind. Beispielsweise ist die Aussagekraft von Befragungsdaten beschränkt. Hierzu haben Gauly et al. (2020) bereits gezeigt, dass Aussagen zu dem Brutto-Stundenlohn von Personen wenig belastbar sind. Administrative Daten erfassen nicht nur den Brutto-Stundenlohn genauer, sondern enthalten Angaben zu jeder Erwerbstätigkeit, sodass ein Jahreseinkommen berechnet werden kann. So können auch mehrere Beschäftigungsverhältnisse sowie Kosten während Bildungsphasen, die durch fehlendes Einkommen entstehen, in die Berechnungen einbezogen werden. Ebenso variiert die Aussagekraft der Studien bezüglich der Kausalität. Vor allem Bildungsentscheidungen sind von Selektivität geprägt, die nur schwer über Matching-Verfahren oder OLS-Regressionen adressiert werden können, sodass es andere Methoden braucht, um die kausalen Effekte schätzen zu können (Augurzky und Kluge, 2007). Zuletzt erlangen

Studien mehr Bedeutsamkeit, wenn Renditen verschiedener Abschlüsse geschätzt werden. Renditen einzelner Bildungsjahre lassen keinen Rückschluss auf Renditen von Abschlüssen zu, aber diese spielen auf dem Arbeitsmarkt eine wichtige Rolle. Dennoch liefern auch Studien, die auf Befragungsdaten beruhen oder keine kausalen Zusammenhänge schätzen, wichtige Anhaltspunkte für einzelne Forschungsfragen, wenn die Datengrundlage und die anwendbare Methode keine Alternativen zulassen. Es ist in jedem Fall notwendig die Limitierungen der Studien zu kennen, um die Aussagekraft und Qualität richtig einordnen zu können.

## 3 Individuelle Erträge eines dualen Studiums

### 3.1 Fragestellung und Motivation

Innerhalb des deutschen Bildungssystems sind vielfältige Bildungsabschlüsse und Bildungswege im sekundären und tertiären Bildungsbereich möglich (siehe für einen Überblick Voßkamp und Dohmen, 2008). So können mit verschiedenen Schulabschlüssen unterschiedliche weiterführende Ausbildungen absolviert werden. Dazu zählt die berufliche Erstausbildung (mit anschließendem Meister bzw. Techniker) oder ein Studium. Im Bereich des Studiums sind unterschiedliche Formen und Institutionen etabliert, die sich stark unterscheiden können. Dazu zählt ein duales Studium, ein Studium an einer Fachhochschule (FH) bzw. einer Hochschule für Angewandte Wissenschaften (HAW), sowie ein Universitätsstudium.

Obwohl die die Beschäftigungschancen in Deutschland so gut wie seit langem nicht mehr stehen (IAB, 2017), unterscheiden sich die monetären Erträge dieser Bildungsabschlüsse teilweise stark. Hierzu misst das Konzept der *individuellen Bildungsrendite* den Ertrag bzw. das höhere individuelle Einkommen im Vergleich zu den Kosten eines Bildungsabschlusses<sup>7</sup> relativ zu dessen Alternativen. Als theoretische Grundlage wird dabei in der Regel die Humankapitaltheorie von Becker (1964) herangezogen. Danach wird Bildung als Investitionsentscheidung gesehen, die über eine Zunahme der Kompetenzen zur Erhöhung der Produktivität beiträgt und somit zu einer Erhöhung des Einkommens führt. Dabei gilt es zu berücksichtigen, dass Bildungsrenditen einerseits getroffene Bildungsentscheidungen im Nachhinein bewerten. Andererseits beeinflussen die erwarteten Bildungsrenditen jedoch auch Bildungsentscheidungen.

Insgesamt sind Bildungsrenditen höherer Abschlüsse in der Regel positiv, differieren jedoch hinsichtlich verschiedener Faktoren: Zum einen hinsichtlich individueller Merkmale von Personen (Biewen und Tapalaga, 2017; Brand und Xi, 2010; Carneiro et al., 2011; Henderson et al., 2011), zum anderen in Bezug auf Fachrichtungen (Altonji et al., 2012; Finnie und Frenete, 2003; Hamermesh und Donald, 2008; Grave und Goerlitz, 2012; Loury und Garman, 1995), sowie in Bezug auf die Art des

---

<sup>7</sup> Kosten der Bildungsentscheidung können in direkte und indirekte Kosten gegliedert werden. Direkte Kosten der Bildungsentscheidung sind beispielsweise Studiengebühren, Prüfungs-, Reise- und Unterbringungskosten. Indirekte Kosten der Bildungsentscheidung sind insbesondere Einkommensausfälle (Opportunitätskosten).

Bildungsabschlusses bzw. des Bildungspfades bis zum Abschluss (Backes-Gellner und Geel, 2014; Fichtl und Piopniuk, 2017; Piopiunik et al., 2017).

Bei bisherigen Analysen wurden die Renditen eines speziellen Bildungsabschlusses bisher wenig in den Blick genommen: die eines dualen Studiums. Die Besonderheit des dualen Studiums ergibt sich durch die Verknüpfung einer Berufsausbildung und eines Hochschulstudiums. Da sich hierbei während des dualen Studiums Praxisphasen im Betrieb und Theoriephasen an der Hochschule abwechseln, können Personen mit einer (Fach-)Hochschulreife parallel einen beruflichen sowie einen akademischen Abschluss erwerben.<sup>8</sup> Duale Studiengänge haben sich inzwischen in fast ganz Deutschland etabliert und die Studierendenzahlen steigen stetig an (von 40.982 im Jahr 2004 auf 108.202 im Jahr 2019, siehe Datenbank AusbildungPlus des BIBB; Hofmann et al., 2019). Analog zu der Studierendenzahl und der Summe der kooperierenden Betriebe wächst die Anzahl von Angeboten an dualen Studiengängen. Während 2004 noch 512 unterschiedliche duale Studiengänge angeboten wurden, stieg die Zahl bis zum Jahr 2019 auf 1.662 (siehe Datenbank AusbildungPlus des BIBB; Hofmann et al., 2019). Daraus lässt sich ableiten, dass das duale Studium immer mehr an Bedeutung gewinnt. Obwohl die Angebote vielfältiger geworden sind, lassen sich nach wie vor deutliche Schwerpunkte in den Ingenieur- und Wirtschaftswissenschaften finden (Krone, 2015). Die Mehrheit der dualen Studiengänge findet sich an Fachhochschulen und privaten Hochschulen. Vor diesem Hintergrund gilt es, das duale Studium genauer in den Blick zu nehmen.

Dennoch werden bisher überwiegend Bildungsrenditen eines Studiums an einer FH/HAW oder einer Universität sowie der beruflichen Erstausbildung wissenschaftlich untersucht (Fichtl und Piopiunik, 2017; Glocker und Storck, 2012; Piopiunik et al., 2017; Riphahn et al., 2010). Bei der Betrachtung eines dualen Studiums stellen die heterogene Definition und Umsetzungsarten besondere Herausforderungen dar. So kann ein duales Studium sowohl im Bereich der Erstausbildung (ausbildungsintegrierend oder praxisintegrierend) als auch im Bereich der individuellen Weiterbildung (berufsintegrierend oder praxisintegrierend) und auf eine bestehende Berufsausbildung aufsetzen (Krone, 2015; Hofmann et al., 2019; für eine grundlegende Typisierung dualer Studiengänge siehe Minks et al., 2011). Zusätzlich variiert die Umsetzung von dualen Studiengängen und sie wird in den

---

<sup>8</sup> Häufig wird bei einem dualen Studium außerdem eine Vereinbarung zu Rückzahlungsverpflichtungen (bspw. von Studiengebühren) abgeschlossen. Solche Verpflichtungen werden häufig an Übernahmeklauseln am Anschluss an das Studium gekoppelt (Görge, 2012). In solchen Fällen sind Personen noch nach ihrem dualen Studium finanziell an einen Betrieb gebunden.

Bundesländern durch verschiedene Akteure erbracht. Zu betonen ist hier die Rolle der Dualen Hochschule Baden-Württemberg (DHBW), die deutschlandweit die meisten dualen Studiengänge anbietet und in Baden-Württemberg als eigenständige Hochschule die dualen Studienangebote zentral bündelt (Wild et al., 2018). In anderen Bundesländern erfolgt die Umsetzung der dualen Studiengänge maßgeblich durch Fachhochschulen oder Berufsakademien (Weiß, 2016).

Bisher machen nur wenige Studien die Folgen des dualen Studiums zum Thema. So analysieren Böckerman, Haapanen und Jepsen (2018) die Bildungsrenditen eines dualen Studiums. Hierbei wird der duale Master-Abschluss in Finnland, der sich jedoch nicht genau mit den in Deutschland verbreiteten Angeboten vergleichen lässt, mit traditionellen Master-Abschlüssen verglichen. Die Autoren zeigen, dass Personen, die ein solches Master-Programm besuchen, ein höheres Gehalt erhalten, als Personen, die das Master-Programm nicht besuchen, unabhängig davon, ob sie das Programm abbrechen oder nicht. Sechs Jahre nach Eintritt in das Master-Programm verdienen Teilnehmerinnen und Teilnehmer ungefähr 8% mehr, Personen, die das Studium erfolgreich beendet haben, verdienen 11% mehr.

Für Deutschland liegt eine Studie von Kramer et al. (2011) vor, die die Eingangsvoraussetzungen von Studierenden untersucht und dabei Unterschiede zwischen Universitäten, FHs/HAWs und Berufsakademien (BA) bzw. der DHBW findet. Berücksichtigt werden dabei jedoch nur Studierende der Fachbereiche Technik und Wirtschaft in Baden-Württemberg. Die Studierenden unterscheiden sich in den Bereichen kognitive Leistung, Persönlichkeit und soziale Herkunft. Insgesamt zeigt sich, dass Studierende an einer Universität die höchsten Merkmalsausprägungen im Bereich soziale Herkunft und kognitive Leistung aufweisen, während DHBW-Studentinnen und Studenten im Vergleich zur Personen mit einem Abschluss an der FH/BA günstigere Werte zeigten. Ob sich diese Unterschiede jedoch auch später im Erwerbsleben niederschlagen, wurde nicht analysiert.

Eine andere (Teil)Studie, die sich mit dem dualen Studium befasst, untersucht das Studienerfolgsverständnis von Lehrkräften an der DHBW (Wild et al., 2018). Es werden drei Profile herausgearbeitet, die das Studienerfolgsverständnis der Lehrkräfte beschreiben. Indikatoren für Studienerfolg bilden dabei Merkmale wie beispielsweise gute Prüfungsnoten, gute fachliche Fähigkeiten, Studienzufriedenheit sowie eine gute Vorbereitung auf die Anforderungen des Arbeitsmarkts.

Aufgrund fehlender wissenschaftlicher Studien, die die Folgen eines dualen Studiums analysieren, hat die vorliegende Studie das Ziel, die Bildungsrenditen eines dualen Studiums zu untersuchen. Zum einen stellt sich hierbei die Frage, wie Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums im Vergleich zu anderen Bildungswegen, insbesondere dem traditionellen Studium an einer FH/HAW, abschneiden.

Zum anderen soll die Heterogenität der Bildungsrenditen untersucht werden. Dabei soll analysiert werden für welche Personengruppen sich ein Studium an einer dualen Hochschule besonders lohnt. Dazu wird nachfolgend zunächst die Humankapitaltheorie vorgestellt, welche die theoretische Fundierung der Analysen darstellt, und aus welcher die der Analysen zu Grunde liegenden Hypothesen erarbeitet werden (Kapitel 3.2). Daran anschließend wird in Kapitel 3.3 die Einkommensfunktion von Mincer (1974) vorgestellt, welche die Grundlage des Untersuchungskonzepts bildet. Im Zentrum der Analysen steht eine empirische Auswertung auf Basis von Personendaten der Startkohorte 6 des Nationalen Bildungspanel (NEPS-SC6), welche in Kapitel 3.4 erläutert werden. Daraufhin werden die Ergebnisse sowie einige Robustheitsanalysen vorgestellt (Kapitel 3.5). Abschließend werden die Ergebnisse in Kapitel 6 diskutiert.

## 3.2 Die Humankapitaltheorie

Die theoretische Grundlage der Studie bildet die Humankapitaltheorie von Becker (1964), die eine Beziehung zwischen Bildung, Produktivität und Einkommen postuliert. Dahinter steht die Annahme, dass durch Bildung Humankapital erlangt wird, welches sich positiv auf die Produktivität einer Person auswirkt, was schlussendlich zu einer Steigerung des Einkommens führt (Becker, 1962). Da höhere Bildung so zu mehr Einkommen führt, wird Bildung als Investitionsentscheidung gesehen (Diebolt et al., 2017). Die Entscheidungsträgerinnen und -träger werden dabei als rational agierende Individuen beschrieben, die sich dann für eine Ausbildung oder ein Studium entscheiden, wenn das erwartete durchschnittliche Einkommen höher ist als die Kosten der Ausbildung bzw. des Studiums (Wolter und Schiener, 2009). Neben einer Ausbildung oder einem Studium kann zudem Berufserfahrung zur Entwicklung von Kompetenzen beitragen und somit Humankapital aufbauen (Becker, 1962).

Das Humankapital kann betriebs- oder firmenspezifisch sein sowie unspezifische Qualifikationen umschließen. Betriebsspezifisches Humankapital kann nur in einem bestimmten Betrieb genutzt werden, während unspezifisches Humankapital betriebsübergreifend genutzt werden kann. Dahinter steht die Annahme, dass Unternehmen das Interesse verfolgen, Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer durch betriebspezifisches Humankapital an sich zu binden, während Arbeitskräfte versuchen unspezifische Qualifikationen zu erlangen, um diese potentiell in anderen Betrieben nutzen zu können (Wolter und Schiener, 2009).

Insgesamt postuliert die Humankapitaltheorie damit, dass Personen mit höherem, insbesondere unspezifischem Humankapital mehr von höheren Bildungsabschlüssen und höherer Berufserfahrung profitieren (Becker, 1962). Bildungsrenditen können sich demnach nach der Höhe des Abschlusses, aber genauso entlang der Einkommensverteilung und der Berufserfahrung unterscheiden. Dazu wie

sich die verschiedenen Abschlüsse und ihr Humankapital vergleichen lassen, lassen sich die nachfolgenden Annahmen und Hypothesen aufstellen.

Personen mit dualem Studium sollten mehr verdienen als Personen mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung, da sie in der Regel einen berufsqualifizierenden Hochschulabschluss erreichen, während letztere nur eine niedrigere formale Qualifikation erlangen können. Personen, die nach einer Berufsausbildung einen Meister-/Technikerabschluss anschließen, können diese Qualifikation ggf. aufholen und verfügen zudem über mehr Berufserfahrung. Demnach sollten Personen mit dualem Studium nicht mehr verdienen als Personen mit einem Meister-/Technikerabschluss. Personen mit dualem Studium erwerben, im Gegensatz zu Personen, die an einer FH/HAW studiert haben, zusätzlich zu ihren formalen Studienqualifikationen noch praktische Kompetenzen und sollten daher ein höheres betriebs- oder firmenspezifisches Humankapital aufweisen. Ob sich dieser Effekt durchsetzt, hängt jedoch von der Qualität der formalen Ausbildung ab. Bestimmte Hochschulen, die duale Studiengänge anbieten, sind hierbei formal als gleichwertig angesehen, beispielsweise die DHBW in Baden-Württemberg. Da der Begriff „duales Studium“ jedoch nicht geschützt ist, können solche Abschlüsse auch als weniger formal oder weniger anspruchsvoll bewertet werden. Wird der duale Studienabschluss als gleichwertig zu einem FH/HAW-Abschluss gesehen, sollten Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums mehr verdienen als Personen mit einem Studienabschluss an einer FH/HAW. Zuletzt ist davon auszugehen, dass Personen, die an einer Universität studiert haben, eine höhere Qualifikation erlangen, als Personen, die dual studiert haben, was für erstere zu höherem Einkommen führt.

Die Humankapitaltheorie nimmt an, dass es unterschiedliche Effekte von Bildung gibt, je nachdem wie groß die (schon bestehenden) Kompetenzen der Personen sind. Daher ist davon auszugehen, dass sich Entscheidungen für höhere Bildung nicht für alle Personen gleich lohnen. Da sich nach den Annahmen der Humankapitaltheorie höhere Bildungsabschlüsse für Personen mit höherer Produktivität mehr lohnen, ergibt sich die Hypothese, dass sich das Einkommen von Personen am oberen Ende der jeweiligen Einkommensverteilung stärker zwischen den Bildungsalternativen unterscheidet als am unteren Ende der Einkommensverteilung.

Auf Grundlage von aktuellen Studien wird dazu angenommen, dass Personen mit dualem Studium höhere Kompetenzen als die Personen der Bildungsalternativen mit Ausnahme von Personen mit einem Universitätsstudium aufweisen (siehe bspw. Kramer et al., 2011). Daher wird die Hypothese gebildet, dass Personen mit einem dualen Studium entlang der Einkommensverteilung mehr verdienen als Personen mit einem anderen Abschluss (Berufsausbildung, Meister/Techniker und FH/HAW).

Lediglich für Personen mit Universitätsabschluss wird erwartet, dass diese entlang der Einkommensverteilung zunehmend mehr verdienen als Personen mit einem dualen Studium.

Bezüglich der Entwicklung von Bildungsrenditen entlang der steigenden Berufserfahrung ist das Niveau des formalen Abschlusses entscheidend. Je höher dieses ausfällt und je unspezifischer das erworbene Humankapital ist, desto steiler sollten die Lohnprofile sein. Es wird angenommen, dass ein duales Studium mehr unspezifisches Humankapital als eine Berufsausbildung und ein Meister/Techniker-Abschluss aufweist, da ein duales Studium in der Regel mit einem berufsqualifizierendem Studienabschluss beendet wird. Aufgrund des höheren Praxisbezugs kann man jedoch annehmen, dass weniger unspezifisches Humankapital als in einem FH/HAW- oder in einem Universitätsstudium erworben wird. So wird angenommen, dass Personen mit dualem Studium mit steigender Berufserfahrung zunehmend mehr als Personen mit einer Berufsausbildung oder einem Meister/Techniker und zunehmend weniger als Personen mit einem Studienabschluss an einer FH/HAW oder einer Universität verdienen.

### 3.3 Die Mincer-Einkommensfunktion

Aus der Humankapitaltheorie lässt sich die empirische Einkommensfunktion von Mincer (1974) ableiten. Sie zeigt, entsprechend den Annahmen der Humankapitaltheorie, dass der Zusammenhang zwischen den Jahren der Schulbildung und dem logarithmierten Lohn unter Berücksichtigung der Arbeitsmarkterfahrung und bei Geltung bestimmter Annahmen als Bildungsrendite interpretiert werden kann. Die Mincer-Einkommensfunktion wurde im Lauf der Zeit durch mehrere Kontrollvariablen erweitert (beispielsweise Autorengruppe Bildungsberichterstattung 2018; Heckman und Li, 2004). Eine grundsätzliche Kritik an dem generellen Modell der Mincer-Einkommensfunktion ist der sogenannte *Ability Bias*, welcher durch unbeobachtbare Eigenschaften verursacht wird, die sowohl die Bildungsentscheidung als auch die Bildungsrenditen (positiv) beeinflussen. Hierzu zählen persönliche Fähigkeiten, Motivation, Intelligenz sowie förderliche Persönlichkeitsmerkmale. Werden diese Merkmale nicht berücksichtigt, führt das dazu, dass der Effekt von Bildung auf das Einkommen überschätzt wird. Carneiro und Heckman (2002) haben dazu gezeigt, dass sich diese Verzerrung durch die Einführung beobachtbarer Merkmale, welche sowohl mit der Bildungsentscheidung als auch mit dem Einkommen korreliert sind, insbesondere dem Bildungshintergrund der Eltern, reduzieren lässt.

Bei empirischen Schätzungen von Bildungsrenditen wird in der Regel angenommen, dass für jede Person  $i$  ein Satz an potentiellen Bruttostundenlöhnen für jede Bildungsalternative  $k$  existiert. Von Interesse ist der Vergleich des Bruttostundenlohns nach Abschluss eines dualen Studiums im Vergleich

mit dem Stundenlohn nach Abschluss eines alternativen Bildungswegs, z.B. einer Berufsausbildung. So wird die Differenz zwischen zwei potentiellen Bruttostundenlöhnen betrachtet:

$$\beta_i = \log Y_{i,Dual} - \log Y_{i,Alternativ},$$

wobei  $\log Y_{i,Dual}$  den logarithmierten Bruttostundenlohn eines dualen Studiums der  $i$ -ten Person,  $\log Y_{i,Alternativ}$  den logarithmierten Bruttostundenlohn der betrachteten Alternative der  $i$ -ten Person und  $\beta_i$  die Rendite eines dualen Studiums der Person  $i$  darstellen. Deutliche Differenzen würden in diesem Fall darauf schließen lassen, dass die im vorigen Kapitel postulierten Unterschiede im Humankapitalerwerb existieren. Da nur einer der beiden Bruttostundenlöhne beobachtet werden kann, wird die Bildungsrendite mit Hilfe der Mincer-Einkommensfunktion geschätzt. Die zentrale Annahme ist hierbei, dass Bildungsrenditen nicht von beobachtbaren und unbeobachtbaren Eigenschaften der Person abhängen, also homogen sind.

Für die Schätzung der Bildungsrendite eines dualen Studiums wird die sogenannte erweiterte oder angepasste Mincer-Einkommensfunktion verwendet:

$$\log Y_i = \alpha_0 + \beta \cdot bildung_i + \gamma \cdot X_i + \varepsilon_i,$$

wobei  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\gamma$  Koeffizienten und  $Y$  die Ergebnisvariable darstellen. Die Ergebnisvariable kann verschiedene Einkommensmaße, wie zum Beispiel den Stundenlohn oder den Monatslohn, annehmen. In der vorliegenden Studie wird der logarithmierte Bruttostundenlohn verwendet. Im Gegensatz zum Nettolohn ist dieser weniger durch die Familiensituation und Besonderheiten im Steuersystem beeinflusst. Logarithmiert wird die Ergebnisvariable, einerseits um Koeffizienten der erklärenden Variablen als (näherungsweise) prozentuale Änderung interpretieren zu können, andererseits ergeben sich dadurch günstigere Verteilungseigenschaften.

Die Variable  $bildung_i \in \{0,1\}$  beschreibt das Bildungsniveau. Sie nimmt den Wert 1 an, wenn eine Person  $i$  ein duales Studium abgeschlossen hat und 0, wenn Person  $i$  einen zu vergleichenden, alternativen Ausbildungsabschluss erreicht hat. In der nachfolgenden Analyse umfassen alternative Ausbildungsabschlüsse eine absolvierte berufliche Ausbildung, einen Meister-/Technikerabschluss, sowie ein Studium an einer FH bzw. HAW und ein Universitätsstudium. Somit erfasst  $\beta$  die Bildungsrendite eines dualen Studiums relativ zur definierten Basiskategorie.<sup>9</sup> Den gebildeten

---

<sup>9</sup> Personen ohne abgeschlossene Berufsausbildung oder Studium werden beim Vergleich der Renditen nicht betrachtet.

Hypothesen nach sollte der Vergleich zur beruflichen Ausbildung signifikant positive Koeffizienten aufzeigen. Der Vergleich zum Meister und Techniker sowie zur FH bzw. HAW sollte keinen signifikanten Koeffizienten aufweisen. Abschließend sollte der Vergleich zur Universität negative Koeffizienten zeigen. Um die Bildungsrenditen unverzerrt zu schätzen, wird eine Reihe von Kovariaten kontrolliert, die im Vektor  $X$  festgehalten werden. Dazu zählen die potentielle Arbeitsmarkterfahrung („Alter minus Jahre der Schulbildung minus sechs“) sowie die quadrierte potentielle Arbeitsmarkterfahrung, um den Verfall von Humankapital durch fortschreitendes Alter und technologischen Fortschritt miteinzubeziehen (Mincer, 1974) sowie weitere Variablen zum sozio-ökonomischen Hintergrund. Faktoren, die nicht im Modell enthalten sind, werden durch die unbeobachtete Komponente  $\varepsilon_i$  zusammengefasst.

Um neben dem durchschnittlichen Einkommen die Bildungsrenditen differenzierter für verschiedene Einkommensgruppen darstellen zu können, werden die Ergebnisse zusätzlich mit Hilfe von Quantilsregressionen dargestellt (Koenker und Hallock, 2001). Entsprechend der theoretischen Überlegungen sollten hier entlang der Einkommensverteilung unterschiedliche Koeffizienten zu beobachten sein.

Außerdem wird in einer weiteren Analyse untersucht, in welchem Alter sich die Bildungsrenditen verschiedener Abschlüsse unterscheiden. Hierzu werden Einkommens-Profile dargestellt (Grave und Goerlitz, 2012). Diese berechnen sich als Interaktionen der Bildungsentscheidungen mit der (potentiellen) Berufserfahrung. Damit kann untersucht werden, ob bestimmte Bildungsabschlüsse eher früher oder eher später im Leben zu höheren Einkommen führen.

### 3.4 Das Nationale Bildungspanel

Als Datengrundlage dient das Nationale Bildungspanel (NEPS). Es handelt sich dabei um eine jährliche Panelstudie mit verschiedenen Stichproben (Startkohorten), die seit 2007/2008 in Deutschland durchgeführt und vom Leibniz-Institut für Bildungsverläufe (LifBi) zur Verfügung gestellt wird. Das Ziel der Erhebung ist insbesondere das bessere Verständnis von Bildungsprozessen und -entscheidungen sowie der Entwicklung von Kompetenzen während des gesamten Lebensverlaufs.

Die Basis der Analysen bildet die Startkohorte 6 (SC6, Startkohorte Erwachsene). Im Rahmen jener Startkohorte werden Bildungs- und Erwerbsverläufe sowie die Kompetenzentwicklungen im Lebensverlauf von Erwachsenen erhoben. Grundlage der Befragung sind Personen der Geburtsjahrgänge 1944 bis 1986, welche sich größtenteils im Erwerbsleben befinden. Eine ausführliche

Beschreibung der Daten findet sich in Blossfeld et al. (2011). Wir verwenden den Querschnitt<sup>10</sup> aus dem Jahr 2018/2019 und ergänzen Informationen aus früheren Wellen, wenn diese aktuell nicht verfügbar sind.

Die NEPS-SC6 eignet sich besonders für die hier dargestellte Studie, da Informationen zur Bildungsbiografie sowie dem Bruttostundenlohn und weiteren beruflichen und soziodemografischen Angaben enthalten sind. Die Informationen zur Bildungsbiografie geben so detailliert Aufschluss über den höchsten Bildungsabschluss, dass zwischen den verschiedenen Arten des Studiums differenziert werden kann. Dabei wird das duale Studium über verschiedene Items erfasst. Zum einen gibt es die direkte Frage, ob ein abgeschlossenes Studium dual absolviert wurde. Zum anderen gibt es die Frage, ob an einer Berufsakademie bzw. einer vergleichbaren Einrichtung studiert wurde. Stimmt eine Person einem dieser Items zu, wird sie nachfolgend der Gruppe von Personen zugewiesen, deren höchster Abschluss das duale Studium darstellt. Diese Personengruppe ist jedoch besonders schwer von Personen abzugrenzen, die an einer FH/HAW studiert haben, da auch an FH/HAWs duale Studiengänge angeboten werden.

Nach dieser Zuweisung können 340 Personen in der Stichprobe dem Abschluss des dualen Studiums zugeordnet werden. Wie in der Einleitung dargestellt, ist die Gruppe derer, die dual studiert haben, sehr heterogen. Um die Ergebnisse später einordnen zu können, gilt es diese Personengruppe hinsichtlich ihrer Merkmale zu beschreiben. Bei Betrachtung dieser Personengruppe lässt sich feststellen, dass ungefähr die Hälfte der Personen weiblich ist (46%). Dieser Wert unterscheidet sich kaum von anderen Bildungsalternativen, außer von Personen mit Meister-/Technikerabschluss. Hier sind nur 13 % der beobachteten Personen weiblich. Wie zu erwarten, ist die Personengruppe der Personen mit dualem Studium bei Studienabschluss im Durchschnitt ähnlich alt wie Personen mit einem Universitäts- oder FH/HAW-Studium (27 Jahre). Eine Ausbildung wird deutlich jünger abgeschlossen (20 Jahre). Große Unterschiede werden beim Vergleich des sozio-ökonomischen Status (*ISEI*)<sup>11</sup> der Eltern deutlich: Am niedrigsten ist er bei Personen, die eine Ausbildung abschließen, und bei Personen mit Meister-/Technikerabschluss. Für Personen mit Abschluss eines dualen Studiums ist

---

<sup>10</sup> Den Berechnungen liegt die Datenversion 11.0.0 (doi:10.5157/NEPS:SC6:11.0.0) zu Grunde.

<sup>11</sup> ISEI steht für International Socio-Economic Index of Occupational Status. Die Einordnung der Berufe erfolgt über die Dimensionen Bildung und Einkommen. Der ISEI nimmt Werte zwischen 16 (niedrigster Status) und 90 (höchster Status) an (Ganzeboom und Treiman, 1996).

dieser deutlich höher und ähnlich hoch wie bei Personen mit einem Universitäts- oder FH/HAW-Studium (für weitere Informationen siehe Tabelle A.2 im Anhang).

Für die Berechnung der Bildungsrenditen über die Mincer-Einkommensfunktion wird der aktuelle Bruttostundenlohn verwendet. In Fällen, in denen kein aktueller Bruttostundenlohn vorliegt, wird der letzte verfügbare verwendet. Da in der NEPS-SC6 keine Stundenlöhne abgefragt werden, werden diese aus den Monatslöhnen sowie der Arbeitszeit berechnet. In den meisten Fällen wird dazu die tatsächliche Arbeitszeit verwendet. In wenigen Fällen, in denen diese nicht angegeben ist (1,2 % der Stichprobe), wird die vertraglich vereinbarte Arbeitszeit oder ein Vollzeit-/Teilzeit-Indikator benutzt.<sup>12</sup> Zusätzlich wird auf die vom LifBi bereitgestellten imputierten Löhne zurückgegriffen. Zuletzt werden unplausible Werte gelöscht. Dies umfasst zum einen Monatslöhne unter 400 Euro, zum anderen sehr hohe Bruttostundenlöhne, die sich aus sehr geringen (Wochen-)Arbeitszeiten ergeben. Da die Löhne aus unterschiedlichen Jahren stammen, ist es notwendig die Inflationsrate miteinzubeziehen. Basisjahr ist hierbei das Jahr 2007, da ab diesem Zeitpunkt die ersten Lohninformationen in den Daten verfügbar sind.

Um den vorgestellten *Ability Bias* abzuschwächen, werden verschiedene Hilfsvariablen verwendet, da keine Kompetenzmaße für die Fragestellung verfügbar sind.<sup>13</sup> So wird als eine Hilfsvariable für *Ability* die Abschlussnote des höchsten Schulabschlusses genutzt. Da diese Angabe jedoch häufig fehlt, wurden fehlende Werte mit Hilfe eines Regressionsverfahrens imputiert.<sup>14</sup> Zudem wird *Ability* mit Hilfe von Informationen aus der Kindheit beschrieben. Dazu zählen, ob die Person eine Klasse wiederholt hat und der höchste *ISEI* der Eltern.

---

<sup>12</sup> Angenommen werden dann 40 Stunden pro Woche für Vollzeit und 20 Stunden pro Woche für Teilzeit.

<sup>13</sup> Das NEPS verfügt zwar über Kompetenzmaße, jedoch können diese für die Analysen der forschungsleitenden Fragestellungen nicht verwendet werden, da die Erhebung nach 2007, also auch nach der Bildungsentscheidung, erfolgte.

<sup>14</sup> Als Kontrollvariablen werden Variablen eingesetzt, die einerseits Schulnote vorhersagen, und andererseits auch für viele Personen verfügbar sind, da die Schulnote nur imputiert werden kann, wenn alle verwendeten Kontrollvariablen angegeben sind. Dies umfasst folgende Variablen: Abschlussart, Bundesland des Abschlusses, Geschlecht, Migrationshintergrund, Klasse wurde wiederholt, höchster *ISEI* der Eltern, Anzahl der Geschwister. Eine deskriptive Darstellung dieser Variablen befindet sich im Anhang (Tabelle A.2). Als Robustheitsanalyse wurden nur Personen ohne Imputation verwendet. Es zeigen sich jedoch keine Unterschiede.

Insgesamt besteht die Regressionsstichprobe demnach aus allen Personen, die eine valide Einkommensinformation aufweisen, einem höchsten Bildungsabschluss zugeordnet werden können sowie Informationen zu weiteren beruflichen und demografischen Merkmalen aufweisen. Um eine homogenere Stichprobe mit vergleichbareren Personen zu erhalten, werden Personen ohne Schulabschluss ausgeschlossen. Ebenso werden Personen ausgeschlossen, die Abschlüsse von verschiedenen Studienformen erhalten haben und Personen mit fehlenden Werten in den Kontrollvariablen. Das Sample besteht demnach aus bis zu 11.593 Personen.

### 3.5 Bildungsrenditen eines dualen Studiums

In diesem Kapitel werden die Bildungsrenditen dargestellt, welche auf Basis der NEPS-SC6 unter Verwendung der Mincer-Einkommensfunktion berechnet wurden. Zunächst werden die durchschnittlichen Bildungsrenditen eines dualen Studiums mit denen der Bildungsalternativen verglichen. Anschließend werden diese Bildungsrenditen anhand der Einkommensverteilung und entlang des Erwerbslebens gegenübergestellt. Anschließend folgt eine Reihe an Analysen mit Teilstichproben, um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen.

#### 3.5.1 Vergleich der Bildungsalternativen

In Tabelle 3.1 sind die Bildungsrenditen eines dualen Studiums im Vergleich mit jeweils einer anderen Bildungsalternative dargestellt. Die Spezifikationen in Spalte (1) zeigen die Bildungsrenditen jeweils in einem Modell ohne Kontrollvariablen. Die Spezifikationen in Spalte (2) kontrollieren Merkmale der Personen, die zum einen die Bildungsentscheidung und zum anderen den Lohn beeinflussen. Aufgrund dessen enthält das Modell Indikatoren für Geschlecht, Migrationshintergrund, Bundesland des höchsten Schulabschlusses und die potentielle Berufserfahrung sowie die quadrierte potentielle Berufserfahrung. Zum anderen beinhaltet das Modell Variablen, die notwendig sind, um große Lohndifferenzen zwischen Bildungsalternativen zu kontrollieren. Dazu zählen Variablen, die zwar sowohl mit der Bildungsentscheidung als auch mit dem Stundenlohn korreliert sind, aber die nicht als unmittelbare Folge der Bildungsentscheidung gesehen werden. Daher sind im Modell Eigenschaften des aktuellen Berufs enthalten: Indikatoren für den wirtschaftlichen Sektor, ob die Arbeitsstätte in einem der neuen Bundesländer liegt und ob in Teilzeit gearbeitet wird. Darüber hinaus sollte das Modell jedoch keine Variablen enthalten, die als Ergebnis der Bildungsentscheidung gesehen werden können. Darunter fällt beispielsweise, ob jemand Beamter oder selbstständig ist oder eine

Führungsposition innehat.<sup>15</sup> Die Spezifikationen in Spalte (3) enthalten zusätzlich Hilfsvariablen für *Ability*, nämlich den höchsten *ISEI-Score* eines Elternteils, ob eine Klasse wiederholt wurde sowie die Note des höchsten Schulabschlusses in vier Kategorien. Somit ist anzunehmen, dass die Schätzungen in den Spalten (3) die *geringste* Verzerrung durch Selektion in bestimmte Bildungsalternativen aufweisen.<sup>16</sup>

---

<sup>15</sup> Da diese Variablen einen großen Einfluss auf das aktuelle Einkommen haben, kann durchaus diskutiert werden, ob sich Selbstständigkeit oder Beamtentum direkt aus der Bildungsentscheidung ableiten lassen. Zwar wird argumentiert, dass diese eher vom Wirtschaftszweig abhängig sind, dennoch zeigt sich, dass auch nach der Kontrolle des Wirtschaftszweigs sowohl Selbstständigkeit als auch Beamtentum stark mit der Bildungsentscheidung korreliert sind.

<sup>16</sup> Eine deskriptive Beschreibung der Kontrollvariablen befindet sich in Tabelle A.5 im Anhang.

**Tabelle 3.1 Vergleich individueller Bildungsrenditen unterschiedlicher Bildungswege**

	Ohne Kontrollvariablen	Mit Kontrollvariablen	Mit Kontrollvariablen und Hilfsvariablen für Ability
	(1)	(2)	(3)
Einkommen: log. Stunde, inflationsbereinigt			
Dual vs. Ausbildung	0,2773*** (0,0301)	0,1937*** (0,0274)	0,1736*** (0,0273)
Individuelle Charakteristika	Nein	Ja	Ja
Ability Proxies	Nein	Nein	Ja
N	6.533	6.533	6.533
R <sup>2</sup>	0,02	0,18	0,19
Dual vs. Meister	0,0110 (0,0343)	0,0049* (0,0366)	-0,0115 (0,0364)
Individuelle Charakteristika	Nein	Ja	Ja
Ability Proxies	Nein	Nein	Ja
N	1.210	1.210	1.210
R <sup>2</sup>	0,00	0,21	0,23
Dual vs. FH	-0,1059** (0,0327)	-0,0993*** (0,0301)	-0,0931** (0,0299)
Individuelle Charakteristika	Nein	Ja	Ja
Ability Proxies	Nein	Nein	Ja
N	1.546	1.546	1.546
R <sup>2</sup>	0,01	0,22	0,23
Dual vs. Uni	-0,2104*** (0,0319)	-0,1986*** (0,0304)	-0,1744*** (0,0309)
Individuelle Charakteristika	Nein	Ja	Ja
Ability Proxies	Nein	Nein	Ja
N	2.412	2.412	2.412
R <sup>2</sup>	0,02	0,16	0,17

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der NEPS-SC6. Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Sterne stehen für das Signifikanzniveau: + für 10%, \* für 5%, \*\* für 1%, \*\*\* für 0,1%. Verwendete Kontrollvariablen: Geschlecht, Migrationshintergrund, Bundesland des höchsten Abschlusses, Potentielle Berufserfahrung, quadrierte potentielle Berufserfahrung, Sektor des aktuellen Berufs, Lage der Arbeitsstätte (Ost/West), Teilzeit (Ja/Nein), höchster ISEI der Eltern, Klasse wiederholt, Abschlussnote (in vier Kategorien).

Im ersten Abschnitt von Tabelle 3.1 werden Personen, die ein duales Studium absolviert haben, mit Personen verglichen, die eine berufliche Ausbildung abgeschlossen haben. Laut den aufgestellten Hypothesen sollten Personen mit dualem Studium mehr verdienen. Es ist zu erkennen, dass Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums ca. 28 % mehr verdienen als Personen mit einer beruflichen Ausbildung. Jedoch geht aus der um fast 8 Prozentpunkte verringerten

Bildungsrendite aus Spalte 2 hervor, dass ein großer Teil der unkonditionalen Bildungsrendite den Unterschieden in persönlichen und arbeitsplatzbezogenen Charakteristika zuzuordnen ist. Werden zusätzlich Hilfsvariablen für *Ability* in das Modell eingefügt, verdient eine Person durch das Absolvieren eines dualen Studiums noch rund 17 % mehr als durch das Absolvieren einer beruflichen Ausbildung. Die Unterschiede in den Bildungsrenditen sind dabei statistisch signifikant (0,1%-Niveau).

Vergleicht man Personen mit einem Meister-/Technikerabschluss und Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiengangs, sollten sich nach den gebildeten Hypothesen keine Unterschiede in den Bildungsrenditen finden lassen. In der Tat findet sich im unkonditionalen Modell kein signifikanter Unterschied in den Löhnen. Ebenso lassen sich in dem Modell mit Kontrollvariablen in Spalte (2) keine Unterschiede finden. Werden Verzerrungen durch Selbstselektion durch das Einfügen von Proxyvariablen adressiert, wird die Bildungsrendite zwar negativ, bleibt jedoch mit ca. 1 % sehr gering und ist nicht signifikant. Personen mit dualem Studium verdienen also ähnlich viel wie Personen mit einem Meister-/Technikerabschluss.

Besonders interessant ist die Unterscheidung zwischen Personen, die ein duales Studium abgeschlossen haben und Personen, die ein FH-/HAW-Studium abgeschlossen haben. Hier lässt sich aus der Humankapitaltheorie keine eindeutige Hypothese ableiten. So kann einerseits angenommen werden, dass Personen mit dualem Studium durch den Erwerb von höherem betriebs- oder firmenspezifische Humankapital mehr verdienen. Andererseits könnte es auch sein, dass Personen mit einem Studium an der FH/HAW durch höheres unspezifisches Humankapital eine höhere Rendite erhalten. Die Ergebnisse des Vergleichs der beiden Personengruppen sind im dritten Tabellenabschnitt festgehalten (vgl. Tab. 1). Ein Vergleich der Stundenlöhne ohne weitere Kontrollvariablen zeigt, dass Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiengangs signifikant weniger verdienen als Absolventinnen und Absolventen eines Studiums an einer FH/HAW. Durch das Einfügen von Kontrollvariablen verändert sich der Punktschätzer der Bildungsrendite nur gering. Das Einfügen von Hilfsvariablen für *Ability* ändert an diesem Ergebnis nichts. So zeigt eine erste Analyse, dass Absolventinnen und Absolventen einer FH/HAW eher mehr verdienen als Personen mit einem dualen Studium. Ebenso legen die Ergebnisse nahe, dass sich beide Personengruppen, also Studierende von dualen Hochschulen und von FHs/HAWs, in Bezug auf ihre beobachtbaren Merkmale ähneln.

Zum Schluss werden Universitätsabsolventinnen und -absolventen mit Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiengangs verglichen. Hierbei zeigt sich, wie erwartet, ein deutlicher Unterschied in der Bildungsrendite. Universitätsabsolventinnen und -absolventen verdienen ca. 21 % mehr als Absolventinnen und Absolventen einer dualen Hochschule. Wie schon im Vergleich zwischen Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums und einer FH/HAW ändert das Einfügen der

ausgewählten Kontrollvariablen die Differenz in den durchschnittlichen Bildungsrenditen nur sehr leicht. Auch hier wird deutlich, wie ähnlich sich Personen mit dualem Studium und Universitätsabsolventinnen und -absolventen in ihren beobachtbaren Merkmalen sind. In Spalte (3) wird jedoch ersichtlich, dass es, im Gegensatz zum vorhergehenden Vergleich, zwischen Personen mit Universitätsabschluss und Personen mit dualem Hochschulabschluss Unterschiede in der *Ability* gibt. Einen Teil der höheren Bildungsrendite von Personen mit Universitätsabschluss lässt sich also durch eine höhere *Ability* dieser Personen erklären.<sup>17</sup>

### 3.5.2 Analysen zur Lohnverteilung und zum Lohnwachstum

Um ein tieferes Verständnis für Bildungsrenditen des dualen Studiums zu erhalten, sollen anschließend Analysen zur Lohnverteilung und zum Lohnwachstum dargestellt werden. Dazu zeigen die Quantilsregressionen, welche in Abb. 1 dargestellt sind, welche Gruppen besonders von den dargestellten Abschlüssen profitieren.

Bezogen auf den Vergleich von Personen mit dualem Studium und Personen mit beruflicher Ausbildung stellt sich heraus, dass Personen mit dualem Studium über alle Lohnquantile hinweg signifikant mehr verdienen. Personen in den unteren Lohnquantilen erhalten die geringsten Renditen im Vergleich zu Personen in den mittleren und den höheren Lohnquantilen.

Im Vergleich zu einem Meister-/Technikerabschluss ist die Rendite für Personen mit dualem Studium in den mittleren Lohnquantilen am höchsten. Hier unterscheiden sich die Personengruppen bezogen auf ihren Bruttostundenlohn somit am stärksten voneinander. Sowohl im unteren als auch im oberen Ende der Lohnverteilung zeigt sich kein signifikanter Unterschied in den Bildungsrenditen von Personen mit dualem Studium und Personen mit Meister-/Technikerabschluss. Das bedeutet, dass sich die Rendite für Personen mit dualem Studium, die später entweder einen niedrigen oder einen hohen Bruttostundenlohn haben, nicht von der Rendite eines Meisters/Technikers in den gleichen Lohnquantilen unterscheidet. Personen, die sich später in den mittleren Lohnquantilen wiederfinden, profitieren jedoch eher von einem dualen Studium als von einem Meister-/Technikerabschluss.

Vergleicht man die Bildungsrenditen eines dualen Studiums mit denen eines FH/HAW-Studiums über die Quantile der Lohnverteilung hinweg, so wird deutlich, dass sich der Bruttostundenlohn der FH/HAW-Studierten von dem der Personen mit dualem Studium nur an wenigen Stellen der

---

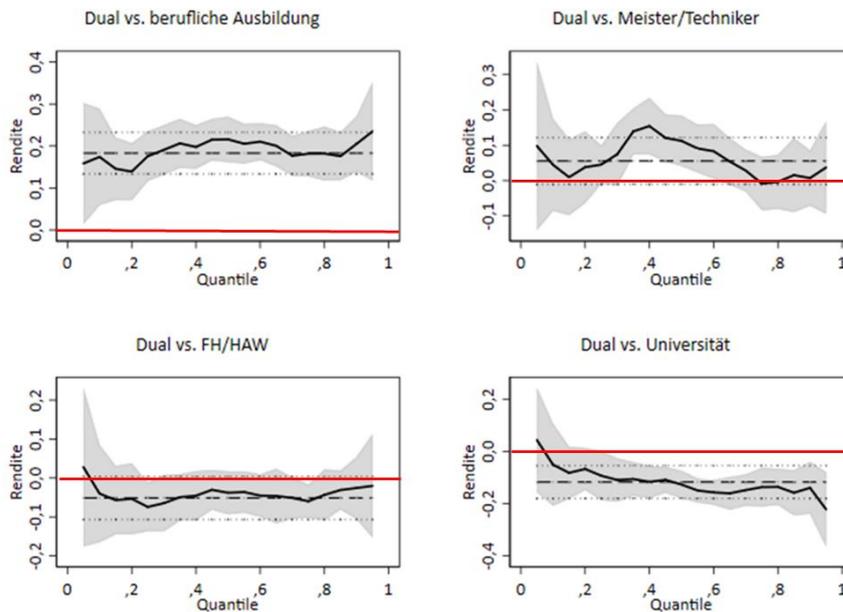
<sup>17</sup> Die Ergebnisse verändern sich nicht, wenn man die Personengruppe der mindestens Promovierten ausschließt.

Lohnverteilung signifikant unterscheidet. Vor allem für Personen im höchsten Lohnquantil liegen die Differenzen in den Renditen nahe bei null. Besonders hervorzuheben ist, dass der Einfluss auf die verschiedenen Lohnquantile sehr konstant ist.

Zuletzt zeigt der Vergleich von Personen mit einem dualen Studium und Personen mit einem Universitätsabschluss, dass der Unterschied in den durchschnittlichen Bildungsrenditen noch größer ist, je mehr die Personen später verdienen. Im untersten Teil der Lohnverteilung unterscheidet sich der Bruttostundenlohn von Personen mit dualem Studium nicht statistisch signifikant vom Bruttostundenlohn von Personen mit Universitätsabschluss. In den höheren Lohnquantilen weisen Personen mit Universitätsabschluss einen deutlich höheren Bruttostundenlohn auf als Personen mit dualem Studium. Der in Abschnitt 3.5.1 beschriebene Unterschied in den Bildungsrenditen dieser beiden Personengruppen ist demnach insbesondere von Personen mit hohem Bruttostundenlohn getrieben.

Insgesamt lässt sich als zentrales Ergebnis herausstellen, dass sich die Bildungsrenditen über die Lohnverteilung hinweg unterschiedlich gestalten. Dabei profitieren Personen in den höchsten Lohnquantilen häufig am meisten von einem höheren Bildungsabschluss, während in den unteren Lohnquantilen geringere Unterschiede in den Bildungsrenditen zu erkennen sind.

**Abbildung 3.1 Quantilsregressionen der Bildungsalternativen im Vergleich zu einem dualen Studium**



*Quelle:* Eigene Berechnungen auf Basis der NEPS-SC6. *Verwendete Kontrollvariablen:* Geschlecht, Migrationshintergrund, Bundesland des höchsten Abschlusses, Potentielle Berufserfahrung, quadrierte potentielle Berufserfahrung, Sektor des aktuellen Berufs, Lage der Arbeitsstätte (Ost/West), Teilzeit (Ja/Nein), höchster ISEI der Eltern, Klasse wiederholt, Abschlussnote (in vier Kategorien). *Anmerkung:* Die schwarze hervorgehobene durchgehende Linie zeigt die individuelle Bildungsrendite nach Quantilen. Der schattierte Bereich zeigt das 95%-Konfidenzintervall der geschätzten Renditen. Die rote Linie markiert die Null und zeigt damit an über welche Quantile die Rendite signifikant verschieden von null ist. Die hervorgehobene gestrichelte Linie zeigt die durchschnittliche Rendite, die durch eine OLS-Regression geschätzt wird (vgl. Tabelle 3.1).

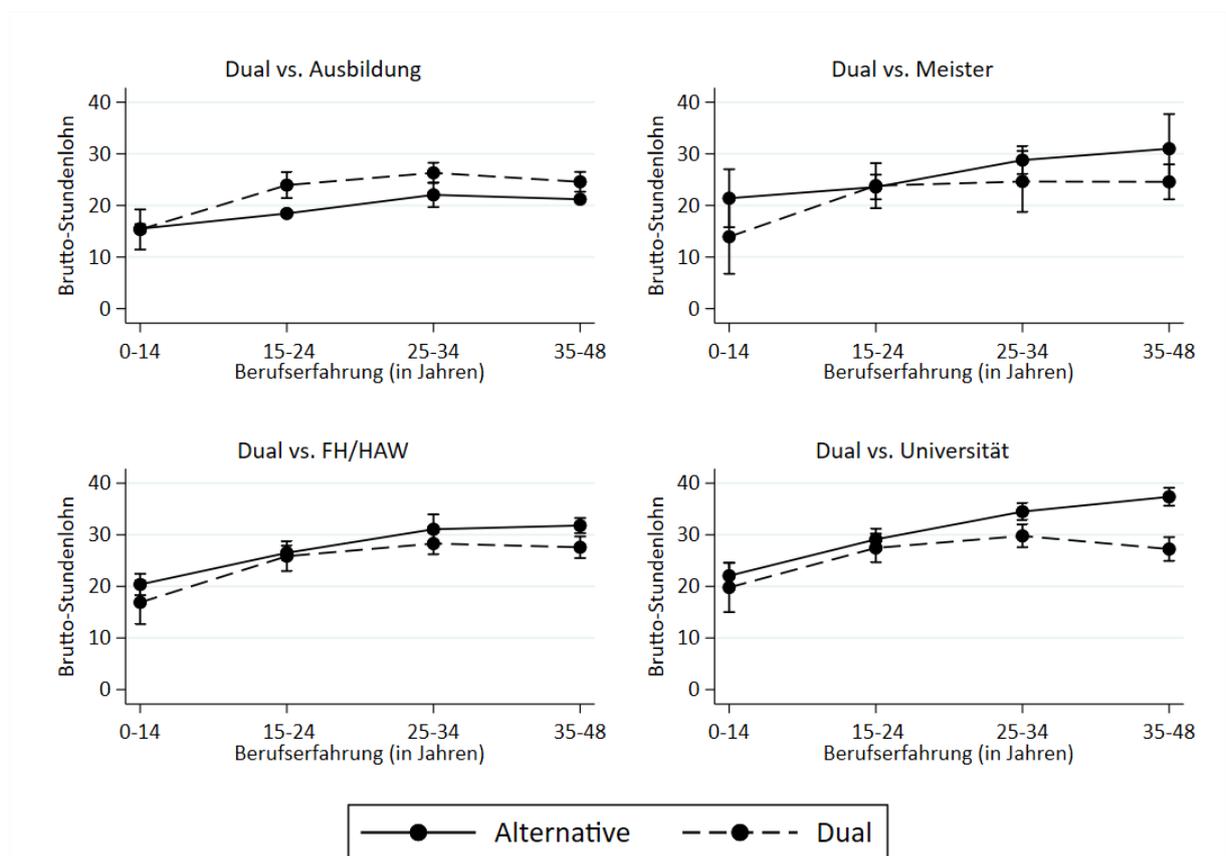
Anschließend soll nun die Entwicklung des durchschnittlichen Bruttolohns entlang der Berufserfahrung betrachtet werden. Einerseits unterscheiden sich die Bildungsalternativen in der Ausbildungsdauer, andererseits soll analysiert werden, ob der Verlauf der Erträge der einzelnen Bildungsrenditen variiert. Dahinter steht die Annahme, dass bestimmte Bildungsalternativen zwar relativ schnell hohe Erträge erwirtschaften, diese jedoch im weiteren Verlauf weniger stark steigen als andere.

Um diesen Fragestellungen nachzugehen, ist in Abbildung 3.2 der durchschnittliche vorhergesagte Verlauf des Brutto-Stundenlohns von Personen mit dualem Studium mit zunehmender potentieller Berufserfahrung<sup>18</sup> im Vergleich zu jeweils einer alternativen Bildungsentscheidung dargestellt. Dabei ist die Berufserfahrung kategorial zusammengefasst um geringe Fallzahlen in einzelnen Kategorien zu vermeiden. Die erste Kategorie beschreibt die Rendite einer Bildungsentscheidung für Personen mit

<sup>18</sup> Hierbei wird die potentielle Berufserfahrung verwendet, da sich keine Unterschiede zu der tatsächlichen Berufserfahrung finden lassen.

einer Berufserfahrung von 0 bis 14 Jahren, die zweite Kategorie für Personen mit 15 bis 24 Jahren, die dritte Kategorie für Personen mit 25 bis 34 Jahren und die vierte Kategorie für Personen mit 35 bis 48 Jahren. Die abhängige Variable bildet im Gegensatz zu den bisherigen Analysen der absolute Bruttostundenlohn.

**Abbildung 3.2 Verlauf der Bildungsrenditen mit zunehmender Berufserfahrung**



*Quelle:* Eigene Berechnungen auf Basis der NEPS-SC6. *Anmerkungen:* Um die Punktschätzer der individuellen Bildungsrendite nach potentieller Berufserfahrung sind jeweils die 5%-Konfidenzintervalle angegeben. Die Fallzahlen der einzelnen Alters- und Bildungsgruppen sind in Tabelle A.4 im Anhang dargestellt. *Verwendete Kontrollvariablen:* Geschlecht, Migrationshintergrund, Bundesland des höchsten Abschlusses, Sektor des aktuellen Berufs, Lage der Arbeitsstätte (Ost/West), Teilzeit (Ja/Nein), höchster ISEI der Eltern, Klasse wiederholt, Abschlussnote (in vier Kategorien).

Ein eindeutig höherer Ertrag wird beim Vergleich des dualen Studiums mit einer beruflichen Ausbildung deutlich. Hier steigt das Einkommen mit zunehmender Berufserfahrung zunächst schneller, flacht dann aber ab, sodass sich die Bruttostundenlöhne zwischen diesen beiden Abschlüssen mit viel Berufserfahrung nur noch geringfügig unterscheiden. Im Vergleich zu Personen mit einem Meister-/Technikerabschluss und zu Personen mit einem FH/HAW-Abschluss verdienen Personen mit dualen Studium über den Berufsverlauf zwar immer weniger, diese Unterschiede sind jedoch nicht signifikant. Ein deutlich steilerer Verlauf des Einkommens ergibt sich bei Universitätsabsolventinnen und -

absolventen, sodass sich die Einkommen zu Personen mit dualem Studium ab einer Berufserfahrung von 15 Jahren signifikant unterscheiden.

Aus diesen Analysen wird ersichtlich, dass nicht nur die relativen Bildungsrenditen, sondern auch die absoluten Ertragsverläufe zwischen Bildungsabschlüssen differieren. Hierbei weist die duale Berufsausbildung einen flacheren und der Universitätsabschluss einen steileren Einkommensverlauf als das duale Studium auf. Zusätzlich gilt es herauszustellen, dass sich die Einkommensverläufe entlang der Berufserfahrung hinsichtlich eines dualen Studiums, eines FH/HAW-Abschluss sowie eines Meister-/Technikerabschlusses stark ähneln.

Insgesamt stellen die Analysen zur Lohnverteilung und zum Lohnwachstum heraus, dass sich die Bildungsrenditen von Personen mit dualem Studium und von Personen mit einem Studium an einer FH/HAW auch bei näherer Betrachtung stark ähneln. Ebenso unterscheidet sich die Bildungsrendite von einem dualen Studium kaum zu der eines Meister-/Technikerabschlusses, insbesondere im oberen und unteren Bereich der Lohnverteilung sowie im Bereich der Einkommensverläufe.

### 3.5.3 Robustheitsanalysen

Da die Definition eines dualen Studiums sehr weit gefasst ist und die Umsetzungsformen des dualen Studiums stark variieren können, ist es notwendig die vorgestellten Ergebnisse weiter zu überprüfen, insbesondere bezüglich der Unterschiede zwischen Personen mit dualem Studium und Personen mit Meister/Techniker und mit FH/HAW-Studium. Dazu werden die Analysen zur Einkommensfunktion von Mincer mit verschiedenen Teilgruppen der Stichprobe wiederholt.

Um die verwendete Definition eines dualen Studiums genauer in den Blick zu nehmen, werden die dazu gestellten Fragen in den NEPS-Daten (siehe Kapitel 3.4) einzeln ausgewertet. Demnach werden in Spalte 1 nur Personen einbezogen, die angeben, neben ihrem Studium eine Berufsausbildung absolvieren zu können, während in Spalte 2 nur Absolventinnen und Absolventen einer Berufsakademie einbezogen werden. Vergleicht man diese Ergebnisse nun mit den Analysen über alle Personen, die ein duales Studium absolvieren konnten (siehe Tabelle 3.1), stellt sich heraus, dass Renditen für Personen, die neben ihrem Studium eine Berufsausbildung absolvieren konnten, geringer sind, wohingegen Personen mit einem Abschluss von einer Berufsakademie höhere Renditen aufweisen.

Neben der Definition eines dualen Studiums kann außerdem die Qualität variieren. Dazu werden in Spalte 3 nur Analysen mit Personen durchgeführt, die ihren Abschluss in Bundesländern erworben haben, die in der heutigen Zeit eine staatliche duale Hochschule aufweisen (Baden-Württemberg, Sachsen, Thüringen oder Schleswig-Holstein; Krone, 2015). Diese Analysen zeigen deutlich höhere

Renditen zu Gunsten des dualen Studiums. So wird der Unterschied zur beruflichen Ausbildung größer und der zum Universitätsstudium nicht signifikant.

Abschließend werden in Spalte 4 nur Studienfächer betrachtet, die häufig dual studiert werden. Folgende Bereiche wurden daher in die Analysen ausgeschlossen: Land-, Forst- und Tierwirtschaft und Gartenbau; Bau, Architektur, Vermessung und Gebäudetechnik; Verkehr, Logistik, Schutz und Sicherheit; Kaufmännische Dienstleistungen, Warenhandel, Vertrieb, Hotel und Tourismus. Hierbei zeigen sich ähnliche Zusammenhänge, wie für die Gesamtstichprobe (vgl. Tabelle 3.1).

**Tabelle 3.2 Vergleich individueller Bildungsrenditen unterschiedlicher Bildungswege nach Studienform und Studienfach**

	Personen, die während des Studiums eine Berufsausbildung absolvieren konnten	Absolventinnen und Absolventen einer Berufsakademie	Personen aus Ba-Wü, Sachsen, Thüringen, Schleswig-Holstein	Ohne Studienfächer, die selten dual studiert wurden†
	(1)	(2)	(3)	(4)
Einkommen: log. Stunde, inflationsbereinigt				
Dual vs. Ausbildung	0,0904+ (0,0514)	0,2178*** (0,0306)	0,3073*** (0,0624)	0,1882*** (0,0316)
N	6.322	6.425	884	4.090
R <sup>2</sup>	0,18	0,19	0,27	0,19
Dual vs. Meister	-0,0723 (0,0574)	0,0201 (0,0405)	0,1097 (0,0681)	-0,0088 (0,0435)
N	999	1.102	196	758
R <sup>2</sup>	0,22	0,23	0,43	0,24
Dual vs. FH	-0,1476** (0,0534)	-0,0649+ (0,0338)	0,0846 (0,0628)	-0,0977** (0,0355)
N	1.335	1.438	272	1.098
R <sup>2</sup>	0,23	0,22	0,34	0,24
Dual vs. Uni	-0,2802*** (0,0533)	-0,1217*** (0,0354)	-0,0763 (0,0642)	-0,1393*** (0,0355)
N	2.201	2.304	342	1.899
R <sup>2</sup>	0,17	0,16	0,34	0,18

*Quelle:* Eigene Berechnungen auf Basis der NEPS-SC6. *Anmerkungen:* Standardfehler in Klammern. Sterne stehen für das Signifikanzniveau: + für 10%, \* für 5%, \*\* für 1%, \*\*\* für 0,1%. † Da Studienfächer nicht umfassend verfügbar sind, wurden nur Personen betrachtet, die in folgenden Berufsbereichen arbeiten: Rohstoffgewinnung, Produktion und Fertigung; Naturwissenschaft, Geografie und Informatik; Unternehmensorganisation, Buchhaltung, Recht und Verwaltung; Gesundheit, Soziales, Lehre und Erziehung; Sprach-, Literatur-, Geistes-, Gesellschafts- und Wirtschaftswissenschaften, Medien, Kunst, Kultur und Gestaltung. *Verwendete Kontrollvariablen:* Geschlecht, Migrationshintergrund, Bundesland des höchsten Abschlusses, Potentielle Berufserfahrung, quadrierte potentielle Berufserfahrung, Sektor des aktuellen Berufs, Lage der Arbeitsstätte (Ost/West), Teilzeit (Ja/Nein), höchster ISEI der Eltern, Klasse wiederholt, Abschlussnote (in vier Kategorien).

Insgesamt stellt sich heraus, dass die Bildungsrenditen eines dualen Studiums für die Schätzungen mit den Teilstichproben im Vergleich zu den Ergebnissen mit der gesamten Stichprobe deutlich ansteigen. So zeigt sich, dass die Bildungsrenditen eines dualen Studiums in Relation zu einer beruflichen Ausbildung deutlich höher und in Relation zu einem Meister-/Technikerabschluss teilweise auch positiv und signifikant von null verschieden sind. Ähnlich zu den Analysen mit der Gesamtstichprobe

zeigen sich kaum signifikante Unterschiede im Vergleich des dualen Studiums zu einem Abschluss an einer FH/HAW. Die Renditen bezogen auf den Vergleich zu einem Universitätsabschluss nähern sich zwar teilweise der null an, bleiben jedoch signifikant höher für Absolventinnen und Absolventen eines Universitätsstudiums.

Daran anschließend sollen in den Analysen mit weiteren Subsamples in Tabelle 3.3 homogenere Gruppen verglichen werden. Zur Referenz werden die Basisergebnisse in der ersten Spalte nochmals aufgeführt.

**Tabelle 3.3 Analysen mit Subsamples**

	Ergebnisse als Referenz	Personen, die nach 1955 geboren sind	Personen mit Schulabschluss in der BRD	Personen mit mind. Fachhochschulreife
	(1)	(2)	(3)	(5)
Einkommen: log. Stunde, inflationsbereinigt				
Dual vs. Ausbildung	0,1736*** (0,0273)	0,1839*** (0,0301)	0,2535*** (0,0283)	0,1682*** (0,0363)
N	6.533	5.543	4.698	1.473
R <sup>2</sup>	0,19	0,19	0,19	0,20
Dual vs. Meister	-0,0115 (0,0364)	-0,0044 (0,0409)	0,0512 (0,0436)	-0,0040 (0,0740)
N	1.210	1003	896	350
R <sup>2</sup>	0,23	0,22	0,16	0,26
Dual vs. FH	-0,0931** (0,0299)	-0,0874** (0,0327)	-0,0194 (0,0322)	-0,0467 (0,0367)
N	1.546	1.321	1.150	1.163
R <sup>2</sup>	0,23	0,24	0,21	0,21
Dual vs. Uni	-0,1744*** (0,0309)	-0,1537*** (0,0336)	-0,0835** (0,0320)	-0,1135** (0,0370)
N	2.412	2.074	1.794	2.190
R <sup>2</sup>	0,17	0,18	0,17	0,16

*Quelle:* Eigene Berechnungen auf Basis der NEPS-SC6. *Anmerkungen:* Standardfehler in Klammern. Sterne stehen für das Signifikanzniveau: + für 10%, \* für 5%, \*\* für 1%, \*\*\* für 0,1%. *Verwendete Kontrollvariablen:* Geschlecht, Migrationshintergrund, Bundesland des höchsten Abschlusses, Potentielle Berufserfahrung, quadrierte potentielle Berufserfahrung, Sektor des aktuellen Berufs, Lage der Arbeitsstätte (Ost/West), Teilzeit (Ja/Nein), höchster ISEI der Eltern, Klasse wiederholt, Abschlussnote (in vier Kategorien).

In der zweiten Spalte werden Personen ausgeschlossen, die vor 1955 geboren wurden, da ihre Bildungsbiografie stark von der Nachkriegszeit geprägt wurde. Somit können diese Personen nur schwer mit den nachfolgenden Generationen verglichen werden. Durch die Zunahme der

Bildungsrenditen eines dualen Studiums durch den Ausschluss der Personen, die vor 1955 geboren sind, kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass diese Personen systematisch geringere Bildungsrenditen haben, als Personen, die ein duales Studium abgeschlossen haben und nach 1955 geboren wurden.

Daneben repräsentieren die Ergebnisse in Spalte (3) nur Personen, die ihren Schulabschluss in Westdeutschland gemacht haben. Somit werden Personen ausgeschlossen, die ihren Schulabschluss in der ehemaligen DDR gemacht haben. Dadurch verändern sich die Bildungsrenditen deutlich. Diese Veränderung kann auf die stark vergrößerten Unterschiede zurückgeführt werden und liegt nicht in einer verkleinerten Stichprobe begründet.

Zuletzt wird in Spalte (4) mit dem Ausschluss aller Personen, die nicht mindestens eine Fachhochschulreife als höchsten Bildungsabschluss angeben, eine größere Gruppe von Personen ausgeschlossen. Diese Personen werden vor dem Hintergrund der Selektivität des Bildungssystems ausgeschlossen. So sollen Personen miteinander verglichen werden, denen alle betrachteten Bildungsalternativen offenstehen: ein duales Studium sowie ein Studium an einer FH/HAW oder einer Universität wie auch eine berufliche Ausbildung. Es zeigt sich, dass die Bildungsrendite von dual Studierten in Relation zu Personen mit Ausbildung unverändert zu den Ergebnissen der Gesamtstichprobe bleibt, während Personen mit dualem Studium im Vergleich zu Personen mit einem Meister-/Technikerabschluss eine signifikant höhere Bildungsrendite haben. Bei den Vergleichen von Personen mit dualem Studium zu einem Studium an einer Universität oder an einer HAW/FH ergeben sich keine signifikanten Unterschiede zur gesamten Stichprobe.

Insgesamt stellt sich heraus, dass durch die Robustheitsanalysen deutlich wird, wie Bildungsrenditen in homogenen Stichproben von denen in der Gesamtstichprobe abweichen können. Insbesondere bestätigt sich jedoch, dass sich Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums in Bezug auf die Bildungsrendite nur in wenigen Fällen unterhalb von FH- bzw. HAW-Studierten einordnen lassen. Die Ergebnisse deuten zudem auf eine heterogene Personengruppe der dual Studierenden hin.

### 3.6 Diskussion

Abschließend sollen die zentralen Ergebnisse der vorgestellten Studie herausgestellt und diskutiert werden. So lässt sich festhalten, dass die Bildungsrenditen von Personen mit dualem Studium im Vergleich zu Personen mit einer beruflichen Ausbildung und auch zu Personen einem Meister-/Technikerabschluss in der Regel höher sind. Bezogen auf den Vergleich zu den anderen Studienformen ergeben sich unterschiedliche Befunde: Während sich zu Personen mit einem FH/HAW-Abschluss sich ähnliche Bildungsrenditen, auch unter Einbezug verschiedener Teilstichproben zeigen,

weisen Absolventinnen und Absolventen eines Universitätsstudiums höhere Bildungsrenditen als Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums auf. Die Ergebnisse replizieren, analog zur wissenschaftlichen Literatur, dass Studierende an einer Universität höhere Bildungsrenditen zu erwarten haben als Studierende an einer FH/HAW (Fichtl und Piopiunik, 2017; Glocker und Storck, 2012; Piopiunik, Kugler und Woessmann, 2017).

Zusätzlich haben die Robustheitsanalysen jedoch gezeigt, dass die Belastbarkeit der Ergebnisse auch von der Definition des dualen Studiums und der zugrundeliegenden Stichprobe abhängt. So ergeben sich Unterschiede in den Renditen, wenn sich die Stichprobe auf bestimmte Bundesländer und Studienfächer konzentriert, da hierbei homogenere Gruppen verglichen werden. Daher ist eine Einordnung der Befunde auch mit Blick auf die Koexistenz von Bildungsentscheidung und Berufswahl entscheidend.

Bei einer detaillierteren Betrachtung der Bildungsrenditen entlang der Lohnverteilung mit Hilfe der Quantilsregression ergibt sich ein etwas anderes Bild: Für Personen mit niedrigem Bruttostundenlohn macht es hierbei keinen Unterschied, ob man ein duales Studium oder ein Studium an einer Universität abgeschlossen hat. Dabei bleibt jedoch offen, ob diese Unterschiede durch andere Aspekte beeinflusst werden, wie beispielsweise das Prestige und das soziale Ansehen eines Berufs. Bei der Betrachtung der Löhne über die Zeit zeigt sich, dass sich das Einstiegsgehalt kaum nach Abschlussart unterscheidet. Für Personen mit einem dualen Studium gestaltet sich der Verlauf des Lohns ähnlich zu dem von Personen mit einem FH/HAW-Studium. Insgesamt steigt der Lohn für Personen mit einem Universitätsstudium am stärksten an. Im Zusammenhang mit diesen zusammenfassenden Ergebnissen gilt es herauszustellen, dass die dargestellten Ergebnisse einen deskriptiven Charakter haben, da die Datengrundlage es nicht zulässt, neuere Methoden der Kausalanalyse zu verwenden.

Ebenso gilt es die theoretische Grundlage einzuordnen. Obwohl die Humankapitaltheorie zwar eine im Zusammenhang von Bildungsrenditen oft verwendete Theorie darstellt (bspw. Brand und Xi, 2010; Carneiro et al., 2011; Fichtl und Piopiunik, 2017; Henderson et al., 2011; Piopiunik et al., 2017), machen vor allem die Analysen zur Lohnverteilung deutlich, dass diese ursprünglich von Becker (1962) entwickelte theoretische Grundlage bei der Betrachtung von Bildungsrenditen ähnlicher Abschlüsse (duales Studium, Studium an einer FH/HAW oder Universitätsstudium) nicht ausreicht. Problematisch ist hierbei, dass ähnliche Bildungsniveaus und ähnliche Kompetenzen betrachtet werden, die nach der Humankapitaltheorie zu gleicher Produktivität und gleichem Einkommen führen sollten. Da sich die verschiedenen Formen des Studiums markant durch unterschiedliche Lernerfahrungen voneinander abgrenzen, ist anzunehmen, dass dies auch monetäre Auswirkungen mit sich bringt. Daher ist es naheliegend diesen unterschiedlichen Kompetenzerwerb und damit verschiedene Lehr-Lern-Prozesse

noch näher zu betrachten, wie es beispielsweise mit dem Angebot-Nutzungs-Modell von Helmke (2014) möglich wäre. Weiter wird das Individuum als rational agierend beschrieben. Bildungsentscheidungen werden jedoch von weiteren (auch nicht rationalen) Argumenten beeinflusst, die in diesem vereinfachten Konzept keine Berücksichtigung finden.

Eine weitere Problematik, die sich bei der Betrachtung von Bildungsrenditen eines dualen Studiums ergibt, stellt die Definition dar. Im Gegensatz zu einem Universitätsstudium oder einem Studium an einer FH/HAW, lässt sich das duale Studium einerseits nicht institutionell abgrenzen. Andererseits erschweren die verschiedenen Umsetzungsarten eine einheitliche Definition. In dieser Studie wurde eine sehr breite Definition eines dualen Studiums betrachtet, um eine ausreichend große Stichprobe nutzen zu können. Die Robustheitsanalysen zeigen, dass eine eindeutige Abgrenzung von Personengruppen, die ein duales Studium absolviert haben, nur schwer möglich ist.

Hinzu kommt, dass sich in Anbetracht der Expansion von dualen Studiengängen diese Aspekte über die Zeit verändern. Es ist somit möglich, dass die Renditen eines dualen Studiums für Personen, die *heute* eines absolvieren, höher ausfallen, als dies in der betrachteten Stichprobe der Fall ist. Diese Annahme wird durch die Studie von Kramer et al. (2011) gestützt, die mit neueren Daten der TOSCA-Studie zu dem Ergebnis kamen, dass Studierende an der Dualen Hochschule Baden-Württemberg zum größten Teil günstigere Werte im Bereich der Leistungsfähigkeit aufweisen als Studierende an einer FH/HAW.

Darüber hinaus gibt es weitere Aspekte des dualen Studiums, die sich positiv auf die Bildungsrendite auswirken können und die in dieser Studie noch nicht betrachtet wurden. Beispielsweise entstehen durch das duale Studium geringere Kosten, da es häufig in der Regelstudienzeit absolviert wird. Dazu wird während des Studiums regelmäßig Gehalt vom Partnerunternehmen gezahlt. Außerdem werden übermäßig viele Studierenden von ihrem Partnerunternehmen nach Abschluss der Ausbildung übernommen (Kastendeich und Steinhäuser, 2018: 24f). Durch das Betrachten des Lebenseinkommens könnten sich somit höhere Bildungsrenditen für ein duales Studium zeigen.

Letztendlich kann dieser Beitrag also als ein Ausgangspunkt der Diskussion dienen, ob duale Studiengänge bildungs- und sozialpolitisch gewünscht sind und daher vermehrt angeboten werden sollten. Die dargestellten Ergebnisse lassen vermuten, dass Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums ähnlich abschneiden, wie FH/HAW-Absolventinnen und Absolventen, jedoch durch die enge Kooperation mit Betrieben mehr betriebspezifisches Humankapital aufweisen. Insbesondere im Hinblick auf Unterschiede im Lebenseinkommen sowie andere nicht-monetäre Bildungsrenditen, wie Karrierechancen oder auch psychische und physische Gesundheit sollten daher weitere Analysen folgen, welche die politische Debatte um das duale Studium voranbringen.

## 4 Accounting for Dropout Risk and Upgrading in Educational Choices: New Evidence for Lifetime Returns in Germany

### 4.1 Introduction

During the past few decades, the proportion of individuals with tertiary education has steadily increased in OECD countries, from 35 % in 2008 to more than 44 % in 2018 (OECD, 2019). Furthermore, educational systems throughout the world have gained in both complexity and permeability, which allows easier educational up- and downgrading, while making it more difficult to compare the benefits of different educational paths. Although the literature on returns to education is extensive and very detailed, relatively few studies examine the risks and chances of educational upgrading, as well as the opportunity costs in terms of lifetime income. This leads to our main research question: What are the lifetime economic returns to different educational paths? This paper contributes to the literature by analysing the monetary returns of different educational paths on lifetime labour income by using novel data for Germany. Investigating different educational paths enables us to consider dropout risk and chances of educational upgrading. We focus on the returns to vocational training compared to academic education.

In general, education has been shown to have a positive impact on individual income and other labour market-related outcomes (e.g., Brunello et al., 2009; Brunello and Rocco, 2017; Card, 2001; Dearden et al., 2002; Martins and Pereira, 2004; Meyer et al., 2019). A summary of several studies on the monetary returns to education in Europe shows economic returns of at least 4% per year of education (Woessmann, 2016). Recently, there has been a development of studies that directly analyse the returns to education using lifetime labour earnings (e.g., Alda et al., 2019; Bhuller et al., 2017; Brunello and Rocco, 2017; Dustmann et al., 2017; Golsteyn and Stenberg, 2017; Hanushek et al., 2017; Malamud and Pop-Eleches, 2010; Rzepka, 2018). In Great Britain, Brunello and Rocco (2017) examine the extent to which the short-term advantage of vocational training (a smoother school-to-work transition) offsets the long-term disadvantages (such as lower wages compared to academic education). They find evidence of a long-term trade-off for monetary returns and individuals with lower vocational degrees. Using a similar approach, Golsteyn and Stenberg (2017) investigate the relative benefits of vocational versus academic education by comparing short-term and long-term earnings with Swedish registry data. Their results suggest that vocational skills improve short-term earnings and general skills increase long-term earnings. By analysing an educational reform during Romania's transition to a market economy from 1949 to 1968, Malamud and Pop-Eleches (2010) suggest that differences in returns on education between individuals with vocational degrees and ones with general school degrees are

mostly driven by selection. Similar to our approach, Bhuller et al. (2017) analyse Norwegian register data with nearly career-long earnings information to calculate lifetime returns to education by applying three commonly used identification strategies: Mincer regression, controlling for IQ, and an instrumental variables approach. The authors observe different returns on education for each method, especially assuming that the Mincer regression dramatically understates the economic returns to education. Their results indicate that additional schooling leads to higher wages throughout the working life and steeper age-earnings profiles. The preferred instrumental variables approach indicates an internal rate of return of 11 %. In addition, Bhuller et al. (2017) state that the use of long panel data is crucial for measuring true earning patterns and estimating the rates of return on education.

Only a few studies examine returns to education over the life cycle for the education system in Germany or analyse the effects of occupational degrees rather than additional years of (compulsory) schooling (Alda et al., 2019; Dustmann et al., 2017; Hanushek et al., 2017; Rzepka, 2018; Zimmermann, 2021). Alda et al. (2019) use the Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB) to analyse the educational premiums of young male employees in West Germany from 1976 to 2010. The study discovers negative effects of educational expansion for some groups of workers but attribute the decreasing premiums to routine-biased technological change. Using the same data, Dustmann et al. (2017) investigate the effect of attending a more advanced track in middle school on long-term outcomes. They find no effect and attribute the results to the chance of later track-reversal. While analysing whether relative labour-market advantage of vocational over general education decreases with age due to rapid technological change and less adaptability, Hanushek et al. (2017) find strong support for their hypotheses in 18 countries including Germany. In detail, the authors use the International Adult Literacy Survey (IALS) and a difference-in-differences approach comparing labour-market outcomes across different ages between individuals receiving general and vocational education. The results show that the impact of vocational education and training varies across countries due to the specific institutional structure of schooling and work-based training. Nevertheless, a declining age-employment pattern for those with vocational education relative to those with general education is found in all vocational education countries, but it is most acute in Germany, Denmark, and Switzerland. The results remain robust when accounting for ability patterns and using propensity-score matching. Rzepka (2018) uses an early version of the NEPS-SC6-ADIAB data to analyse the effect of college enrolment for a small group of individuals who hold only vocational degrees. These enrollees face high opportunity costs, but tend to obtain higher cumulative earnings late in life and jobs with a higher reputation in society. Recently, Zimmermann (2021) analyses short-term and long-term returns of individuals with vocational higher track secondary (HTS) degrees versus individuals with general HTS

degrees in Germany. The results suggest that vocational HTS pupils seem to receive higher earnings at early stages of life, with little differences at later stages. Hence, the evidence on lifetime labour returns to education in Germany is sparse and mostly descriptive or selective for specific groups of individuals. Thus, a comprehensive picture of the long-term returns in Germany is missing.

It is important to note that many of the cited studies do not account for the increasing complexity of the education systems. In Germany, two main qualifications can be obtained after school, vocational education and training or studying at a university. Vocational education and training can be started after any school-leaving qualification. It is characteristic that trainees complete both theoretical phases in school and practical phases in a company. In addition, you can become a craftsman or technician after obtaining a vocational degree. After the highest school-leaving qualification, it is also possible to study at a university. But the German education system also allows for educational upgrading or heterogeneous paths to higher education (see Figure B.1 in the Appendix).

Biewen and Tapalaga (2017) investigate data from the National Educational Panel Study (NEPS) and suggest that analysing only the highest educational degree might not be appropriate. Moreover, they state that a high proportion of the population exercises 'second chance' options to revise earlier track choices. Further studies have shown that the educational path has a high impact on the returns to education for similar educational qualifications (e.g., Heigle and Pfeiffer, 2019; Heublein et al., 2017; Müller and Schneider, 2013). On the one hand, the returns to education differ because of the educational path itself. Individuals who start university studies but never complete them have greater occupational prestige and greater life satisfaction, but not higher wages, than individuals who have never been enrolled in university studies but could have (Heigle and Pfeiffer, 2019). On the other hand, different educational paths have different risks of dropout, which makes their pursuit more or less uncertain. Patnaik et al. (2020) estimate college major choice using a panel of experimentally derived data for the United States. They are able to separate perceptions about the degree of risk and the current versus future payoffs. The authors stated that ignoring heterogeneity in risk and time preferences largely overstates the importance of earnings. Heublein et al. (2017) indicate that educational background determines college dropout in Germany. Individuals primarily drop out because of intractable study requirements, a lack of prerequisites for the field of study, the inability to identify with the chosen subject of study, and the desire to focus more on practical activities. In addition, Müller and Schneider (2013) find that the dropout rate in tertiary education is significantly

lower if the pre-tertiary pathway is a direct one via Gymnasium<sup>19</sup> compared to an upwardly mobile educational biography or students who obtained a vocational degree first. Dropout rates at universities are lower for students with stronger social backgrounds. Hence, recent studies have shown that analyses based only on the highest educational qualification are not appropriate to reflect the permeability of the German educational system and might bias results in favour of high educational qualifications if parental background or individual ability is not correctly controlled.

We combine these two strands of the literature. First, we provide a comprehensive picture of lifetime economic returns to education in Germany, where the evidence has been mostly descriptive. Second, we analyse educational paths to account for the risk of dropout and the chances of educational upgrading in such a way that we can calculate ex-ante returns to educational decisions, i.e. returns of starting a specific education after school. We answer two research questions. First, how do the returns to education differ between various educational paths when looking at cumulative labour income over the life cycle? And second, how do the returns to education change when the risk of dropout and the chances to educational upgrading are considered? To answer the first question, we rely on the computation of up-to-age- $X$  income and find the break-even points (e.g., the age when individuals with vocational degrees are surpassed in terms of cumulative labour income compared to individuals with university degrees). Examining the second question, we compare the educational returns of completed degrees to returns of the first educational decisions after school.

To identify the returns to education, our strategy relies on selection-on-observables. As we have access to educational background variables and proxy variables for ability, our study uses entropy balancing to balance covariate distributions of the treatment and control groups (i.e., individuals with different educational paths). The method has two advantages. First, matching methods can eliminate two of the three potential sources of bias identified by Heckman, Ichimura, Smith, and Todd (1999). Bias arises due to (1) differences in the common support of  $X$  (covariates) in the treated and control groups and (2) differences between treated and controls in the distribution of  $X$  over its common support. We use entropy balancing as a matching approach to eliminate both sources of bias. However, as is the case for OLS, a causal interpretation requires that (3) the assumption of selection-on-observables ( $Y(0), Y(1) \perp D|X$ ) holds, i.e., that all factors that affect the educational choice and the earnings at the same time are observed. Second, entropy balancing balances covariate distributions more

---

<sup>19</sup> Similar to high school, graduating one acquires the Abitur, the prerequisite to be able to attend university.

efficiently (Hainmueller, 2012). However, concerns about selection bias due to unobservable characteristics cannot be allayed.

The results show positive returns to education on lifetime labour earnings. Especially for completing higher education, we find high pay-offs late in life. Most notably, individuals with additional education after vocational training, such as craftsmen or technicians, earn more than university graduates do over a long period of life. Furthermore, we show that individuals who start vocational training and study afterwards do not fare worse in terms of lifetime earnings than individuals do who immediately commenced university studies, even if we consider that educational upgraders have longer training periods. Additionally, we find, with respect to cumulative labour income, smaller returns to beginning university studies, as the risk of dropping out is rather high. Overall, our results show the importance of considering the risk of dropout from higher education and of educational upgrading from lower educational tracks when analysing returns to education, as well as taking the opportunity costs of lost lifetime income into account.

The remainder of the paper is structured as follows. We introduce the NEPS-SC6-ADIAB data and the entropy balancing method in detail in Section 4.2. In Section 4.3, we present the results. Finally, we discuss the results and our study's strengths and weaknesses in Section 4.4.

## 4.2 Data and Methods

For our study, we use a combined dataset from administrative sources and a representative survey on individuals born in Germany between 1944 and 1986. The NEPS-SC6-ADIAB (Antoni et al., 2018) links the social security records from the administrative data of the Institute for Employment Research of the Federal Employment Agency (IAB) to the individuals in the NEPS Starting Cohort 6 adult survey (NEPS-SC6; Blossfeld et al., 2011) of the Leibniz Institute for Educational Trajectories (LifBI). In particular, we have access to the Integrated Employment Biographies (IEB) for up to 12,660 of the 17,000 individuals sampled in the NEPS-SC6. Hence, the data combines the advantages of survey data with the advantages of administrative data. From the administrative side, we have access to exact income information from the full employment history of employment episodes that are subject to social security notification, as well as unemployment episodes for individuals in West Germany from 1975 to 2014 and in East Germany between 1991 and 2014. We can observe gross daily income, which is calculated from social security contributions and is, therefore, of high quality. The NEPS-SC6 contains detailed information on the full educational history and employment episodes that are not subject to social security notification, including income information for all individuals since 2006. However, the challenges of the data include the relatively small sample size of the NEPS-SC6, in comparison to other

purely administrative data sources, and the lack of income information on civil servants and the self-employed before 2006 due to the nature of the IEB.

In the combined dataset, we use the education and employment biographies from the NEPS-SC6 to fill “blind spots” in the administrative data, which only tracks employment subject to social security and unemployment episodes. The NEPS-SC6 allows us to calculate income during educational phases, military service, and parental leave (all of which we set to one euro<sup>20</sup>) and employment outside social security, namely public officials (*Beamte*), and self-employment (at least since 2006). In summary, the combination of the survey and the administrative data allows us to track individuals for a longer time than would the administrative data only<sup>21</sup> and to have more reliable salary information than is in the survey data alone.<sup>22</sup>

The NEPS-SC6 surveys contain the entire educational history of each individual. Although the information on education stems from survey data, check modules ensure a plausible and complete biography. However, errors in terms of the educational qualification cannot be ruled out. Observing the complete education biography of an individual is important since educational decisions can be made at different stages of life, with different results and different implications for lifetime labour income (see section above). For this purpose, we identify individuals’ first educational choices after (high) school — to study, to begin vocational training, or to work — and where these choices have led them in terms of their highest educational degree obtained later in life. We distinguish whether the first educational episode after high school (excluding short work episodes) is vocational training or university study.<sup>23</sup> For the highest educational degree, we only look at completed degrees before the age of 35.<sup>24</sup>

---

<sup>20</sup> This is necessary to be able to calculate the logarithm of earnings.

<sup>21</sup> The majority of the increase in observation time is due to the inclusion of time spent in education. This is an important advantage over analyses using administrative data only, such as Seckler (2021). For a more detailed analysis of the NEPS-SC6-ADIAB data, see Zühlke et al. (2020).

<sup>22</sup> Gauly et al. (2020) show that survey data is not trustable when measuring earnings.

<sup>23</sup> We also observe a number of individuals who never start any educational episode (according to our definition and the one by the NEPS-SC6).

<sup>24</sup> We also have to reconcile the data from some inconsistent educational biographies and remove data on degrees obtained abroad.

Hence, we can use the NEPS-SC6-ADIAB data to analyse individuals' integrated employment and educational biographies. We analyse the returns to education with respect to cumulative labour income deflated by euro prices in 2014, earned between the age of 16 and the age of 60.

Since many factors affect wages and selection into higher education at the same time, we use multivariate analyses. We look at each individual's (log.) cumulative labour income<sup>25</sup> at different stages in life (*up-to-age-X-income*), similar to other studies investigating lifetime labour income in Germany (Bönke et al., 2015; Seckler, 2021). For this purpose, we have to exclude individuals with low labour force attachment for whom we cannot calculate an up-to-age-X-income with sufficient years of income information.<sup>26</sup> Naturally, we cannot observe the full lifetime labour income for later born cohorts. Therefore, the estimates get noisier and rely on earlier born cohorts for the cumulative labour incomes beyond age 40 or 45.<sup>27</sup>

Our approach relies on the potential outcome framework (Rubin, 1974). In terms of return on education, this means individuals  $i: 1, \dots, N$  can choose between two educational alternatives  $D \in \{0,1\}$ , for example, either to start vocational training or to go to university after graduating high school. Denote  $Y_{i,s}(D)$  as the potential realized labour income in stage  $s$  in life for the  $i^{th}$  individual. We then identify returns to education at a certain stage  $s$  in life by the average treatment effect on the treated group:

$$\tau_{s,att} = E[Y_s(D = 1) | D = 1] - E[Y_s(D = 0) | D = 1].$$

Since individuals can only be observed in one state, we compare individuals who have chosen different educational alternatives. For this comparison, we use entropy balancing, a method developed by Hainmueller (2012) that has been applied in similar contexts (see, e.g., Zhao and Percival, 2016; Amusa

---

<sup>25</sup> We come to similar effects in terms of significance and the same conclusions when using the nominal labour income and Poisson regression instead of a log-linear model (see Santos Silva and Tenreyro, 2006, for reasons not to use the logarithm in data with excess zeros).

<sup>26</sup> We exclude, for example, individuals who enter the labour market very late or leave it very early in life and individuals with low absolute and relative numbers of non-zero income episodes. In contrast to, e.g., Seckler (2021), who works with SIAB data only, this affects only some people, to be precise 1,105 out of 11,467 observations.

<sup>27</sup> This means that birth cohort fixed effects can be used for early cumulative lifetime earnings only. Note also that we cannot observe some early cohorts in the IEB before 1975 for West Germany and most cohorts before 1991 for East Germany. We can, however, observe their educational biographies in the NEPS-SC6.

et al. 2019). Entropy balancing searches weights such that the covariate distributions in the control and treatment group, i.e., of individuals with different educational paths, are the same.

Entropy balancing has several advantages compared to ordinary least squares (OLS) and propensity score matching. Because education is a choice variable and we expect individuals to select into education based on their expected returns (Card, 2001; Augurzky and Kluve, 2007), ordinary least squares results would be biased (Heckman et al., 1999; Imbens, 2015). Therefore, we use entropy balancing as a matching approach. However, as is the case for OLS, a causal interpretation requires that the assumption of selection-on-observables  $(Y(0), Y(1)) \perp D|X$  holds, i.e., that all factors that affect the educational choice and the earnings at the same time are observed.

To analyse the returns to education, we estimate a weighted regression according to an adjusted Mincer equation (1958) using weights obtained by entropy balancing:

$$\log Y_{i,s} = \alpha_0 + \tau_{s,att} D_i + \boldsymbol{\gamma} \mathbf{X}_i + \varepsilon_{i,s},$$

where  $\log Y_{i,s}$  is the logarithm of the earnings for each individual  $i$  at the stage  $s$  of their life. The educational decision is depicted by  $D_i$  and  $\mathbf{X}_i$  is a vector that contains the control variables.

To conduct inference, we use heteroscedasticity robust standard errors of the weighted least squares regression (Hainmueller, 2012). The regression adjustment by all conditioning variables in  $\mathbf{X}$  does not alter the coefficients because the weights already contain the covariates' information. Nonetheless, it lowers the standard errors because it decreases the unexplained variance in lifetime labour income.

Besides assuming selection-on-observables, common support of the treatment and control groups is a condition that needs to be fulfilled (see Figure B.2 in the Appendix). This ensures that observations are comparable in terms of their observed characteristics. We impose this by excluding observations that have especially low or high propensity scores. More precisely, we exclude treated observations with a higher probability of being treated than the highest probability of a control observation. We also exclude control observations with a lower probability of being treated than the lowest probability of a treated observation (trimming). However, robustness analyses show similar results when these observations are included.

Although common support is ensured, it might be *thin*. That is, only a small number of control observations are comparable to many observations in the treatment group. If this happens, a few observations in the control group have relatively large weights, while the remaining observations have relatively small weights. As a consequence, weights are highly variant and thus the estimated effects also have a high degree of variance. To test the sensitivity of our estimates to highly variant weights, (1) we allow higher bias of estimates to decrease the variance of the weights by increasing the

tolerance level to achieve convergence from 0.015 to 2, (2) we decrease the variance of the weights by trimming the highest 5% of the weights to the 95%-quantile of the weight distribution, and (3) we impose a stricter common support by excluding those observations with the 5% lowest and highest propensities to get treated. We find that the results are not sensitive to these changes. Therefore, the additional analyses show that the main results are robust regarding (thin) common support.

To assess the quality of the covariate balancing, we compare the mean, variance, and skewness of the covariate distribution of the treatment and control groups before and after weighting. More precisely, we report their differences. Note that entropy balancing does not converge if the mean is not well balanced. A value of zero would indicate that there remain no differences between treatment and control groups. As expected, the means are perfectly balanced. Even though we did not specify to balance the variance and skewness of the covariate distribution, differences for these values are small as well, mostly zero. Only in rare cases, higher moments are not well balanced. However, the improvement over the unweighted analysis is still remarkable. We conclude that the balancing process works well and the results are robust relying on selection-on-observables.

We control for a large set of covariates that can credibly be taken as exogenous in the entropy balancing procedure and in the estimation of the weighted OLS. They affect lifetime labour income and educational decisions but are not themselves influenced by educational decisions. In addition, we have to control for some earning differences, for example in economic sectors, since educational paths are not symmetrically distributed across these sectors. In summary, we control for gender, age (in four birth cohorts)<sup>28</sup>, birthplace in Germany, the federal state of residence at schooling age, and three broad economic sectors (manufacturing, services, crafts). In addition to these standard socio-demographic control variables, the NEPS-SC6 offers information on the parental background: the highest ISEI-score of parents' jobs and the highest education level of parents.<sup>29</sup> Furthermore, we control for individual ability using the grade of the final school certificate as a proxy.<sup>30</sup> Unlike other studies that analyse

---

<sup>28</sup> We find the same results, when using birth year fixed effects as a robustness check.

<sup>29</sup> International Socio-Economic Index of Occupational Status (ISEI) Score based on occupational codes by the method of Ganzeboom et al. (1992).

<sup>30</sup> For technical reasons, we also control for the number of years we can observe each individual in the data and for old birth cohorts, for whom we do not have non-zero income information at the beginning of their working lives. An overview of the control variables used can be found in Table B.2 in the appendix. We further provide an overview on how the observable characteristics are distributed between individuals with different educational decisions together with the respective mean lifetime income in Table B.1.

returns to education, we do not directly control for experience since the latter is systematically linked to lifetime earnings. In contrast, we count years without experience as negligible labour income and therefore indirectly control for experience by construction.

With the assumption of selection-on-observables in mind, the high-quality data allow us to control for a large set of covariates, but the existence of confounding factors is likely (e.g., motivation, ambition, and other non-cognitive factors). Even though some control variables (grades in school or parental background) may eliminate some of the bias from these factors, to the extent of their correlation, some confounding factors may remain unobserved. For the interpretation of our results, this could mean that parameters are likely to be overestimated due to ability bias.

In addition, the selection-on-observables assumption may not hold if, for example, school graduates spend a considerable amount of time deciding which field to specialize in (*return bias*). In a rational choice context, educational choices result from comparing alternatives and picking the one that maximizes (lifetime) utility. School graduates should then choose a specialization where they expect to have a comparative advantage (i.e., selection on returns). The direction of the bias is not clear (Blundell et al., 2005).

### 4.3 Returns to Education for Different Educational Paths

As the literature indicates, it is not sufficient to examine the highest qualification achieved only when analysing returns to education (e.g., Biewen and Tapalaga, 2017). It is necessary to account for different educational paths, both because it matters how an individual has achieved their highest degree and because we would otherwise misclassify certain groups of individuals into categories that do not reflect the risks implied by an educational decision.

Table 4.1 shows the numbers of observations in our data according to their highest educational degree, the classical categorisation used in the majority of the literature, and according to their first educational decision after high school, as described in Section 4.2.

**Table 4.1 Case Numbers for Different Groups of Educational Attainments**

First educational choice \ Highest educational degree	No Degree	Vocational degree	Craftsmen or Technicians	University degree	<b>Total</b>
Unskilled*	427	0	0	0	<b>427</b>
Vocational training	352	5,751	738	1,156	<b>7,997</b>
University studies	274	161	15	1,727	<b>2,177</b>
<b>Total</b>	<b>1,053</b>	<b>5,912</b>	<b>753</b>	<b>2,883</b>	<b>10,601</b>

*Source:* Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB7518. *Notes:* Based on the sample used in the multivariate analyses, but the relative ratios are very similar in the full sample. \*Unskilled are, by definition, individuals who never aspire to a higher degree.

As the table indicates, the majority of individuals have a vocational degree as their highest qualification (56%), followed by those who completed university degrees (27%), those with no degree (10%), and craftsmen and technicians (7%). Among those with no degree, large shares have either started vocational training (33%) or university studies (26%), but did not complete any qualification. Among all individuals with university degrees, more than a third (40%) first started or completed vocational training.

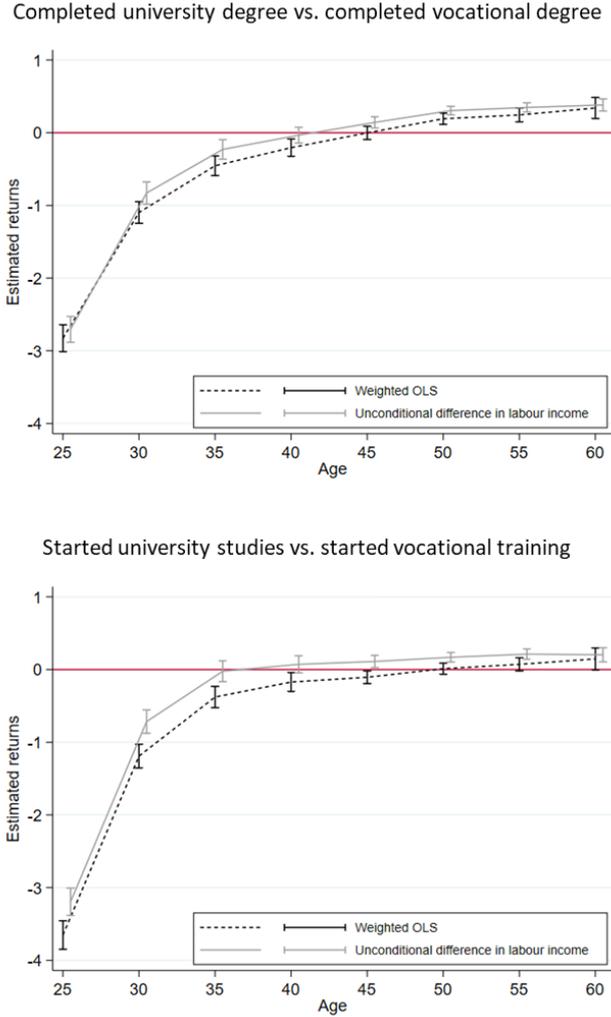
In the following, we present the estimated returns based on the entropy balancing estimations described in Section 4.2 compared with unconditional differences in lifetime labour income.<sup>31</sup> We each compare two alternative educational paths, e.g., vocational training vs. university studies, leaving out individuals without a commenced degree programme because of the heterogeneity of this group and the challenges this presents in interpreting the results. The main results are followed by additional analyses of various educational paths explaining the differences found.

We present the results for differences in cumulative labour income from the ages of 25 to 60 in segments of five years. Negative (positive) coefficients can be interpreted in such a way that the second

<sup>31</sup> A detailed overview of cumulated labour incomes can be found in Zühlke et al. (2020)

comparison group has  $\beta$ -log points lower (higher) cumulative labour income up to a certain age.<sup>32</sup> We start by comparing vocational training and university studies in Figure 4.1. The top figure shows the estimated returns to education for a completed university degree compared to completed vocational training, the bottom figure shows the comparison between started vocational training and started university studies. In both figures, vocational training represents the reference group.

**Figure 4.1 University Studies vs. Vocational Training**



*Source:* Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB7518; *Dependent Variables:* Difference in log. Cumulative labour income through a certain age, with 90%-confidence intervals. *Further control variables:* gender (male or female), birth cohort (1944-1954, 1955-1964, 1965-1974, 1975-1986), born in Germany (yes or no), federal state indicators, ISEI score of parental role model, grade of school-leaving qualification, economic sector (industry, services, or craft), indicator that marks if not observed since the age of 16 and the number of years observed.

<sup>32</sup> The results in Figures 4.1 and 4.2 are presented in more detail in Table A.3 in the appendix. Although we use different sample sizes at each age segment, an attrition analysis shows similar results.

The analysis of cumulative labour income of individuals with a university degree and individuals with vocational education reveal differences between the weighted OLS and the unconditional differences, especially at young ages. It shows that the estimated returns are reduced when controlling for covariates, but controlling for covariates has less impact with increasing age.

The estimated returns<sup>33</sup> to the highest educational attainment of the weighted regressions state that higher education pays off, but only relatively late in life. The estimated returns of completed university studies are strongly negative relative to completed vocational education until the age of 40 (from minus 282 log points at 25 years to minus 20 log points at 40 years). A completed university degree starts paying off between the age of 45 and 50 (19 log points at 50 years). With higher age, the returns from a university degree further increase up to 30 log points at the end of the working life. Using unconditional difference in cumulated lifetime labour income, the break-even point shifts backwards and the returns are relatively smaller. As suggested by the literature, this indicates positive selection on observables by university graduates (Card, 2001). University graduates are more often male and have a higher parental background (see Table A.1).

The lower panel of Figure 4.1 illustrates the estimated returns for the first educational choice after graduating from high school. Here, individuals chose to either start vocational training or go to university. In the weighted regressions, the returns to education for beginning to study at a university, based on cumulative labour income, are strongly negative at young ages and significantly different from zero. This is an expected result, since those who start studying at a university enter the labour market much later. As age increases, the returns to university education increase, and negative effects diminish after the age of 45. However, in contrast to the results above for the highest educational degree, the cumulative labour income of those starting university studies is never significantly higher than of those starting vocational training, with an insignificantly positive point estimate of 14 log points at the age of 60. Individuals starting university studies after high school experience lower cumulative labour income until they are almost 50 years old. These results differ from the unconditional differences in income, suggesting that individuals starting at a university after high school are highly positively selected (see sample means in Table A.1).

We further compare the cumulative labour income of those who completed vocational training or university studies with craftsmen and technicians in Figure 4.2. When analysing the returns to

---

<sup>33</sup> Estimated returns describe the difference between the average wages of individuals with a university degree compared to individuals with a vocational education.

education for craftsmen and technician, a few factors have to be kept in mind. First, a vocational degree is required to become a craftsman or a technician. Second, craftsmen and technicians work in very specific sectors only. These two factors limit the interpretations of the comparisons between the different degrees.

Controlling for covariates has only a small impact on the comparison of the lifetime labour income of craftsmen/technicians with university graduates. It shows that individuals who aspire higher education are similar, but still positively selected towards university graduates. Therefore, controlling for covariates is important once the exact value of the estimated returns is of interest.

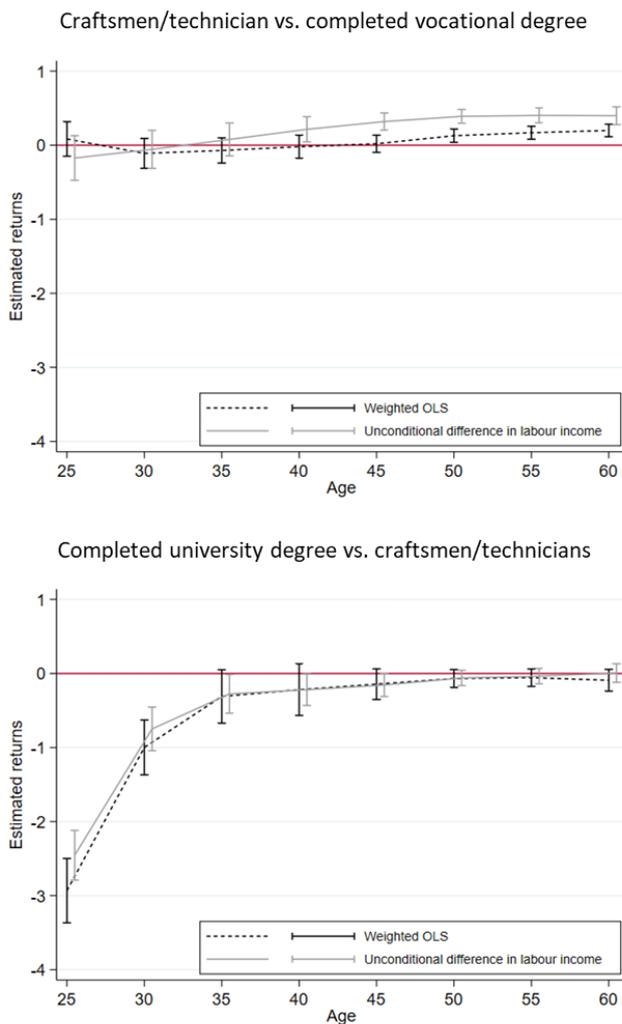
If the observed differences between craftsmen and technicians and people who completed only a vocational degree are significantly different from zero, they are positive. This is a result we would expect, since craftsmen and technicians enter the labour market early in life and often obtain income during (further and shorter) education, in contrast to those who study at university. Becoming a craftsman or technician pays off from the age of 50 when the coefficients become significantly different from zero. On average, craftsmen and technicians earn 21 log points more than individuals with only vocational training as their highest educational degree until the age of 60. Compared to the unconditional differences in income, the findings of the weighted results suggest a strong positive selection on observables. In particular, more men than women are craftsmen and technicians, and few are born outside Germany.

We also compare the cumulative labour income of craftsmen and technicians to that of university graduates. In the weighted regressions, we find that craftsmen and technicians never perform worse than graduates from universities with respect to cumulative labour income. Until the age of 35, craftsmen and technicians even have a higher cumulative labour income. Only after the age of 50 the returns on graduating from university are no longer significantly different from zero. The point estimates remain negative.<sup>34</sup>

---

<sup>34</sup> An interesting note is that craftsmen and technicians have a lower educational background compared to university graduates. However, there is positive selection on other observable characteristics, such as gender and nationality.

**Figure 4.2 Estimated returns to education for craftsmen/technicians**



*Source:* Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB7518; *Dependent Variables:* Difference in log. Cumulative labour income until a certain age with 90%-Confidence Intervals. *Further control variables:* gender (male or female), birth cohort (1944-1954, 1955-1964, 1965-1974, 1975-1986), born in Germany (yes or no), federal state indicators, ISEI score of parental role model, grade of school-leaving qualification, economic sector (industry, services, or craft), indicator that marks if not observed since the age of 16 and the number of years observed.

In Table 4.2, we investigate the differences in the estimated returns for university studies compared to vocational training by comparing different educational paths. Thereby, we analyse possible mechanism for the differences in estimated returns to cumulative labour income, mainly the effects of educational upgrading and dropout.

The returns to education on cumulative labour income are higher for individuals who began vocational training in early stages of life. This may be caused by higher dropout rates among individuals starting university studies. We first differentiate the latter group into dropouts (1) and successful students (2). On the one hand, university dropouts fare worse than those who started vocational training in terms of cumulative labour income for almost their entire life. This clearly shows that pursuing higher

education unsuccessfully does not pay off very well. On the other hand, successful students have higher estimated returns compared to university entrants. They start having a similar cumulative labour income as individuals who started vocational training in their 40s, indicated by the coefficients being insignificantly different from zero. However, they still do not overtake individuals who started vocational training. This may be because the latter group now also contains individuals who studied later in life or pursued additional qualifications equivalent to university studies, i.e., those who gained educational upward mobility.

Subsequently, we look at these individuals in further detail: those who became craftsmen and technicians and those who completed university studies after beginning vocational training. Craftsmen and technicians have higher cumulative labour incomes than individuals who started university studies over the entire observation period (3). In addition, individuals who completed a university degree after a vocational degree have higher estimated returns in the beginning than individuals who started university studies directly after high school (4). They have a small head start compared to those who start university studies right after high school. As shown in the table, individuals who pursued educational upward mobility after their vocational degrees fare even better than individuals who started and completed university studies right after high school (5).

Next, until they are 40 years old, individuals who have explicitly not pursued educational upward mobility after vocational training still have higher cumulative lifetime labour incomes than individuals who started university studies (6). In contrast to the results above, the latter group has a higher cumulative lifetime labour income after the age of 50 years in this subgroup analysis. When individuals with completed university studies serve as the control group, the threshold falls to 45 years of age (7). For unsuccessful students, the results change (8). These individuals never have higher estimated returns compared to individuals who completed vocational training. Their income is lower for most of their lives, up to the age of 60. University dropouts fare especially badly in their early years compared to individuals who started vocational training, even when the latter did not pursue educational upward mobility. When unsuccessful students are excluded, starting university studies pays off by a large margin and begins paying off as early as in the late 40s. Hence, dropping out is a key determinant of lower returns to education from starting university studies.

In addition to positive selection on socio-demographic variables and parental background and ability, a combination of the high rate of university dropouts as well as educational upward mobility by individuals who started vocational training after high school explains the lack of returns to starting a university education.

The results presented so far assume no time preference in lifetime earnings, meaning that (contingent on correction for inflation) one euro earned at the age of 60 is valued the same as one euro earned at the age of 30. Uncertainty and time preference might lead individuals to value income earned in later stages of life less than income in early stages. We have used different discount rates only very roughly to descriptively compare lifetime labour incomes and could thus see the overall patterns of economic returns remaining stable up until an internal interest rate of 6 % per year. However, a university degree does indeed become relatively less preferable when individuals have strong time preferences.

**Table 4.2 Lifetime Labour Income and Educational Decisions for Subgroups: Results of a Weighted Least Squares Regression with Entropy Balancing**

	Log. Lifetime labour income until age ...							
	25	30	35	40	45	50	55	60
(1) Started vocational training vs. started but not completed university studies	-2.7803*** (0.2041) N=7,957	-1.2742*** (0.1730) N=7,952	-0.5062*** (0.1453) N=7,326	-0.3768*** (0.1258) N=6,571	-0.2873*** (0.0848) N=5,853	-0.2472*** (0.0745) N=4,687	-0.1881** (0.0827) N=3,138	0.0187 (0.1171) N=1,790
(2) Started vocational training vs. completed university degree	-3.8731*** (0.1291) N=9,583	-1.1679*** (0.1084) N=9,576	-0.3445*** (0.0963) N=8,822	-0.1250 (0.0856) N=7,922	-0.0632 (0.0594) N=7,046	0.0664 (0.0507) N=5,682	0.1239* (0.0594) N=3,837	0.1735+ (0.0992) N=2,183
(3) Started vocational training and completed craftsmen and technicians vs. started university studies	-4.0857*** (0.2926) N=2,753	-1.3095*** (0.2570) N=2,750	-0.4181+ (0.2345) N=2,461	-0.3187 (0.2171) N=2,162	-0.2199 (0.1459) N=1,920	-0.2343** (0.0744) N=1,525	-0.1883* (0.0797) N=1,029	
(4) Started vocational training and completed university degree vs. started university studies	-2.7924*** (0.1597) N=3,307	-0.5695*** (0.1464) N=3,304	-0.0262 (0.1456) N=2,944	0.1113 (0.1497) N=2,523	-0.1328* (0.0670) N=2,207	-0.0967+ (0.0562) N=1,735	-0.0959 (0.0589) N=1,164	-0.0875 (0.0845) N=632
(5) Started vocational training and completed university degree vs. started and completed university degree	-2.9824*** (0.1684) N=2,858	-0.5243*** (0.1537) N=2,856	0.0316 (0.1501) N=2,572	0.1707 (0.1519) N=2,224	-0.0769 (0.0714) N=1,948	-0.0352 (0.0597) N=1,550	-0.0395 (0.0617) N=1,046	-0.0555 (0.0899) N=572
(6) Started and completed vocational training, no other higher degree vs. started university studies	-3.9078*** (0.1364) N=8,142	-1.4093*** (0.1031) N=8,134	-0.5074*** (0.0942) N=7,425	-0.2660*** (0.0733) N=6,629	-0.0689 (0.0610) N=5,850	0.0760 (0.0569) N=4,690	0.1858* (0.0736) N=3,145	0.2542* (0.1245) N=1,736
(7) Started and completed vocational training, no other higher degree vs. completed university degree	-2.9703*** (0.1132) N=8,892	-1.1607*** (0.0889) N=8,885	-0.4701*** (0.0837) N=8,170	-0.2336** (0.0698) N=7,310	-0.0199 (0.0562) N=6,476	0.1846*** (0.0477) N=5,220	0.2526*** (0.0613) N=3,528	0.3469*** (0.0905) N=1,988
(8) Started and completed vocational training, no other higher degree vs. started but not completed university studies	-3.0171*** (0.2149) N=6,302	-1.4737*** (0.1772) N=6,297	-0.6129*** (0.1496) N=5,794	-0.4548*** (0.1220) N=5,213	-0.2519*** (0.0874) N=4,626	-0.1911** (0.0780) N=3,713	-0.1131 (0.0897) N=2,484	0.0969 (0.1232) N=1,391

Source: Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB7518. Notes: Standard errors in parentheses; + p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001; N denotes the number of observations. *Dependent Variables:* Log. Cumulative labour income until a certain age. *Further control variables:* gender (male or female), birth cohort (1944-1954, 1955-1964, 1965-1974, 1975-1986), born in Germany (yes or no), federal state indicators, ISEI score of parental role model, final grade of school-leaving qualification, economic sector (industry, services, or craft), indicator that marks if not observed since the age of 16 and the number of years observed. Empty cells indicate no convergence of the algorithm to the prespecified allowed difference in moments of treatment and control group (tolerance level: 0.015).

## 4.4 Conclusion

In line with the findings of the existing literature, the presented estimated returns to education are positive for completed degrees, when based on analysis of lifetime labour income (e.g., Bhuller et al., 2017; Brunello and Rocco, 2017; Zimmermann, 2021). Especially in later stages of life, individuals with university degrees will have earned significantly more than individuals with vocational degrees or individuals with no educational degree at all. However, the *break-even points* appear to occur later in life than one might expect. A large fraction of the positive returns on university education also stems from positive selection on socio-demographics, parental background, and ability.

Furthermore, we find differences in estimated returns when comparing individuals by their started and aspired qualification in contrast to returns of different degrees obtained by the individuals. Comparing individuals by their started and aspired qualification shows that individuals having started university education have lower estimated returns in terms of cumulative labour income than individuals beginning vocational training in earlier stages of life. We estimate no differences in their returns in later stages of life. Keeping in mind that our results rely on a selection-on-observables approach, the returns of individuals might be biased. Since there are three possible sources of biases differing in their sign (*ability bias*, *return bias* and *measurement error*), the direction of bias is unknown (Blundell et al., 2005).

Our results underline the necessity of including dropout risk in analyses of returns to education, revealing that a rather high risk of dropout increases the opportunity cost of time spent in the educational system. In addition, even graduating from university might not be worthwhile for those with high preferences for higher cumulative labour income in earlier stages of life. Moreover, our results show the importance of educational upward mobility. Individuals who become craftsmen or technicians earn more than university graduates for most of their life in terms of cumulative labour income, mainly because they have a head start and spend less (unpaid) time in the educational system. Similarly, completing a university degree after a vocational degree shows high estimated returns, even in comparison to individuals who started university studies right after high school. In summary, the estimated returns of individuals with completed university degrees differ from those who started university studies (including the risk of dropout). Similarly, the estimated returns to a completed

vocational degree vary from those starting vocational training (including the risk of dropout and potential follow up with becoming a craftsman or technician or even university studies).<sup>35</sup>

In conclusion, our results show the importance of including the complexity of the educational system in estimations of educational returns. The traditional approach of estimating educational returns by analysing the highest educational degree attained ignores the risks of dropout as well as the chances of educational upgrading. The importance of considering dropout risk and chances of educational upgrading highlighted in this paper has substantial policy implications. Informing young individuals of the potential effects of dropout and the benefits of educational upgrading may improve the long-term returns to education for individuals who do not have a precise idea of their risk of dropout or benefits of vocational training.

In summary, the strength of this study is that both detailed educational background and lifetime labour incomes are considered. Thus, educational progression and dropouts are identified and considered in the analysis of risk-accounted returns to education over the lifespan. We also identify indirect costs of education by calculating forgone income during educational periods. Furthermore, by looking at lifetime labour income, the risk of unemployment and non-employment are incorporated since phases with no labour income are valued at (nearly) zero euros, as well. The data allow a more differentiated approach than is usual in the literature as the majority of studies analyse only individuals' highest degree or qualification.

Beyond that, the study has some limitations, which have to be kept in mind. First, our results rely on the selection-on-observables approach and the literature shows that educational decisions are very selective in general (Augurzky and Kluge, 2007; Bhuller et al., 2017). Individuals with university degrees have very different pre-existing educational backgrounds than do individuals with vocational degrees. Based on our analysis, it is likely that dropouts also have different characteristics than do people who do not drop out, e.g., those individuals could differ in motivation or confidence. In addition, economic sectors could be endogenous with respect to the educational choice. It must be noted that someone who decides to pursue a career as a craftsman is more likely to work in the crafts sector than is an individual who decides for a university education. Due to the different age cohorts in our sample, the

---

<sup>35</sup> Vocational training entails both positive and negative risks, i.e., upward mobility and dropout. The dropout risk is, however, much smaller than for university studies. Only one in twenty (5%) individuals who start vocational training end up with no degree at all, whereas this figure is almost threefold higher (13%) for university students, with an additional one in ten (8%) university students not gaining a university degree but only a vocational degree.

estimated returns to education could differ over time, which might cause selection problems. We have cumulative labour income data for all individuals in our sample at least until the age of 31, and the last cohort for which we have full data on lifetime labour income, given a retirement age of 65, is that of 1952. Hence, the results for income earned late in life are driven by older cohorts, while we see rising returns to education for income earned early in life for later born cohorts.

Additionally, some other topics are left for further research. First, the calculation of economic returns to education is still mostly limited to the earnings side since information on the costs of education is hard to find, at least for Germany. Although we can include indirect (opportunity) costs in our analyses, there might be significant information deficits on other types of costs, such as direct costs and living expenses. Second, using our approach to analyse returns to education in terms of general wealth rather than labour income would be interesting, especially because individuals with vocational degrees earn more in early stages of life compared to those with university degrees and could therefore accumulate more wealth over time. Third, it could be especially interesting to analyse the lifetime returns for self-employed individuals that are missing in our data. These could be craftsmen who own small construction companies as well as physicians or lawyers who do not work for hospitals or large law firms, respectively. More data should be collected or made available on the top earners in each educational category.

# 5 Heterogeneity in Long-Term Returns to Education: An Inconvenient Truth

## 5.1 Introduction

Western societies have the ambition to provide equal chances for every child.<sup>36</sup> However, low social status is often passed down to the next generation, because children from disadvantaged backgrounds have a hard time to overcome initial inequalities (for survey, see e Black and Devereux, 2011; Holmlund et al., 2011; Corak, 2013). For instance, children of parents in OECD countries without a secondary school degree have a four times lower likelihood of going to university than children of university graduates.<sup>37</sup> Because education is one of the most important determinants of economic success and social status in adulthood (OECD, 2015), educational inequalities in childhood often lead to long-term disadvantages. This intergenerational dependence of social inequality increased in recent years, and reached its peak because of the COVID-19 pandemic.

This paper analyzes the long-term relationship between parental and child education in Germany, a country where early tracking at the age of 10 provides a clear distinction between academic and non-academic track schools (Dustmann et al., 2017). In particular, we estimate the causal effect of parents' academic track school enrollment on their children's likelihood of academic track school enrollment using the German Educational Expansion in the 1960s and 1970s as quasi-natural experiment, which improved the local supply of academic track schools. In contrast to previous studies that estimate local average treatment effects (LATE), which are average effects for the compliers to a specific policy, we go one step further and estimate average treatment parameters for clearly defined populations of interest, such as the average treatment effect on the treated (ATT), the average treatment effect on the untreated (ATU), and the average treatment effect (ATE) using the marginal treatment effect (MTE) of Björklund and Moffitt (1987) and Heckman and Vytlacil (1999, 2001, 2005, 2007). This allows the intergenerational dependence of education to vary with the ability and social status of an individual (i.e., unobserved characteristics that prevent one from attending an academic track school) and we

---

<sup>36</sup> This led to the establishment of the OECD Centre on Well-being, Inclusion, Sustainability, and Equal Opportunity (WISE), which attempts to analyze and reduce inequalities (<https://www.oecd.org/wise/>, last access: 17 August 2022).

<sup>37</sup> <https://www.oecd.org/inclusive-growth/#inequality-puts-our-world-at-risk>, last access: 16 August 2022

can draw more precise conclusions for a larger share of the population than is usually targeted by educational policies.

We find that the German Educational Expansion was successful in drawing more and more students into academic track schools through an improved supply of these schools. This variation is then used to identify the causal effect of academic track school enrollment on the likelihood of the child's academic track school enrollment using instrumental variable methods. After controlling for differing initial conditions in the districts at the time of the parent's tracking decision and the outcome of the educational expansion at the time of the child's tracking decision, the number of academic track schools should be independent of any unobserved factor potentially affecting the child's school track choice. Estimating 2SLS regressions, we find that children of those individuals drawn by the additionally built schools into an academic track school are 39 percentage points more likely to enroll in an academic track school themselves.

Although such a positive effect from 2SLS regressions suggests that supply-side policies can be effective in reducing inequalities on average, results from the MTE estimations suggest strong heterogeneity in the sense that only advantaged individuals gain from attending an academic track school, while disadvantaged individuals do not exhibit any positive treatment effect. This finding is stable across a variety of robustness checks, including flexible (non-)parametric shape assumptions of the MTE, alternative first-stage specifications, and alternative definitions of the instrument. Allowing this heterogeneity in unobserved characteristics from the MTE curve to differ between potential outcomes (Brinch et al., 2017), we can show that our results are driven by the fact that disadvantaged individuals would have gained more in the counterfactual scenario had they attended a non-academic instead of an academic track school. This means that children of disadvantaged individuals would gain more if their parents had been enrolled in non-academic track schools instead, which fit their abilities better. This is also confirmed by estimating heterogeneous returns in the labor market to attending an academic track school. Although disadvantaged individuals improve their cognitive abilities similarly to their more advantaged peers, they do not gain with respect to earnings. These lower returns in the labor market explain why the improved educational status of the parent does not translate into an improved educational prospect of the child.

Our study provides important implications for policy makers. First, educational policies attempting to draw more children into academic schools (e.g., through improved access) can be effective in providing better educational opportunities for the directly affected individuals, but may be of limited effectiveness in reducing long-term inequalities. Second, our results suggest that tracking provides a good match between abilities and curriculum, and is therefore important for individuals to reach their

full potential. This challenges previous findings criticizing tracked school systems for their negative impact on educational equality (see Hanushek and Woessmann, 2006; Biewen and Tapalaga, 2017).

The literature on the subject of intergenerational mobility is twofold. The first strand of literature deals with the effect of parents' income. A wide range of studies belongs to the first strand of literature (i.e., parents' income, see Heckman, 2008, for an overview). These studies find positive effects of parental income on child development, including behavior and emotional well-being (Dooley and Stewart, 2007; Violato et al., 2011) as well as cognitive skills (Blau, 1999; Shea, 2000; Taylor et al., 2004) and health (Propper et al. 2007).

Further studies find a positive impact of parents' income on child's education (Mazzonna, 2014; Elstad and Bakken, 2015; Chetty et al., 2020). For instance, the results of Chetty et al. (2020) show that college enrollment depends on parents' income. Children with high income parents have a higher probability to be accepted from colleges whose graduates achieve high incomes. In contrast, Løken (2010) finds no causal relationship between parental income and children's educational attainment.

The second strand of literature analyzes the effect of parents' education on children's outcomes estimating long-term returns to education. Several studies state that family background such as parents' education has a larger impact on child outcomes than previously studied income (Blau, 1999; Heckman, 2008). It is a consistent finding that children have a comparative advantage if their parents have a higher education level (see Francesconi and Heckman, 2016, for an overview). For instance, Black et al. (2005), Oreopoulos et al. (2006), Lundborg et al. (2014) and Güneş (2015) use changes in compulsory schooling laws in Norway, the United States, Sweden, and Turkey, respectively, to identify mostly positive effects of parental education on a wide range of child outcomes, such as (non-)cognitive skills, grades and health.<sup>38</sup>

A smaller number of studies addresses the research question of our study — the effect of parents' educational attainment on children's educational attainment — mainly by using an instrumental variable approach. Because education is an important determinant for labor market success (OECD

---

<sup>38</sup> Further studies estimating the causal effect of parental education on child outcomes are McCrary and Royer (2011) and Carneiro et al. (2013), among others. For instance, Carneiro et al. (2013) find intergenerational effects for maternal education as well. To identify causal effects, they use different instruments of changes in schooling costs during the mother's adolescence across counties and cohorts. The results show that mother's education increased the child's skills in math and reading, especially in early childhood (ages 7–8). The effects are smaller for older children (ages 12–14).

2015), the relationship between parental and child education is particularly relevant for intergenerational mobility and social inequality. Behrman and Rosenzweig (2002) and Plug (2004) find evidence for an effect of father's schooling on the child's schooling by using twin and adoptee data. Using information of adopted children as well as their biological and adoptive parents, Björklund et al. (2006) is able to differentiate between prebirth factors, such as genes and prenatal environment, and postbirth factors, including childhood environment. The results suggest that both pre- and postbirth factors lead to intergenerational transmission of education. Finally, Dickson et al. (2016) analyze the effect of parents' education on their child's education by exploiting the shift in parents' education levels influenced by the minimum school leaving age reform in England in 1972. The authors find a positive effect of the increased education of parents on children's education. The effect is evident in preschool assessments at age 4, and even up to high-stakes examinations taken at age 16 positive effects can be found.<sup>39</sup>

We add to this literature by using quasi-random variation from the German Educational Expansion to identify effects of parental education on their children's education that vary with unobserved ability and social status. To the best of our knowledge, we are the first to estimate this intergenerational persistence coefficient in such a flexible way, allowing us to shed further light onto the mechanisms through which the intergenerational transmission of education works. Although we can confirm a positive effect on average similar to the literature (i.e., LATE), our findings suggest that an improved educational status for disadvantaged individuals does not translate into educational improvements for their children. Studies that do not take this heterogeneous pattern into account may falsely conclude that educational policies underlying their treatment effects are effective measures in reducing inequality in the long run.

We also contribute to the literature evaluating the (long-term) effects of tracking students at an early age into different schools based on their ability. Opponents of tracking systems often argue that tracking low-ability students into paths with lower earnings perspectives foster inequality and economic disadvantages. Early studies concluded that low-ability students do not face negative outcomes when being tracked.<sup>40</sup> While Figlio and Page (2002) compared students with similar characteristics in tracked and non-tracked schools in the United States, Lefgren (2004) used variation

---

<sup>39</sup> In addition, the studies of Sacerdote (2007), Pronzato (2012), and Amin et al. (2015) estimate intergenerational returns to education, among others.

<sup>40</sup> See Betts (2011) for a review of these early studies.

in tracking policies in Chicago public schools, arriving at the same conclusion. No negative effects were also found using a reform in Romania that postponed tracking (Malamud and Pop-Eleches, 2011) and a reform in Sweden that assimilated both tracks by increasing the academic content taught in the lower track (Hall 2012). In contrast, Hanushek and Woessmann (2006) used PISA data to compare tracking systems on the country level, showing that educational inequality is higher in countries that track students at an early age. Similarly, Kerr et al. (2013) studied the abolishment of the tracking system in Finland, finding positive effects for disadvantaged students after attending a uniform school instead. For Germany, Biewen and Tapalaga (2017) pointed out that enrollment in higher tracks as well as ‘second choice’ options, which are supposed to give disadvantaged individuals the chance to revise earlier tracking decisions, are very selective, supporting the argument that tracking is fostering inequality. Dustmann et al. (2017) used these ‘second choice’ options to explain why switching from the lower to the higher track has no effect on long-term outcomes such as earnings, suggesting no disadvantage for lower-track students. Our analysis of long-term returns to education in the presence of a tracking system allows us to add further insights on the effectiveness of tracking at an early age in bringing up the full potential of students. Similar to Dustmann et al. (2017), we cannot find positive (long-term) effects of enrolling in an academic instead of a non-academic track school for disadvantaged individuals. Allowing for heterogeneity in unobserved characteristics and evaluating potential outcome curves for the untreated and treated state separately (Brinch et al., 2017), we are able to show that this finding is due to low-ability individuals gaining from enrolling in a lower track instead of a higher track. Our study is therefore closest to Dustmann et al. (2017) and provides another explanation for the zero effect for marginal individuals. In particular, our results suggest that the match of abilities and the curriculum in the lower track targeted at disadvantaged individuals would help them in providing better educational prospects for their offspring. The false assignment into higher tracks, however, does neither improve their labor market returns (i.e., earnings) nor the educational prospects of their children.

The remainder of this paper proceeds as follows. In Section 5.2, we describe the background of the education system during the period of the German Educational Expansion. In Section 5.3, we present the empirical framework that will be used to estimate the causal effect of parental on child education. In particular, we discuss the identifying assumptions in the context of a plausibly exogenous policy change (i.e., the German Educational Expansion). In Section 5.4, we introduce the data and present descriptive statistics of the variables used in the empirical analysis. In Section 5.5, we present results from first-stage selection equations, OLS and 2SLS regressions, and MTE estimations. Furthermore, we discuss robustness of our main results. In Section 5.6, we shed further light on the selection behavior,

discussing potential explanations for our findings. Finally, in Section 5.7, we discuss our results, compare them with the literature, and conclude.

## 5.2 Institutional Background

### 5.2.1 The German Educational System

Children in Germany attend elementary school until the age of 10 (*Grundschule*, 4 years), after which they are tracked into either a basic track (*Hauptschule*, 5 years), an intermediate track (*Realschule*, 6 years), or an academic track (*Gymnasium*, 9 years)<sup>41</sup> following a recommendation from the elementary school teacher depending on their skills and grades.<sup>42</sup>

While the basic and the intermediate track teach more practical skills oriented at the labor market, the academic track prepares for tertiary education. Children from the basic and intermediate track usually receive vocational training with part-time on-the-job training and part-time practical schooling. Because graduating from an academic track school and receiving the Abitur is a requirement to enroll in post-secondary education, many children enroll in tertiary education after graduating from the academic track (65% in our sample).<sup>43</sup>

Although many studies focus on the college enrollment margin (for Germany, see Kamhöfer et al., 2019), we believe that the secondary school track choice in Germany is the more interesting margin (Dustmann et al., 2017). Individuals who attended an academic track school not only gain from improvements in cognitive abilities through the academic-oriented curriculum, but also in terms of option value. After graduating from an academic track school, individuals can not only choose all

---

<sup>41</sup> Various studies investigated determinants for enrolling in such academic track schools or its effect on later life outcomes, labeling these schools differently in English. Dustmann (2004) calls them *high schools*, Jürges et al. (2011) call them *grammar schools*, and Kamhöfer and Schmitz (2016) call them *academic schools*. We will call them academic track schools to highlight the importance of the tracking involved.

<sup>42</sup> This applies to the birth cohorts from 1947 to 1965 followed in this study. Meanwhile, in most German states parents are free to choose the secondary school despite receiving a recommendation of the elementary school teacher. Also, in most states the basic track schools are replaced with integrated schools offering the basic as well as the intermediate track.

<sup>43</sup> See Biewen and Tapalaga (2017) for a detailed description of the German education system with a focus on the different school tracks and ‘second choice’ options that allow to reverse earlier decisions.

possible post-secondary options individuals from non-academic track schools have (i.e., vocational training), but also have the opportunity to enroll in tertiary education. Therefore, it is not surprising that these individuals obtain higher labor market returns in the long-run (Dustmann, 2004).

At the end of elementary school, teachers recommend one of the three tracks to each student based on her academic ability independent of socioeconomic background. The idea is to provide each student with the same opportunity to realize her full academic potential. Although this recommendation is binding upwards, parents could always choose to enrol their children in the basic or intermediate track despite receiving a recommendation for the academic track. This means that only parents of children with an academic track recommendation face the decision of where to enroll their child in our setting.<sup>44</sup>

## 5.2.2 The German Educational Expansion

During the 1960s and 1970s, local authorities tried to expand supply of and access to institutions offering tertiary education with the aim to increase the educational attainment of the population (Bartz, 2007). Since enrollment in tertiary education requires graduation from an academic track school, the supply of and access to these schools was also improved. This so-called German Educational Expansion (*Bildungsexpansion*) led to an increase in academic track schools from 1,423 in 1957 to 2,029 in 1975 in the whole country.

Historically, there are three main reasons for the educational expansion (see Bartz, 2007; Kamhöfer et al., 2019). First, educational attainment of the German population after the war was comparably low because of the “anti-intellectualism” practiced by the Third Reich. Therefore, the population had to catch-up which required more and better schools. Second, a rapid change in production technologies required more skilled workers, shifting the educational demand curve upwards (for a similar argument in the US context, see, Goldin and Katz, 2010). Third, politicians thought of education as a mean to rival the communist Eastern part of Germany and, therefore, placed a particular emphasis on the improvement of educational opportunities

---

<sup>44</sup> Dustmann et al. (2017) calls these children „marginal students“.

## 5.3 Empirical Framework

### 5.3.1 Ordinary Least Squares

In a first step, we estimate standard OLS regressions. We denote the parents' education with  $D$ , the child's education with  $Y$ , and control variables added to the regression as the vector  $X$ . If the parental schooling decision is exogenous to unobserved characteristics potentially affecting their child's schooling conditionally on  $X$ , we can recover the causal effect of parents' education on their child's education with a simple OLS regression of the form

$$Y = \alpha + \beta D + X'\lambda + \epsilon \quad (1)$$

where  $\epsilon$  is a random error term and  $\beta$  corresponds to the causal effect of parents' education on a child's education. Conditional exogeneity in this context is unlikely to hold for various reasons, which would lead to biased estimates from OLS regressions. For instance, education of parents might be correlated with their unobserved ability, which in turn affects the child's educational achievement. Another threat would arise if parents grow up in regions where the distribution of human capital is favorable. This would affect not only their own education but also their child's education, particularly if the parents do not move away over time. While some of these threats can be addressed by controlling for more and more confounding variables in  $X$ , we cannot be sure that a simple OLS regression will lead to unbiased estimates. Therefore, we follow an instrumental variable strategy allowing for heterogeneous treatment effects, which will be described in the next subsection.

### 5.3.2 The Marginal Treatment Effect

The framework we are using to study the relationship between parents' education and their child's education is the Marginal Treatment Effect (MTE) introduced by Björklund and Moffitt (1987) and further enhanced by Heckman and Vytlacil (1999, 2001, 2005, 2007).

A parent chooses either a non-academic school track ( $D = 0$ ) or an academic school track ( $D = 1$ ). The schooling of her child many years later corresponds then to  $Y_0$  if the parent chose a non-academic track school and to  $Y_1$  if she chose an academic track school. The potential outcomes  $Y_j, j = \{0,1\}$  can be formulated as the sum of observable characteristics  $X\beta_j$  and unobservable characteristics  $U_j$ :

$$Y_j = X\beta_j + U_j, j = \{0,1\}, \mathbb{E}[U_j | X] = 0 \quad (2)$$

Because every individual can only be observed in one treatment state at the same time, the observed schooling outcome of the child  $Y$  can be described within switching regression model of Quandt (1972) and replacing  $Y_1$  and  $Y_0$  with Equation (2):

$$\begin{aligned}
Y &= (1 - D)Y_0 + DY_1 \\
&= Y_0 + D(Y_1 - Y_0) \\
&= X\beta_0 + D[X(\beta_1 - \beta_0) + U_1 - U_0] + U_0, \quad (3)
\end{aligned}$$

Heterogeneity in the intergenerational returns to education in Equation (3) arise from two sources. First, observed characteristics can lead to differential returns depending on the school the parent enrolled in (i.e.,  $\beta_1 \neq \beta_0$ ). Second, unobserved characteristics in non-academic or academic track schools might lead to better or worse outcomes for the next generation (i.e.,  $U_1 \neq U_0$ ).

The latent benefit from attending an academic track school  $D^*$  is given by

$$D^* = \tilde{Z}\beta_d - V, \quad (4)$$

where  $\tilde{Z} = (X, Z)$  implies that there is at least one instrument  $Z$  that is excluded from the outcome equation. Because  $V$  affects the latent benefit in a negative way, it is often called distaste for treatment (see, e.g., Cornelissen et al., 2016). In general, parents choose an academic track school if the benefit from the evaluation of observed characteristics exceeds the unobserved distaste for it:

$$D = \begin{cases} 0 & \text{if } \tilde{Z}\beta_d < V \\ 1 & \text{if } \tilde{Z}\beta_d \geq V. \end{cases} \quad (5)$$

When we apply the cumulative distribution function (cdf) to Equation (5), the left-hand side becomes  $F_V(\tilde{Z}\beta_d) = P(\tilde{Z})$ , the propensity score,<sup>45</sup> while the right-hand side becomes  $F_V(V) = U_D$ , the quantiles of unobserved distaste for academic track schools  $V$ . Vytlacil (2002) shows that monotonicity holds because of the additive separability between  $\tilde{Z}$  and  $V$ . Changes in the instrument  $Z$  and therefore in the propensity score  $P(\tilde{Z})$  shift individuals either into an academic track school or a non-academic track school but never both at the same time. The MTE is the average gain of academic track school enrollment for parents who are indifferent between non-academic and academic track schools at different quantiles of the distribution of unobserved characteristics ( $U_D$ ) for given values of observed characteristics ( $X = x$ ):

$$\begin{aligned}
MTE(X, U_D) &= \mathbb{E}[Y_1 - Y_0 | X, U_D] \\
&= X(\beta_1 - \beta_0) + \mathbb{E}[U_1 - U_0 | U_D]. \quad (6)
\end{aligned}$$

While heterogeneity in observed characteristics through different valuations in the untreated and treated state, respectively, affect the intercept of the MTE, heterogeneity in unobserved

---

<sup>45</sup> This propensity score is usually estimated from binary choice models such as Probit and Logit regressions.

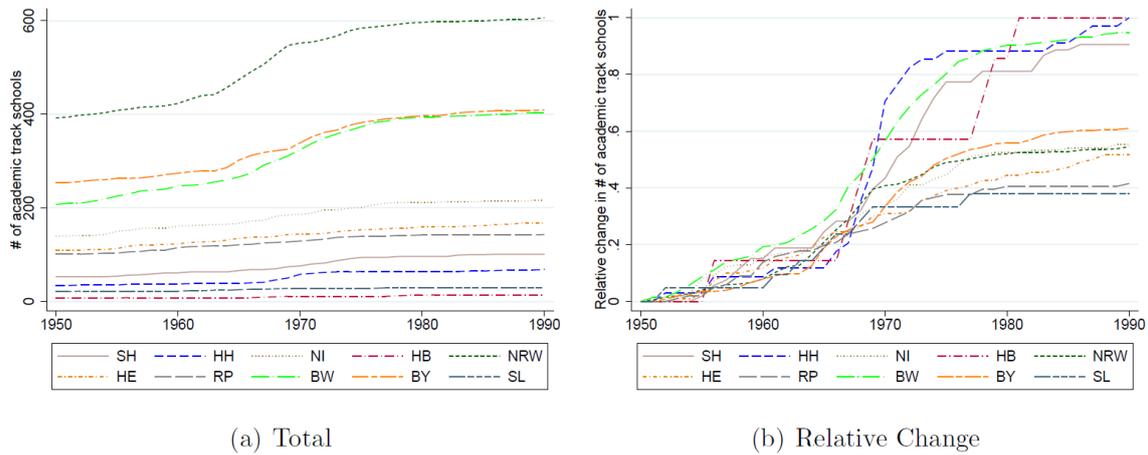
characteristics affect the slope of the MTE curve, and therefore the selection behavior of individuals. Because individuals react to changes in the propensity score at different values of  $U_D$ , the MTE curve can be obtained from the first derivative of  $E[Y|X, P(\tilde{Z})]$  with respect to  $P(\tilde{Z})$

$$\begin{aligned}
 MTE(X, U_D) &= \frac{\partial E[Y|X, p]}{\partial p} \\
 &= \frac{\partial [X\beta_0 + X(\beta_1 - \beta_0)p + \Pi(p)]}{\partial p} \\
 &= \underbrace{X(\beta_1 - \beta_0)}_{\text{observed}} + \underbrace{\frac{\partial \Pi(p)}{\partial p}}_{\text{unobserved}}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Where  $p$  is the estimated propensity score and  $\Pi(p)$  is a flexible function of it.

Our main specification assumes that  $\Pi(p) = \sum_{k=1}^K \alpha_k p^k$  is a polynomial of  $p$  of degree  $K = 2^{11}$ . Although this strategy assumes a linear MTE curve and is therefore quite restrictive, we show that this shape is a good approximation of the real relationship by testing sensitivity of our main specification with respect to more flexible shapes of the MTE curve. In particular, we allow  $\Pi(p)$  to be polynomials of degree 3 and 4, as well as being nonparametrically approximated, using the semiparametric approach described by Carneiro et al. (2011).

**Figure 5.1 Distribution of Academic Track Schools Over Time**



*Source:* Own presentation based on self-collected data on academic track schools. *Notes:* Figure (a) shows the development of the number of academic track schools for different federal states. Figure (b) shows the change in the number of academic track schools relative to 1950 for different federal states.

One advantage of the MTE as unifying parameter in the program evaluation literature (Heckman et al. 2006) is that we can construct average treatment parameters such as the ATT, ATE, and ATU as weighted averages of the MTE at each evaluation  $U_D = u_D$ . The corresponding weights are described

in detail in the Appendix C.A. This allows us to draw more general conclusions about clearly defined subpopulations, which is in general not possible using linear IV methods.

### 5.3.3 Instrumental Validity

Our identification strategy exploits spatial and temporal variation in supply-side factors, as is often done in economic research (e.g., Duflo, 2001). In our analysis, changes in the supply of academic track schools serves as instrumental variation affecting the school track choice of the cohorts directly targeted by this change. This so-called German Educational Expansion between 1960 and mid-1970s was a period in which local authorities tried to expand supply of and access to institutions offering tertiary education (see Section 5.2.2 for more details). Since enrollment in tertiary education requires graduation from an academic track school, the supply of and access to these schools was also improved.

Although all German states were equally affected by the underlying reasons for the Educational Expansion, the timing and intensity differed strongly between regions. While Figure 5.1 depicts the supply of academic track schools in German states over time, a more precise picture of the spatial development is given in Figure C. 1 in the appendix. States like Hamburg, Hesse, Baden-Württemberg, or Schleswig-Holstein almost doubled the number of academic track schools from 1950. In contrast, other states such as Rhineland-Palatinate or the Saarland only slightly expanded the supply of academic track schools.

The exact variable we are using as instrument is a weighted average of the number of academic track schools in the home district and surrounding districts when the parent is 10 years old (see Equation (8) below). For the German Educational Expansion to be used as identifying variation in the instrument, two assumptions must be satisfied. First, the educational expansion must have affected the individual choice to enroll in an academic track school. Second, we assume that the instrument is exogenous to the educational attainment of children around 30 years after the expansion. Regarding the first assumption, the educational expansion reduced the costs of education by improving the accessibility to better education at the local level. In particular, the better supply of academic track schools reduced the average commuting distance, allowing children from more remote places to attend them.<sup>46</sup> In Section 5.1, we test this assumption using a test for weak instruments in the first stage, obtaining a

---

<sup>46</sup> This argument goes back to Card (1995). Since then, similar instruments have been extensively used by, for instance, Currie and Moretti (2003), Carneiro et al. (2011), Nybom (2017), and Kamhöfer et al. (2019).

partial F-statistic of 15.12, being well above the rule-of-thumb threshold of 10 (Staiger and Stock, 1997).

The second assumption states that the increase in academic track schools across districts is quasi-random after including a set of control variables. In particular, we assume that  $Z$  does not affect the unobservables in the potential outcome and selection equations after controlling for  $X$ , that is,  $Z \perp\!\!\!\perp (U_0, U_1, V) \mid X$ . The main threat to this assumption is that districts might have systematically differed in the implementation of the educational expansion because of different endowments of schools, firms, abilities, and demand and supply for high-skilled individuals, which in turn affect the schooling of the next generation. We account for differing initial conditions by including district fixed effects in every stage of the estimation process and, therefore, effectively use differences in the expansion speed as identifying variation.

Another threat is that the educational expansion affects the schooling of the next generation directly, because these children face the improved supply when deciding about the school track themselves, even after controlling for initial differences. Therefore, we also control for the number of academic track schools at the time of the child's school choice to directly control for the outcome of the educational expansion in their home district. The idea behind this strategy is that after controlling for the outcome of the educational expansion on the district level, the expansion (speed) itself should only affect the children's school track choice through the outcome at the time of their school track choice.

Furthermore, one could argue that the expansion speed and intensity coincided with a general trend of a better-educated population in a district. Kamhöfer and Schmitz (2016) argue that the timing and intensity of the educational expansion between districts mostly depended on electoral cycles and political preferences (see also Hadjar and Becker, 2006; Jürges et al., 2011), while Kamhöfer and Westphal (2019) provide qualitative evidence that political interests were the main driver behind the expansion, also showing that population characteristics and economic conditions were independent of the expansion. Even though we believe that local trends that potentially coincided with the expansion in a district are no major threat in our study, we evaluate robustness of our main results by allowing for district-specific linear trends. This robustness check confirms our belief that trends play a minor role, because results remain mostly stable using this alternative specification.

Two other studies used the expansion of academic track schools in Germany to instrument the enrollment in these. Jürges et al. (2011) and Kamhöfer and Schmitz (2016) used the number of academic track schools on the state level divided by the state area as identifying variation. Although both studies find a strong first stage, supporting the validity of the educational expansion as identifying variation, we allow for finer differences in the expansion on the district level.

## 5.4 Data and Descriptive Statistics

**The National Educational Panel Study** This study uses data from the National Educational Panel Study (NEPS): Starting Cohort 6 Adults (NEPS Network 2021).<sup>47</sup> NEPS is a longitudinal study of individuals in Germany at different age cohorts with a focus on educational decisions and their impact on the cognitive as well as the noncognitive development over time. Since 2007, Starting Cohort 6 Adults surveys individuals born between 1944 and 1986 repeatedly. It collects information about educational activities, sociodemographic background, employment situation, family constellation, interests and perspectives, as well as competencies. In addition, NEPS surveys children of individuals who participated in the Starting Cohort 6 Adults, which allows us to estimate the relationship between parental education and the education of their children.

Our identification strategy is based on the German Educational Expansion that started before 1960 and lasted until 1980. This means that only cohorts that enrolled in a secondary school in these years are affected by the reform. Since children are tracked at the age of 10, we restrict our sample to children with parents born between 1947 and 1965. Further, we restrict our sample to children that are born between 1969 and 1999 and to those whose observed parent was aged 20 to 40 at the time of birth. Because the education system in the former German Democratic Republic was different, we only focus on children born to parents from West Germany. This leaves us with a final sample of 7,668 individuals whose parents entered a secondary school between 1957 and 1975. Table 5.1 shows summary statistics of the main variables used in the empirical analysis.

---

<sup>47</sup> This paper uses data from the National Educational Panel Study (NEPS, see Blossfeld and Roßbach 2019): Starting Cohort Adults, doi:10.5157/NEPS:SC6:12.1.0. From 2008 to 2013, NEPS data was collected as part of the Framework Program for the Promotion of Empirical Educational Research funded by the German Federal Ministry of Education and Research (BMBF). As of 2014, NEPS has been carried out by the Leibniz Institute for Educational Trajectories (LifBi) in cooperation with a nationwide network.

**Table 5.1 Summary Statistics**

	Control			Treatment			(7) p> t
	(1) Obs.	(2) Mean	(3) SD	(4) Obs.	(5) Mean	(6) SD	
Panel A: Outcome variables							
= 1 if child in academic track	4759	0.493	0.50	2909	0.839	0.37	0.000
Panel B: Instrumental variable							
Availability of academic track schools	4759	0.382	0.25	2909	0.446	0.28	0.000
Panel C. Control variables							
= 1 if child is female	4759	0.494	0.50	2909	0.486	0.50	0.520
# of siblings of parent	4759	3.169	1.79	2909	3.212	1.83	0.320
= 1 if parent is female	4759	0.585	0.49	2909	0.449	0.50	0.000
= 1 if parent with grandparents until 15	4759	0.905	0.29	2909	0.941	0.24	0.000
= 1 if grandfather academic track	4759	0.059	0.21	2909	0.269	0.44	0.000
= 1 if grandmother academic track	4759	0.019	0.12	2909	0.116	0.32	0.000

*Source:* Own calculations based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. *Notes:* This table shows summary statistics of the data used in the empirical analysis. Presented are the number of observations, the mean, and the standard deviation for children whose parents attended a non-academic track school (control) and an academic track school (treatment), respectively. The last column shows p-values from a t-test of mean equality.

**Treatment Variable** The treatment we are investigating is a binary variable indicating whether a parent attended a non-academic track school or an academic track school. 62% of the parents in our sample enrolled in a non-academic track school, whereas 38% enrolled in an academic track school. These enrollment rates are higher as compared to previous studies (see Riphahn and Schieferdecker, 2012), but our research design only focuses on the West-German and non-foreign population, which tend to have higher education on average.

**Outcome Variable** Our outcome of interest is a binary variable taking on the value 0 if the child attended a non-academic track school and the value 1 if she attended an academic track school instead. While 49% of children from parents who attended a non-academic track school attended an academic track school, this share is significantly higher for children from parents who attended an academic track school (84%). When discussing potential channels and mechanisms in Section 6, we introduce further outcome variables on the parental level. In particular, we use the reading and math competence (Weinert et al., 2011), a binary variable indicating whether the partner also attended an academic track school, the household's log gross income, as well as a binary variable indicating full-

time employment as outcome variables. Summary statistics for the variables are given in Table C.1 in the appendix.

**Instrument** Our instrument is a measure of the local availability of academic track schools in one of the 325 districts of West Germany at the time of the parents' secondary school decision (age 10). Therefore, we collected information about academic track schools by using open access data from State Statistical Offices (*Statistische Landesämter*) and the Federal Statistical Office (*Statistisches Bundesamt*).<sup>48</sup> This data contains every academic track school in Germany in 2017 and its address. To create our dataset of the academic track school availability in each year since 1950, we researched the founding year of each school in West Germany by scraping *Wikipedia*, researching school websites, and calling schools.<sup>49</sup> Districts in Germany are comparably small and the existence of schools in surrounding districts could also influence the school track choice. Therefore, we follow Kamhöfer et al. (2019) and construct the instrument  $Z_{jt}$  as a measure of the local availability of academic track schools in district  $j$  at time  $t$  as

$$Z_{jt} = \sum_{k=1}^{325} K(\text{dist}_{jk} \cdot S_{kt}), \quad (8)$$

Where  $S_{kt}$  is the number of academic track schools in district  $k$  at time  $t$ ,  $\text{dist}_{jk}$  is the Euclidian distance in kilometers between the centroids of districts  $j$  and  $k$ , and  $K()$  is a kernel function. In practice, a district that is closer to  $j$  receives a higher weight than a district that is far away. This is in line with an educational decision model in which closer schools are more likely to be chosen than farther options because of the higher costs to enroll in them.

In our empirical analysis, we use the Gaussian kernel with a bandwidth of 50 kilometers in our main specification. This assumes that schools in the same district  $j$  receive a weight of  $K(0) = \Phi\left(\frac{0}{50}\right) = 0.39$ . Schools with a distance of 50 kilometers receive a weight of 0.24, while schools with a distance of 100 kilometers only receive a weight of 0.05. As robustness check, we test sensitivity of our main results with respect to bandwidths between 10 and 90 and using the Epanechnikov kernel instead, which assigns schools that are far away and therefore outside of an individual's choice set a weight of 0. Results remain remarkably stable throughout different specifications.

---

<sup>48</sup> The data was taken from <https://jedeschule.de/>, last access: 17 August 2021.

<sup>49</sup> There might be cases in which schools were existing before 2017 but closed and are therefore not contained in the original dataset. Therefore, we also added schools that were not contained in the original dataset but that we found on Wikipedia.

Our descriptive statistics suggest that parents who attended a non-academic track school were facing a significantly lower availability of academic track schools than those who then enrolled in them. This is first suggestive evidence of the relevance of our instrumental variable.

**Control Variables** All models control for a child’s gender, the number of siblings of the parent, the parent’s gender, a binary variable for family structure (i.e., whether the parent was living together with both grandparents at the age of 15), and two binary variables indicating whether a grandparent attended an academic track school.<sup>50</sup> All variables but the gender of the child and the number of siblings of the parent exhibit a significant mean difference between higher and lower educated parents, suggesting that higher educated parents are more likely to have higher educated parents themselves (grandparents), are more likely to be male, and are more likely to experienced a stable family structure during adolescence. Our preferred specification also includes district fixed effects to allow for differential initial conditions before the educational expansion started.

## 5.5 Results

### 5.5.1 First Stage Evidence

We use the availability of academic track schools as instrumental variable for the parents’ school track choice during the period of educational expansion. Therefore, Table 5.2 presents results from first-stage Probit regressions of the parents’ school track choice on the instrument and a set of control variables. Column (1) presents results without any controls, Column (2) adds socioeconomic controls, and Column (3) further adds district fixed effects and, therefore, corresponds to our preferred specification. The results of the first-stage Probit regression shows that our instrument (i.e., the availability of academic track schools) has a strong positive effect on the likelihood of enrolling in such an academic track school in all three models. In particular, one additional academic track school in the home district increases our instrument by 0.39 (see Section 4), which in turn increases the probability of enrolling in an academic track school by 19 percentage points on average. This effect is statistically significant at any common significance level and if we run a linear probability model instead of a Probit model and test for weak instruments, we obtain a partial F-statistic of 15.12 in our preferred specification (Column (3)), which is well above the rule-of-thumb threshold of 10 (Staiger and Stock,

---

<sup>50</sup> Mare (2011) advocates to include grandparental education as well in models estimating intergenerational mobility to allow for a ‘multigenerational view.’

1997). This substantial positive effect suggests that the educational expansion indeed was successful in drawing more and more individuals into academic track schools.

**Table 5.2 First-Stage Probit Regression**

	Average partial effects		
	(1)	(2)	(3)
Availability of academic track schools	0.214*** (0.042)	0.182*** (0.037)	0.493*** (0.125)
= 1 if child is female		-0.005 (0.010)	-0.008 (0.010)
# of siblings of parent		0.003 (0.004)	-0.001 (0.005)
= 1 if parent is female		-0.137*** (0.016)	-0.126*** (0.016)
= 1 if parent with grandparents until 15		0.118*** (0.030)	0.130*** (0.029)
= 1 if grandfather academic track		0.350*** (0.022)	0.327*** (0.024)
= 1 if grandmother academic track		0.276*** (0.036)	0.237*** (0.037)
District fixed effects			✓
$\chi^2$ -stat	24.753	23.020	15.5
p-value	0.000	0.000	0.000
Observations	7668	7668	7668

*Source:* Own calculations based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. *Notes:* This table presents average partial effects from first-stage Probit regressions of the parents' school track choice on the availability of academic track schools and a set of control variables.  $\chi^2$ -tests of significance of the coefficient on the instrument are conducted and the results are presented at the end of the table. Robust standard errors clustered at the district level are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%-, 5%-, and 1%-level, respectively.

In line with traditional gender roles at the time at which our school track choice took place, women were significantly less likely to enroll in an academic track school. If the parent under consideration was living with both grandparents until the age of 15 and therefore experienced a stable home environment, she was more likely to enroll in an academic track school. Although not being at the core of the analysis, we also find a strong intergenerational correlation between grandparental and parental education. If the grandfather attended an academic track school, the parent was significantly more likely to enroll in such a school. A similar but slightly weaker effect can be observed for the

grandmother's education. These effects remain unchanged whether we control for district fixed effects or not.

## 5.5.2 OLS and IV

Although we are primarily interested in analysing the intergenerational persistence of education for the marginal individual, we start with presenting results of ordinary least squares (OLS) and 2SLS regressions as a benchmark. The results are presented in Table 5.3.

**Table 5.3 Second Stage OLS and IV Regression**

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
= 1 if parent in academic track	0.306*** (0.013)	0.485*** (0.030)	0.512*** (0.052)	0.385*** (0.138)
= 1 if child is female	0.082*** (0.012)		0.083*** (0.012)	0.082*** (0.012)
# of siblings of parent	-0.008** (0.004)		-0.009** (0.004)	-0.008** (0.004)
= 1 if parent is female	0.024* (0.013)		0.053*** (0.016)	0.034 (0.022)
= 1 if parent with grandparents until 15	0.108*** (0.023)		0.091*** (0.024)	0.099*** (0.029)
= 1 if grandfather academic track	0.071*** (0.018)		0.004 (0.025)	0.043 (0.051)
= 1 if grandmother academic track	0.022 (0.028)		-0.022 (0.029)	0.005 (0.040)
Constant	-0.013 (0.052)	0.440*** (0.016)	0.306*** (0.029)	0.368*** (0.050)
District fixed effects	✓			✓
Observations	7668	7668	7668	7668

*Source:* Own calculations based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. *Notes:* This table presents results from OLS and 2SLS regressions of the child's school track choice on the parents' school track choice and a set of control variables, while instrumenting the parents' school track choice with the availability of academic track schools. 2SLS regressions are performed using the propensity as the instrument. Robust standard errors clustered at the district level are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%-, 5%-, and 1%-level, respectively.

Results from an OLS regression suggest a strong positive correlation between the parent's and the child's education. If the parent attended an academic track school, the child is 31 percentage points more likely to enroll in such a school. This strong correlation suggests low educational mobility (i.e., a child's education is highly influenced by her parent's education). It is, however, likely that even after controlling for socioeconomic background variables this coefficient does not correspond to the causal effect of a parent's education on her child's education, because other unobserved characteristics (e.g., ability) might positively affect the parent's as well as the child's school track choice. Therefore, we apply the IV strategy outlined before to pin down the long-term causal effect of attending an academic track school on the school track choice of the next generation.

Columns (2) to (4) estimate these 2SLS regressions, instrumenting the parent's school track choice with our measure of the local availability of academic track schools. Column (2) presents results without any controls, Column (3) adds socioeconomic controls, and Column (4) further adds district fixed effects and, therefore, corresponds to our preferred specification. Our findings suggest a strong positive effect of the parent's academic track school enrollment on the child's likelihood to enroll in a such school as well. This effect is slightly larger than the OLS estimate, but not statistically different from it, suggesting only a small bias of OLS.

In contrast to the first-stage regression, around 30 years later, girls were more likely to enroll into an academic track school by 8 percentage points. Furthermore, a stable home environment of the parent has long-lasting positive effects on the educational prospects of the parent (13 percentage points, see Table 2) and the child (10 percentage points, see Table 3). Most interestingly, the direct effect of the grandparent's education seems to disappear after two generations. Although we observed a strong effect on the likelihood that the parent enrolls in an academic track school, there is no direct effect on the child's educational choice anymore.

Our findings from OLS and 2SLS regressions are in line with the literature finding low educational mobility in Germany (Dustmann, 2004; Heineck and Riphahn, 2009). To interpret such effects as average treatment effects on subpopulations of interest, one implicitly assumes homogeneous effects which are unrealistic in most applications (Heckman 1997). If this assumption fails, we are left with a local average treatment effect (LATE; Imbens and Angrist, 1994) that corresponds to the average effect

of treatment for those who switch treatment status as a response to the instrument (i.e., compliers).<sup>51</sup> While OLS only provides us with an estimate of the intergenerational persistence of education, the LATE in our context has a clear policy-relevant interpretation: parents who attend an academic track school because of a better local supply of schools transmit this better educational prospect to their children. This implies that policy makers can not only improve the educational level of disadvantaged individuals by providing better access to education, but also that their children many years thereafter still gain from this improved situation. This interpretation, however, only holds if all individuals (and their children) gain in the same way from this improved access to education. If disadvantaged individuals gain less than their advantaged peers, such policies fail to reduce inequalities in the long run. Therefore, to allow for heterogeneous effects, we present results for the MTE, a policy parameter that allows us to construct average treatment parameters of interest such as the ATT, ATU, and ATE in the next step.<sup>52</sup>

### 5.5.3 Heterogeneous Long-Term Returns to Education

Estimating the MTE requires to estimate a binary choice model of the treatment decision first, and to obtain the propensity score from this model. In particular, we use our first-stage selection model from Table 5.2 and further interact the instrument with all parental control variables to obtain this propensity score. It is then used to recover heterogeneous responses to the treatment based on unobserved characteristics (see Equation (7)). Because the MTE can only be identified over the common support of the propensity score for treated and untreated children, we present the respective distributions of the propensity score in Figure 5.2.<sup>53</sup>

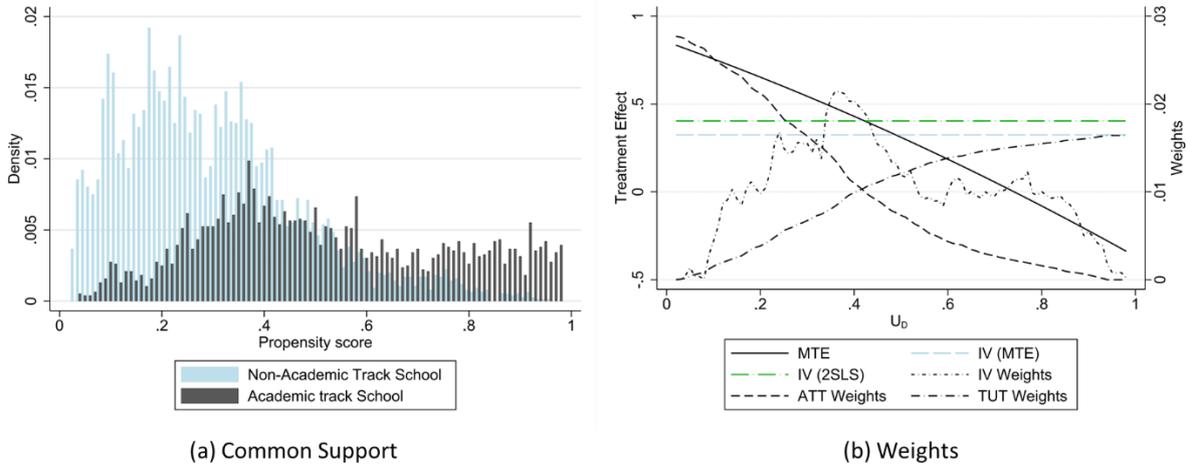
---

<sup>51</sup> Although the LATE is often an interesting policy parameter itself, its interpretation in the case of a continuous instrument (as in our case) is unclear, because the effect is representative for compliers that react to changes between all values of the instrument (Cornelissen et al. 2016).

<sup>52</sup> See Heckman et al. (2006) for an excellent description of what standard IV can identify under given assumptions and how it relates to the MTE as a unifying parameter.

<sup>53</sup> In general, when imposing a parametric assumption on the unobserved heterogeneity, one can extrapolate the MTE curve outside the common support interval. However, we believe that this strategy only confuses about which individuals we are able to draw conclusions about and therefore restrict the MTE curve and calculation of average treatment parameters to the common support.

**Figure 5.2 Common Support and MTE Weights**

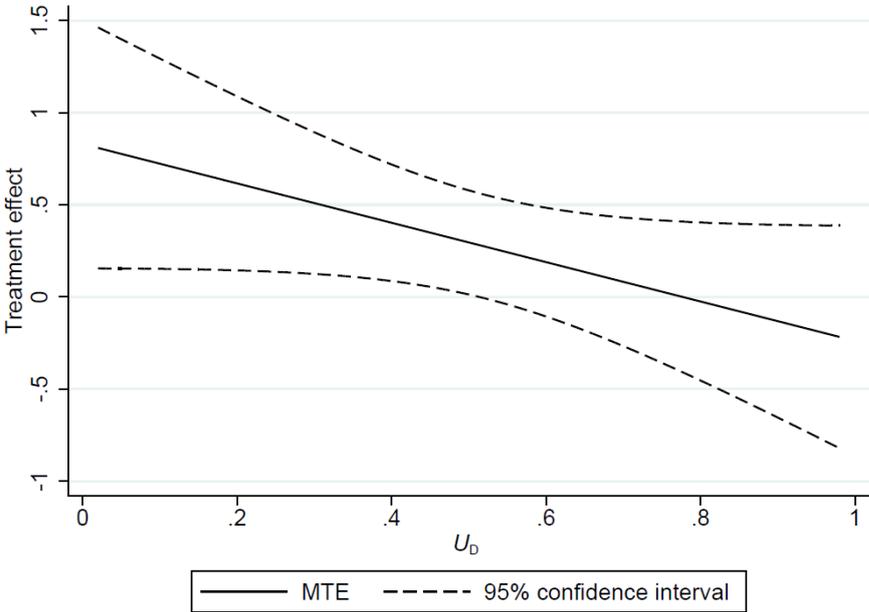


Source: Own presentation based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. Notes: Figure (a) shows the distribution of the propensity score for children who attended a non-academic track school and an academic track school, respectively, summarized in 0.01-intervals of the propensity score. The propensity score is obtained from a Probit regression of the parents’ school track choice on the availability of academic track schools and a set of control variables, while interacting the instrument with all parental control variables (except the district fixed effects). Common support ranges from 0.02 to 0.98. Figure (b) shows the weights put on the propensity score to calculate the 2SLS results in Panel B in Table 5.3 and the ATT and ATU in Table 5.4, together with the 2SLS estimates as horizontal lines. The MTE curve is also added.

The distribution of the propensity score for children of parents who attended a non-academic track school is strongly skewed to the right, with most observations having a propensity score between 0 and 0.5. In contrast, the distribution of the propensity score for children of parents who attended an academic track school is more uniformly distributed. In particular, there are sufficient observations between propensity score values of 0.2 and 1. The common support (or overlap) is remarkable in our data. While previous studies sometimes lack common support at the extremes of the propensity score, we observe children in the untreated as well as the treated state for propensity score values of 0.02 to 0.98. This allows us to identify the MTE for quantiles of the unobserved resistance for almost the full unit interval and, therefore, average treatment parameters recovered from the MTE curve should be very similar to their population counterparts. Nevertheless, to acknowledge the slight difference between the treatment parameters that we identify and the population parameters we are interested in, we denote our estimates as  $\widehat{ATT}$ ,  $\widehat{ATE}$  and  $\widehat{ATU}$ .

Given that strong common support, we present the MTE of the parent’s school track choice on the child’s school track choice using the parametric specification with  $K = 2$  in Figure 5.3.<sup>54</sup>

**Figure 5.3 MTE Curve**



*Source:* Own presentation based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. *Notes:* The figure shows the MTE curve from a parametric MTE specification with  $K = 2$  and its 95% confidence interval. Covariates are held constant at their means. The confidence interval is obtained from a district level clustered bootstrap with 299 replications. A test of no selection on gains (see, e.g., Cornelissen et al. 2018) results in a p-value of 0.071.

The MTE curve is strongly decreasing with the quantiles of the unobserved resistance, suggesting treatment effect heterogeneity between 0.81 and  $-0.22$ . These effects are statistically significant for a wide range of the quantiles of the unobserved resistance. A child whose parent is the most likely to attend an academic track school based on its unobserved characteristics has improved educational prospects (i.e., is more likely to enroll in an academic track school herself). In contrast, a child whose parent is the least likely to attend an academic track school based on her unobserved characteristics is unaffected by the improved education of their parent. Parents that react already at low quantiles of the unobserved resistance to changes in the propensity score are the ones with the highest unobserved ability or simply have a low resistance for academic education. Children of those advantaged parents are the most likely to attend an academic track school themselves as a response

<sup>54</sup> The estimation was conducted using an enhanced version of the Stata command `margte` of Brave and Walstrum (2014), provided by Cornelissen et al. (2018) and slightly adjusted by us.

to enrollment of their parent. However, even if less able or higher resistance individuals are drawn into academic track schools, their offspring will not gain from this improved education the same way as their more advantaged peers do. This finding limits the effectiveness of policies that generally draw individuals into higher academic track schools without directly targeting their abilities (e.g., the educational expansion) as one way of reducing inequalities. Such policies might be effective in providing better education opportunities for the directly affected individuals, but they do not change the intergenerational dependence of the social status. Children from disadvantaged backgrounds are unaffected by changes in the educational prospects of their parents, implying that intergenerational social status dependency is stronger than short-term educational improvements.

The pattern of selection on gains that we observe from the falling MTE curve can be tested statistically by the null hypothesis of a flat MTE curve (i.e.,  $H_0: \frac{\partial^2 \Pi(p)}{\partial p^2} = 0$  in the case of  $K = 2$ ). This corresponds to a test of no effect heterogeneity or accordingly no selection on gains. The coefficient determining the slope of the MTE curve is significant with a p-value of 0.07, which suggests that we can reject the null hypothesis at the 10% significance level and, therefore, we conclude that there is strong selection on gains, statistically confirming our interpretation from before.

Although we assumed heterogeneity based on unobserved characteristics to follow a linear shape by imposing the assumption that  $\Pi(p)$  is a polynomial of order 2, we evaluate robustness by allowing this heterogeneity to be more flexible than in our baseline model. In particular, we allow  $\Pi(p)$  to be a polynomial of order 3 and 4, respectively, and to be estimated by a semiparametric approach (see Carneiro et al. 2011).<sup>55</sup> MTE curves for these specifications are presented in Figure C.2 in the appendix. For quantiles of the unobserved resistance between 0.2 and 0.8 the curves for the parametric specifications with  $K = 2$ ,  $K = 3$ , and  $K = 4$  are virtually identical. Moreover, the most flexible MTE curve (i.e., the semiparametric specification) follows the shape of the other three curves on a slightly higher level. This exercise strongly supports robustness of our main results with respect to the parametric choice.

In the next step, we calculate average treatment parameters such as the  $\widehat{ATT}$ ,  $\widehat{ATE}$  and  $\widehat{ATU}$  as weighted averages over the MTE curve (see Appendix C.A). Empirical weights are presented in Figure 5.2. While calculation of the  $\widehat{ATT}$  puts more weight on children of parents with a low resistance for an

---

<sup>55</sup> The semiparametric curve is obtained from a partially linear regression (Robinson 1988) of the outcome on the control variables, the interaction of the control variables and the propensity score, and a locally quadratic function of the propensity score to approximate  $K(P)$  using the bandwidth 0.15.

academic track school, calculation of the  $\widehat{ATU}$  puts more weight on children of parents with a high resistance for an academic track school. Calculation of the  $\widehat{ATE}$  puts equal weights on all children and, therefore, the weights are not presented. Multiplying these weights with the corresponding MTE estimates provides estimates for the average treatment parameters, presented in Table 5.4.<sup>56</sup>

**Table 5.4 Average Treatment Parameter**

	Parametric			Semiparametric
	(1) K=2	(2) K=3	(3) K=4	(4)
$\widehat{ATT}$	0.582** (0.237)	0.570* (0.320)	0.696** (0.354)	0.851** (0.429)
$\widehat{ATE}$	0.296** (0.144)	0.284 (0.271)	0.280 (0.271)	0.535 (0.458)
$\widehat{ATU}$	0.125 (0.167)	0.113 (0.290)	0.030 (0.288)	0.346 (0.403)

*Source:* Own calculations based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. *Notes:* This table shows estimates of the ATT, ATE, and ATU from a parametric MTE specification with K = 2. These parameters are obtained by using the weights described in Appendix C.A. Standard errors are obtained from a district level clustered bootstrap with 299 replications and are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%-, 5%-, and 1%-level, respectively.

A child randomly chosen from the parents who attended an academic track school is on average 64 percentage points more likely to attend an academic track school herself ( $\widehat{ATT}$ ) if the parent attended it. A child chosen at random from all parents, however, has only a 32 percentage points higher likelihood of attending an academic track school if the parent attended it ( $\widehat{ATE}$ ). Finally, there is no significant treatment effect for children from parents who did not attend an academic track school ( $\widehat{ATU}$ ). This finding emphasizes again the selection pattern we already saw from Figure 5.3. These results are robust to using alternative parametric specifications for  $\Pi(p)$ . Only estimates from the semiparametric specification are slightly larger and less precise.

<sup>56</sup> In addition to the ATT and ATU weights and the MTE curve, Figure 5.2 also presents IV weights and the corresponding IV estimate obtained from the MTE curve. This estimate is very close to the one obtained from 2SLS, which serves as further support for the correct shape of the MTE curve (Cornelissen et al., 2018).

#### 5.5.4 Robustness Checks

Besides testing the robustness of our main results to more flexible specifications of the unobserved heterogeneity, we also provide robustness checks for alternative first-stage specifications and alternative instrument definitions in Tables C.2 and C.3 in the appendix.

Cornelissen et al. (2018) point out that misspecifications in the first stage can lead to biases in the estimated MTE curve. Therefore, we propose three alternative first-stage specifications. First, in addition to district fixed effects, we allow for district-specific linear time trends. This specification does not only control for different initial situations in a district, but also for linear trends in the enrollment in academic track schools over time. The importance of controlling for regional trends in models with schooling decisions was highlighted by Mazumder (2008) and Stephens and Yang (2014). Using this first-stage specification, the overall pattern of selection on gains is confirmed, but the estimates are more moderate and more precise. Second, our main specification interacts the instrument of the local availability of academic track schools with all parental control variables. We test robustness by using only the noninteracted instrumental variation in the first stage. This exercise only slightly reduces the average treatment parameters, but confirms the overall finding of selection on gains. Third, similar to Cornelissen et al. (2018), we estimate the first stage nonparametrically. In particular, we create 20 equally sized bins of the instrument and a linear index of the control variables as the predicted values from a linear probability model of the treatment on the control variables and separate this index into 20 equally sized bins. The propensity score is then obtained from a linear probability model of the treatment on the full set of interactions of the bin dummies.<sup>57</sup> Results from this exercise suggest only a weak selection pattern anymore. Although we can still confirm the positive effect of the parents' school track choice on the child's school track choice, the effects are closer to the OLS and IV estimates.

In a second set of robustness checks we test sensitivity of our results to our particular instrument choice, which was constructed as a weighted average of the availability of academic track schools in the home district and the surrounding districts. In our main specification, we used a Gaussian kernel to weight surrounding districts with a bandwidth of 50 kilometers. To test robustness of our main results with respect to alternative kernel and bandwidth choices, we use the Epanechnikov kernel and bandwidths of 10, 30, 70, and 90, respectively, to create our instrument. Remarkably, results remain

---

<sup>57</sup> The correlation between this nonparametric propensity score and the baseline propensity score is 0.86.

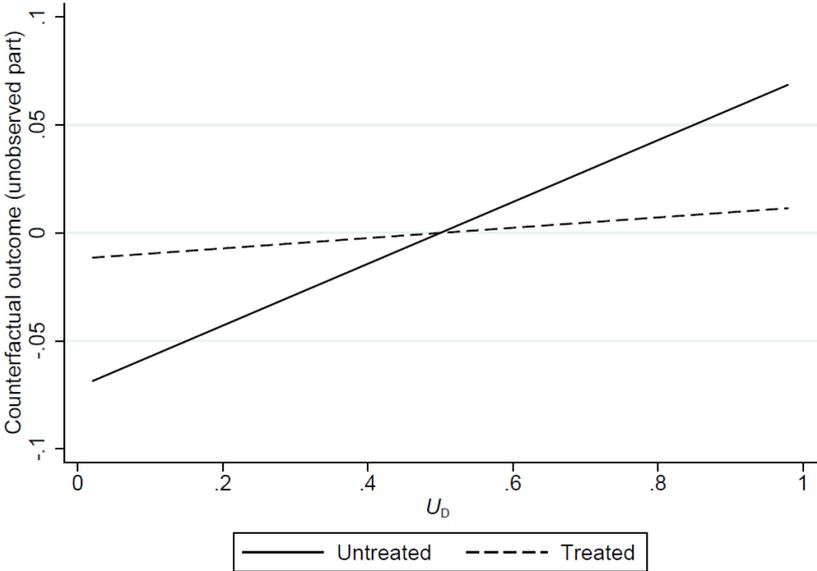
virtually unchanged if we use an alternative weighting scheme or weight surrounding districts more (high bandwidth) or less (low bandwidth).

In sum, these robustness checks do not only confirm the overall pattern of selection on gains based on unobserved characteristics, but also highlight the remarkable stability of our point estimates.

### 5.6 Heterogeneous Returns to Tracking – Implications for Educational Mobility

Selection on gains suggests that children from parents who are the most likely to attend an academic track school are more likely to attend it themselves. By separating the heterogeneity in unobserved characteristics (i.e.,  $E(U_1 - U_0|U_D = u_D)$ ) into the unobserved parts of the outcomes when untreated ( $E(U_0|U_D = u_D)$ ) and when treated ( $E(U_1|U_D = u_D)$ ), respectively, following the approach suggested by Brinch et al. (2017), we can learn about the outcomes treated and untreated individuals would expect in the counterfactual state. This allows us to shed further light onto the mechanisms and reasons behind this selection behavior. These separate curves are presented for  $U_0$  and  $U_1$  in Figure 5.4.

**Figure 5.4 Counterfactual Outcomes and Unobserved Resistance**



Source: Own presentation based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. Notes: The figure shows the unobserved part of the probability of enrolling in an academic track school for treated and untreated children, based on the approach suggested by Brinch et al. (2017).

The curve for the unobserved component in the untreated state  $U_0$  is increasing while the curve for the unobserved component in the treated state  $U_1$  is flat. This suggests that children from low-resistance parents (low  $U_D$ ) who attend a non-academic track school (untreated) have a lower likelihood of enrolling in an academic track school. In contrast, children from high-resistance parents

(high  $U_D$ ) who attend a non-academic track school (untreated) have a higher likelihood of enrolling in an academic track school. The likelihood of enrolling in an academic track school for children of parents who attend an academic track school is the same for all. In other words, while the expected long-term returns to attending a non-academic track school are heterogeneous (i.e., only children from disadvantaged backgrounds gain from it), the expected long-term returns to attending an academic track school are the same.

All individuals gain in the same way from attending an academic track school. This suggests that there are no institutional barriers treating advantaged and disadvantaged individuals differently. Because graduates from academic track schools usually enroll in tertiary education, access to colleges and success in the labor market after graduating seems to be independent from the socioeconomic background for those individuals. In contrast, graduates from non-academic track schools usually enter the labor market directly with high-quality on-the-job training, which requires the practical skills learned in these schools. The low returns for high-ability individuals suggest that these individuals either perform poorly in this vocational training after graduating from a non-academic track school or have a hard time pursuing their expected high education level through ‘second chance’ options (Biewen and Tapalaga 2017).<sup>58</sup> In contrast, low-ability individuals who gain the most from attending a non-academic track school are streamed in the right track, matching their rather practical instead of cognitive skills.

In the next step, we estimate MTE curves for various outcomes measured in adulthood to empirically support the explanations developed here. In particular, we want to shed light on the question why low-ability individuals cannot transmit their improved education to the next generation. Table 5.5 shows the average treatment effects of subpopulations of interest of attending an academic track school on cognitive abilities as well as labor market outcomes and a measure of assortative mating.

---

<sup>58</sup> In Germany, after graduating from a non-academic track school there is still the possibility to obtain the academic track school certificate (*Abitur*) by enrolling in such a school or another school offering this degree, being able to enter tertiary education.

**Table 5.5 Parental Outcomes**

	(1) Reading Competence	(2) Math Competence	(3) Assortative Mating	(4) HH log gross income	(5) Full-time employed
$\widehat{ATT}$	2.318*** (0.817)	2.037*** (0.660)	0.303** (0.148)	1.293*** (0.338)	0.057 (0.370)
$\widehat{ATE}$	2.422*** (0.555)	1.657*** (0.434)	0.133 (0.108)	0.730*** (0.212)	0.002 (0.261)
$\widehat{ATU}$	2.490*** (0.572)	1.379*** (0.468)	0.028 (0.138)	0.392 (0.249)	-0.039 (0.312)

*Source:* Own calculations based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. *Notes:* This table shows estimates of the ATT, ATE, and ATU from a parametric MTE specification with  $K = 2$ . These parameters are obtained by using the weights described in Appendix C.A. Column (1) uses the parents' reading competence as outcome, Column (2) uses the parents' math competence as outcome (Weinert et al. 2011), Column (3) uses a binary variable indicating whether the partner also attended an academic track school as outcome variable, Column (4) uses the household's log gross income as outcome, and Column (5) uses a binary variable indicating fulltime employment as outcome variable. The measures for the reading and math competence are standardized with a mean of 0 and a standard deviation of 1. The corresponding MTE curves are given in Figure C.3 in the appendix. Standard errors are obtained from a district level clustered bootstrap with 299 replications and are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%-, 5%-, and 1%-level, respectively.

All individuals gain from attending an academic track school with respect to cognitive abilities. Effects range from 2.32 standard deviations to 2.49 standard deviations for the reading competence while they range from 1.38 standard deviations to 2.04 standard deviations for the math competence. While low-ability individuals gain more with respect to reading competence, they gain less with respect to math competence. Nevertheless, our results suggest statistically significant improvements for all subpopulations. We also estimate MTE curves for a measure of assortative mating, the household's log gross income, and a dummy indicating full-time employment. Those who attended an academic track school have on average a 30 percentage points higher likelihood to have a partner who also attended an academic track school (ATT), while the effect is virtually zero for those who did not attend an academic track school. Similarly, individuals who attended an academic track school have on average around 129% higher household income because of this education (ATT), while there is no significant effect for individuals who did not attend an academic track school (ATU). Although we cannot find any (heterogeneous) effect on full-time employment, it seems that enrollment in an academic track school only translates into positive labor market returns for advantaged individuals when attending an academic track school.

Because all individuals gain in a similar way with respect to cognitive abilities, it is unlikely that this improvement affects the schooling of the next generation. In contrast, the falling MTE curve for

household income and the zero effect on the likelihood of fulltime employment suggests that disadvantaged individuals end up working in lower-paid occupations. We saw from Figure 4 that this occupational choice is not driven by institutional frictions that would treat disadvantaged individuals differently after graduating from an academic track school, but rather that individuals select themselves into these occupations and would have chosen a higher-paying occupation if they had graduated from a non-academic track school. Although we cannot be sure about the reasons for this negative selection behavior, we suspect that the match of abilities possessed and potentially learned in a non-academic track school (i.e., practical skills) would have led to a comparative advantage in the labor market that these individuals do not have when attending an academic track school instead. It seems therefore that labor market performances instead of improved cognitive abilities play a major role in transmitting educational status to the next generation.

Finally, our results suggest that tracking based on ability has no negative impact on the long-term returns to education but rather allows individuals to make the best out of their given abilities in the labor market, which then can translate in improved education and social status of the next generation. This result challenges previous findings usually criticizing tracked school systems for their negative impact on educational equality (see Hanushek and Woessmann, 2006; Biewen and Tapalaga, 2017).

## 5.7 Conclusion

In this paper, we study the long-term relationship between parental and child education in an educational system where children are tracked into academic and non-academic track schools at an early age. We identify the causal effect by using the German Educational Expansion as quasi-natural variation, which improved the supply of academic track schools in Germany in the 1960s and 1970s. Our results show that, on average, children are more likely to attend an academic track school if their parents attended one. However, estimating marginal treatment effects, we can account for heterogeneity with respect to the resistance toward education of parents. We find that there is no effect for children of high-resistance parents (i.e., low-ability individuals and those with a lower social status). Analyzing potential channels through which the improved educational status could affect the children's educational attainment, we find that disadvantaged individuals do not perform as well as their more advantaged peers in the labor market, suggesting that they would have been better off by attending a non-academic track school instead, which matches their abilities better.

These results are in line with work by Pischke and Von Wachter (2008), Kamhöfer and Schmitz (2016), and Cygan-Rehm (2022) who identify LATEs for marginal individuals in Germany. Pischke and Von Wachter (2008) used a compulsory schooling reform in the 1960 and 1970 to analyze how one year of

schooling affects an individual's wage, finding zero returns. Kamhöfer and Schmitz (2016) analyzed the same question using exogenous variation of the Educational Expansion to identify this effect. They used a similar instrument as we do in this study, however, only relying on state-level variation. They came to the same conclusion as Pischke and Von Wachter (2008). Finally, Cygan-Rehm (2022) reanalyzed both studies and conducted a large set of robustness checks. Depending on the sample restriction and model specification, she obtained point estimates that are slightly larger than those of Pischke and Von Wachter (2008), concluding that results are sensitive to the chosen specification. In summary, all studies conclude that there is a low or even no effect of schooling on wages for marginal individuals, which is in line with our findings. In particular, our flexible analysis sheds further light onto the distribution of treatment effects, which previous studies were not able to do.

This paper highlights important implications for future research and policy makers. First, in addition to analyzing average effects, effect heterogeneity should be taken into account to better understand which individuals gain more or less from policy interventions. Second, our results indicate that policy makers should not only focus on supply-sided educational interventions (e.g., through a better access), but also to ensure that short-term improvements translate into long-term returns to education for the next generations.

## 6 Diskussion

Zusammenfassend zeigen die vier Studien, dass individuelle Bildungsrenditen in Deutschland heterogen sind. Zum einen lassen sich in der bereits bestehenden wissenschaftlichen Literatur heterogene Ergebnisse zu monetären Bildungsrenditen in Deutschland finden, zum anderen zeigen die vorangegangenen Kapitel, dass sich verschiedene Renditen nach Abschlüssen, über das Erwerbsleben hinweg und nach persönlichen Merkmalen ergeben.

Kapitel 2 zeigt dazu, dass sich die verschiedenen Befunde logisch in Unterschieden im Forschungsdesign begründen lassen. Ein Unterschied lässt sich in der Methode feststellen. Dies führt dazu, dass verschiedene Effekte geschätzt werden (ATE vs. LATE) oder die Effekte für verschiedene Teilpopulationen geschätzt werden. Ein weiterer Unterschied lässt sich in der Datengrundlage finden. Durch den Unterschied zwischen Befragungsdaten und administrativen Daten ergeben sich Unterschiede in der Genauigkeit und Verfügbarkeit der notwendigen Informationen. Zusätzlich werden manche methodischen Ansätze durch geringe Stichproben ausgeschlossen. Aus den verschiedenen Datengrundlagen ergibt sich auch die Betrachtung unterschiedlicher Geburtskohorten, für die ebenfalls verschiedene Bildungsrenditen gefunden werden. Zuletzt ergeben sich Unterschiede in den geschätzten Bildungsrenditen je nach verwendeter Bildungsvariable (Bildungsjahr vs. verschiedene Abschlüsse).

Die Heterogenität von Bildungsrenditen nach verschiedenen Abschlüssen und persönlichen Voraussetzungen wird unter Verwendung von Einkommensquantilen in Kapitel 3 thematisiert. Hierbei zeigt sich, dass sich die Bildungsrenditen sogar nach Studienform heterogen gestalten. Während sich für Personen mit einem FH/HAW-Abschluss im Durchschnitt ähnliche Bildungsrenditen wie für Absolventinnen und Absolventen eines dualen Studiums zeigen, weisen Absolventinnen und Absolventen eines Universitätsstudiums die höchsten Bildungsrenditen auf. Bei einer Betrachtung entlang der Einkommensverteilung zeigen sich jedoch andere Ergebnisse. Für Personen am unteren Ende der Lohnverteilung ergibt sich nach dualem Studium, FH/HAW-Studium oder Universitätsstudium kein Unterschied in der Bildungsrendite.

Daran anschließend zeigt Kapitel 4 auf, dass Bildungsrenditen nach Bildungswegen und Lebensinkommen heterogen sind. Hierbei werden das Risiko des Dropouts und mögliche Bildungsaufstiegschancen einbezogen. Die Analysen nach Einkommen über das Erwerbsleben hinweg machen deutlich, dass Personen mit abgeschlossenem Studium zwar mehr verdienen, aber erst spät im Leben. Bei der Betrachtung der ersten Bildungsentscheidung ergeben sich andere und insgesamt

geringere Renditen für Personen mit Studium im Vergleich zu Personen mit Ausbildung. Der Break-Even-Point verschiebt sich nach hinten.

Abschließend weitet Kapitel 5 den Blick von Bildungsrenditen auf die nächste Generation und zeigt, dass auch langfristige Bildungsrenditen heterogen und abhängig von persönlichen Voraussetzungen sind. Hierbei wird deutlich, dass Kinder von Eltern, die auf dem Gymnasium waren, im Durchschnitt auch häufiger auf das Gymnasium gehen. Heterogenitätsanalysen zeigen jedoch, dass dies nur für Eltern mit hoher Präferenz für das Gymnasium gilt (hohe Kompetenzen und sozialer Status). Demgegenüber gibt es keinen signifikanten Effekt auf die Wahrscheinlichkeit der Kinder das Gymnasium zu besuchen, wenn die Eltern eine niedrige Präferenz für das Gymnasium haben (niedrige Kompetenzen und sozialer Status).

Die vorgestellten Ergebnisse der Kapitel werden nachfolgend durch einen Vergleich mit Bildungsrenditen in den USA international eingeordnet (Abschnitt 6.1), bevor wissenschaftliche und politische Implikationen (Abschnitt 6.2) aus den Ergebnissen abgeleitet werden.

## 6.1 Internationale Einordnung: Vergleich mit den USA

Um die Bildungsrenditen in Deutschland, welche in den vorangegangenen Kapiteln dieser Arbeit vorgestellt wurden und den Zusammenhang zum deutschen Bildungs- und Arbeitsmarktsystem besser verstehen zu können, erfolgt in diesem Kapitel eine Einordnung der Ergebnisse im Vergleich zu den Bildungsrenditen in den USA (Abschnitt 1.3.2). Zusätzlich soll in diesem Kapitel deutlich werden, wie sich die Studien von Bildungsrenditen in Deutschland international verorten lassen.

Das deutsche Bildungssystem (Abschnitt 1.2.1) und das der USA (Abschnitt 1.3.1) unterscheiden sich fundamental. Diese Unterschiede haben Auswirkungen auf (monetäre) Bildungsrenditen und die Berechnung dieser. So zeigen sich in Deutschland im Vergleich zu den USA mehr heterogene Bildungswege durch das dreigliedrige Schulsystem aber auch durch die duale Berufsausbildung und unterschiedliche Studienformen und Institutionen. Aus dem dreigliedrigen Schulsystem ergibt sich eine frühe Zuweisung bzw. Sortierung der Schülerinnen und Schüler nach ihren Noten und Kompetenzen, welche es in den USA so nicht gibt. In den USA gibt es im Unterschied dazu größere Qualitätsunterschiede zwischen den verschiedenen Schulen, die zum einen von der Region und zum anderen von den Kosten für die Schülerinnen und Schüler geprägt sind.

Trotz dieser Unterschiede zeigen sich insgesamt positive Renditen von höherer Bildung für beide Länder. Während die Studienlandschaft, die sich mit dem Effekt eines zusätzlichen Schuljahrs beschäftigt, für Deutschland ein heterogenes Bild aufzeigt, lassen sich in Studien für die USA durchweg positive Renditen finden, die höher als in Deutschland ausfallen. So finden Pischke und von Wachter

(2008) keine Renditen. Unter Berücksichtigung anderer Geburtskohorten zeigt die Studie von Cygan-Rehm (2022) Renditen eines zusätzlichen Schuljahrs in Deutschland auf, die jedoch unter den Renditen der amerikanischen Studien liegen (Angrist und Krueger, 1991; Ashenfelter und Rouse, 1998).

Durch die Trennung nach High-School und Studium an einem (Community) College spielen heterogene Bildungswege und Schulformen in der Studienlandschaft der USA weniger eine Rolle. In Deutschland dagegen widmen sich mehrere Studien Renditen nach Schulformen und Bildungswegen und zeigen, dass es wichtig ist, diese Heterogenität in Deutschland miteinzubeziehen (siehe Kapitel 4; Biewen und Thiele, 2020). So haben Personen, die zuerst eine Ausbildung beginnen und später ein Studium abschließen andere Renditen als Personen, die direkt ein Studium abschließen.

Durch unterschiedliche Studienformen ergeben sich vor allem in Deutschland institutionelle Unterschiede, die es zu beachten gilt. So zeigen sich in Deutschland verschiedene Bildungsrenditen nach einem Studium an einer Fachhochschule oder Universität und einem dualen Studium (siehe Kapitel 3). Personen mit einem Studium an einer Universität verdienen im Durchschnitt mehr als Personen mit einem dualen Studium oder einem Studium an einer Fachhochschule. Dagegen sind die Renditen eines dualen Studiums und eines Studiums an einer Fachhochschule vergleichbar. In den USA zeigen sich ebenso (größere) Unterschiede für die Renditen eines Community Colleges und eines Colleges (Belfield und Bailey, 2011; Brown et al., 2012). Der internationale Vergleich dieser Institutionen ist jedoch schwieriger. Da in Deutschland Bachelor und Master-Abschluss an allen Institutionen erworben werden können, werden diese international eher als gleichwertig anerkannt.<sup>59</sup> Zwischen dem Community College und dem College in den USA bestehen jedoch größere Unterschiede. Zum einen können am Community College typischerweise hauptsächlich Zertifikate erlangt werden. Ziel ist dann der Transfer zu einem College, um einen Bachelor-Abschluss zu erlangen.

Weiter ergeben sich Unterschiede zwischen den USA und Deutschland beim Vergleich von Bildungsrenditen über das Erwerbsleben hinweg. In Deutschland verdienen Personen mit Studium im Vergleich zu Personen mit Ausbildung ab einem Alter von 45 bis 50 Jahren mehr, wenn man das kumulative Lebenseinkommen vergleicht und für Selektivität kontrolliert (siehe Kapitel 4). In den USA verdienen Personen im Durchschnitt bei mittleren Studienkosten (durchschnittlich 30.000 USD Schulden) ab einem Alter von 31 Jahren mehr als Personen ohne Studium, bei hohen Studienkosten (durchschnittlich 60.000 USD Schulden) ab einem Alter von 42 (Webber, 2016). Da es in den USA jedoch keine duale Berufsausbildung gibt, werden Personen mit College-Abschluss mit Personen ohne

---

<sup>59</sup> Eine Ausnahme bildet die Vergabe des Doktorgrades.

College-Abschluss verglichen. Somit könnte ein Grund für den früheren Break-Even-Punkt in den USA sein, dass die duale Berufsausbildung in Deutschland eine monetär lohnende Alternative zum Studium darstellt (siehe Kapitel 3). Zuletzt verdienen Personen mit einem Studium in den USA mehr als in Deutschland (1,5-1,7 Mio USD vs. 1,14 Mio EUR; Webber, 2016; Zühlke, 2020). Da mit dem Studium in den USA jedoch hohe Kosten verbunden sind, muss auch ein höherer Nutzen erfolgen, damit auf Grundlage der Rational Choice Theorie Personen sich für ein Studium entscheiden. Gleichzeitig geht mit den höheren Kosten in den USA auch ein höheres Risiko bei Bildungsentscheidungen einher. Im Falle des Abbruchs müssen hohe Schulden beglichen werden. Dies wirft ebenso die Frage auf, ob sich in den USA alle für höhere Bildung entscheiden können oder ob dies ein Privileg für besserverdienende Familien darstellt. Im Gegensatz dazu gibt es in Deutschland Kosten von Bildung. Hierzu gehören Lebenskosten, fehlendes Einkommen und geringe Studiengebühren. Diese Kosten stehen der Chancengleichheit ebenfalls im Weg. Durch die Alternative der beruflichen Ausbildung, bei der teilweise schon Einkommen erzielt werden kann, entstehen in Deutschland jedoch mehr Bildungsoptionen für Familien mit niedrigerem Einkommen.

Zuletzt führen die hohen individuellen Bildungskosten in den USA womöglich dazu, dass Personen aus niedrigen Milieus deswegen keine höhere Bildung anstreben können. Doch obwohl die Kosten in Deutschland niedrig sind, lassen sich dennoch Ansatzpunkte für Chancenungleichheit im deutschen Bildungssystem finden (Kapitel 5).

Zusammenfassend zeigt der internationale Vergleich, dass sich durch die verschiedenen Bildungssysteme der USA und Deutschland (sowie für die verschiedenen gesellschaftlichen, politischen und wirtschaftlichen Einflussfaktoren) Unterschiede in den Bildungsrenditen der Länder ergeben. Für die USA ergeben sich (ohne Einbezug der Kosten) insgesamt höhere Renditen für höhere Bildung als in Deutschland. Dafür sind mehrere Gründe denkbar. So wird in den Studien zu den USA die Bildungsrendite eines Studiums im Vergleich zu keinem Studium berechnet, während in Studien zu Deutschland die Bildungsrendite eines Studiums mit einer Ausbildung oder verschiedene Institutionen (Fachhochschule vs. Universität) verglichen werden. Durch die heterogeneren Bildungswege in Deutschland und vor allem die Ausbildung als Alternative zum Studium sind in Deutschland andere Vergleiche als in den USA möglich.

Darüber hinaus sind die individuellen Bildungskosten in den USA höher. Nach der RCT (siehe Kapitel 1.1) sind daher auch höhere Erträge von Bildung nötig, damit sich Personen für Bildung entscheiden. In Deutschland sind die Kosten geringer und somit auch die Erträge niedriger. Mit den höheren individuellen Kosten von Bildung in den USA geht zusätzlich ein höheres Risiko im Falle des Abbruchs

einher als in Deutschland. Das Abbruchrisiko spielt in Deutschland durch die geringeren individuellen Kosten von Bildung eine geringere Rolle, weshalb die Renditen ebenfalls niedriger sein könnten.

## 6.2 Politische und wissenschaftliche Implikationen

Die Arbeit stellt in Kapitel 2 bereits einige wissenschaftliche Faktoren heraus, welche bei der Berechnung von monetären Bildungsrenditen zu unterschiedlichen Ergebnissen führen können und bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten sind. Darüber hinaus lassen sich im Überblick über die verschiedenen Studien ebenfalls wissenschaftliche Implikationen ableiten.

Der Unterschied zwischen dem LATE und ATE wird bereits in Kapitel 2 thematisiert. Daran anschließend zeigt Kapitel 5, dass neben Durchschnittseffekten auch heterogene Effekte eine große Rolle spielen. Werden nicht nur durchschnittliche Effekte betrachtet, sondern auch heterogene Effekte einer MTE Kurve können Politikempfehlungen genauer zugeschnitten werden.

Es wird vor allem in den Kapiteln 3 und 4 deutlich, dass es für die Berechnung von monetären Bildungsrenditen in Deutschland wichtig ist, den Bildungsweg und institutionelle Unterschiede in die Analysen einzubeziehen. So ergeben sich verschiedene Bildungsrenditen für die Betrachtung des höchsten Abschlusses und der ersten Bildungsentscheidung. Bei der Betrachtung nach dem höchsten Abschluss werden das Risiko eines Dropouts und ein möglicher Bildungsaufstieg nicht beachtet, welche im deutschen Bildungssystem mit vielfältigen Bildungswegen von großer Bedeutung sind. Zusätzlich zeigen sich Unterschiede in den Renditen eines Studiums, wenn die verschiedenen Institutionen betrachtet werden. Die Renditen eines Studiums an einer Fachhochschule sind zwar vergleichbar mit den Renditen eines dualen Studiums, unterscheiden sich jedoch zu einem Universitätsstudium.

Nach der Rational Choice Theorie entscheiden sich Individuen rational für Bildung, wenn die Kosten von Bildung geringer sind als der Nutzen (siehe Abschnitt 1.1). Demnach würden sich Individuen stets für den Bildungsweg mit der höchsten Rendite (das Studium) entscheiden. Hier gilt es jedoch zu beachten, dass die vorangegangenen Studien (siehe vor allem Kapitel 4) gezeigt haben, dass Bildungsrenditen auf individueller Ebene heterogen sind. Dies muss in Studien immer mehr einbezogen werden, damit Individuen ihren monetären Nutzen von Bildung besser kennen. Zuletzt legt die Rational Choice Theorie als Grundlage für Bildungsentscheidungen nahe, dass monetäre Renditen von Bildung zwar einen Teil des Nutzens von Bildung darstellen, der Nutzen von Bildung jedoch darüber hinausgeht. Wie der Literaturüberblick in Abschnitt 1.2.2 nahelegt, gibt es zahlreiche nicht-monetäre Renditen von Bildung (z.B. Gesundheit, Zufriedenheit, etc.). Das Einkommen stellt nicht unbedingt eine gute Proxy für solche Faktoren dar. Damit Individuen qualifizierte Entscheidungen nach einer Kosten-Nutzen-

Analyse treffen können, ist daher weiterhin die Analyse von nicht-monetären sowie von monetären Bildungsrenditen in der Wissenschaft wichtig.

Die Individualisierung der Gesellschaft und die vielfältigen Angebote im Bildungssystem können bei Individuen zur Überforderung führen. Zusätzlich zeigen wissenschaftliche Studien, dass vor allem bildungsferne Milieus den Wert von Bildung unterschätzen (Becker und Hecken, 2007; Becker und Lauterbach, 2016, Schnabel und Schwippert, 2000). Die Überforderung der Jugendlichen und die Fehleinschätzung von Bildungsrenditen könnten womöglich durch mehr Aufklärungsarbeit über den Wert von Bildung abgemildert werden. Monetäre Bildungsrenditen sollten einen Aspekt dieser Aufklärung darstellen und genutzt werden um rationale Bildungsentscheidungen treffen zu können. Dazu zeigen bereits Studien, dass das erwartete Einkommen von Personen eine wichtige Determinante für Bildungsentscheidungen darstellt (Kugler, 2022). Ebenso sollte jedoch über nicht-monetäre Bildungsrenditen aufgeklärt werden, da diese ebenfalls wichtige Aspekte des Lebens umfassen, wie Gesundheit und Zufriedenheit. Da die Bildungsentscheidung von Jugendlichen mit von anderen Personen beeinflusst werden (Schnabel und Schwippert, 2000), muss die Aufklärungsarbeit nicht nur bei den Jugendlichen selbst, sondern darüber hinaus auch bei Lehrkräften und Eltern erfolgen.

Dass vor allem bildungsferne Milieus Bildungsrenditen unterschätzen, trägt zudem zur Chancengleichheit bei. Dies ist zusätzlich ein wichtiges Thema von Studien zu Bildungsrenditen und politisch sehr relevant. Dass in Deutschland nach wie vor Bildungschancen von den Eltern abhängen, zeigt sich beispielsweise darin, dass Kinder mit höherer Wahrscheinlichkeit auf ein Gymnasium gehen werden, wenn ihre Eltern bereits ein Gymnasium besucht haben (Kapitel 5). Heterogenitätsanalysen stellen dazu heraus, dass dieser Zusammenhang vor allem für Kinder von Eltern mit hohem sozialem Status und Kompetenzen gilt. Eltern mit geringerem sozialem Status und Kompetenzen „vererben“ ihre Schulbildung nicht. Hinzu kommt, dass das Risiko von Bildungsentscheidungen bei der Berechnung von Bildungsanalysen eine große Rolle spielen (siehe Kapitel 4), die Einschätzung von Risiken jedoch nach Milieu variieren kann. Dies hängt auch damit zusammen, dass Personen von Eltern mit mehr Einkommen eher (finanzielles) Risiko eingehen können. Dies befeuert die Chancengleichheit bezogen auf Bildungsentscheidungen zusätzlich.

Insgesamt zeigt die Arbeit, dass Bildungsentscheidungen wichtige Entscheidungen sind, die früh im Leben getroffen werden, aber kurzfristige und langfristige Effekte auf spätere Outcomes, wie das Einkommen, haben und sich sogar auf die nächste Generation auswirken können.

Darüber hinaus bleiben einige Forschungsfragen offen. Mit den verwendeten Daten können beispielsweise verschiedene Personen- und Berufsgruppen nicht berücksichtigt werden. So fehlen präzise Einkommensinformationen für Beamtinnen und Beamte sowie selbstständig Beschäftigte in

Deutschland. Um verschiedene Berufsgruppen auswerten zu können, fehlen zusätzlich Daten mit umfangreichen Stichproben<sup>60</sup>, die zusätzlich Informationen zum Bildungsweg beinhalten. Ebenso fehlen Fächervergleiche. Durch die Akademisierung verschiedener Ausbildungsberufe (Studiengänge für Erzieherinnen und Erzieher, Pflegefachkräfte, etc.) wird zukünftig auch der Vergleich von monetären Bildungsrenditen von Ausbildung und Studium desselben Fachbereichs bzw. derselben Tätigkeit von Bedeutung sein. Zusätzlich werden in der Arbeit nur monetäre Renditen in Form von Erwerbseinkommen betrachtet. Darüber hinaus wird der Zusammenhang von Bildung und Rente bzw. Pension in dieser Arbeit vernachlässigt, ist jedoch vor allem in Bezug auf Altersarmut von Interesse. Hierbei gilt es herauszustellen, dass Personen mit Studium zwar durchschnittlich mehr verdienen als Personen mit Ausbildung, jedoch auch weniger lange in die Rentenkasse einzahlen. Bezogen auf die Dauer der Einzahlung in die Rentenkasse spielen ebenso Phasen der Arbeitslosigkeit eine große Rolle. Hierbei ist nicht nur der Bildungsabschluss, sondern auch der Fächervergleich besonders interessant.

---

<sup>60</sup> Die SIAB bestehen zwar aus einer großen Stichprobe, es fehlen jedoch detaillierte Informationen zum Bildungsweg.

## 7 Literatur

- Alda, H., Friedrich, A. & Rohrbach-Schmidt, D. (2019). Educational Expansion and Educational Wage Premiums of Young Male Employees: A long-term Analysis for West Germany 1976-2010. *Social Science Research*, 102351.
- Altonji, J., Blom, E. & Meghir, C. (2012). Heterogeneity in Human Capital Investments: High School Curriculum, College Major, and Careers. *Annu. Rev. Econ.*, 4(1), 185-223.
- Amin, V., Lundborg, P. & Rooth, D.-O. (2015). The intergenerational transmission of schooling: Are mothers really less important than fathers? *Economics of Education Review*, 47,100-117.
- Amusa, L., Zewotir, T. & North, D. (2019). Examination of entropy balancing technique for estimating some standard measures of treatment effects: a simulation study. *Electronic Journal of Applied Statistical Analysis*, 12(2), 491-507.
- Angrist, J. D. & Krueger, A. B. (1991). Does compulsory school attendance affect schooling and earnings. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 979-1014.
- Antoni, M., Bachbauer, N., Eberle, J. & Vicari, B. (2018). NEPS-SC6-Erhebungsdaten verknüpft mit administrativen Daten des IAB (NEPS-SC6-ADIAB 7515). *FDZ-Datenreport*, 18(2).
- Antoni, M., Schmucker, A., Seth, S. & vom Berge, P. (2019). *Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (SIAB) 1975-2017*. <https://doi.org/10.5164/IAB.FDZD.1902.DE.V1>
- Ashenfelter, O., Harmon, C. & Oosterbeek, H. (1999). A review of estimates of the schooling/earnings relationship, with tests for publication bias. *Labour Economics*, 6(4), 453-470. [https://doi.org/10.1016/s0927-5371\(99\)00041-x](https://doi.org/10.1016/s0927-5371(99)00041-x)
- Ashenfelter, O. & Rouse, C. E. (1998). Income, schooling and ability: evidence from a new sample of identical twins. *Quarterly Journal of Economics*, 113, 253-284.
- Augurzky, B. & Kluve, J. (2007). Assessing the performance of matching algorithms when selection into treatment is strong. *Journal of Applied Econometrics*, 22(3), 533-557. <https://doi.org/10.1002/jae.919>
- Autorengruppe Bildungsberichterstattung (2018). *Bildung in Deutschland 2018. Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Wirkungen und Erträgen von Bildung*. Bielefeld: wbv.
- Bachbauer, N. & Wolf, C. (2020). *NEPS-SC6-Erhebungsdaten verknüpft mit administrativen Daten des IAB*. <https://doi.org/10.5164/IAB.FDZD.2004.DE.V1>
- Backes-Gellner, U. & Geel, R. (2014). A comparison of career success between graduates of vocational and academic tertiary education. *Oxford Review of Education*, 40(2), 266-291.
- Bartz, O. (2007). Expansion und Umbau. Hochschulreformen in der Bundesrepublik Deutschland zwischen 1964 und 1977. *Die Hochschule: Journal für Wissenschaft und Bildung*, 16(2), 154-170.
- Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *The Journal of Political Economy*, LXX(5), 9-49. <http://www.nber.org/chapters/c13571>
- Becker, G. S. (1964). *Human capital theory*. New York: Columbia University Press.

- Becker, G. S. (1996). *Accounting for Tastes*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Becker, R. & Hecken, A. E. (2007). Studium oder Berufsausbildung? Eine empirische Überprüfung der Modelle zur Erklärung von Bildungsentscheidungen von Esser sowie von Breen und Goldthorpe. *Zeitschrift für Soziologie*, 36(2), 100-117.
- Becker, R. & Lauterbach, W. (Hrsg.) (2016). *Bildung als Privileg: Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*. Springer-Verlag.
- Behrman, J. R & Rosenzweig, M. R. (2002). Does increasing women's schooling raise the schooling of the next generation? *American Economic Review*, 92(1), 323-334.
- Belfield, C. R. & Bailey, T. (2011). The Benefits of Attending Community College: A Review of the Evidence. *Community College Review*, 39(1), 46-68. <https://doi.org/10.1177/0091552110395575>
- Betts, Julian R (2011). The economics of tracking in education. In Hanushek, E. A, Machin, S. & Woessmann, L. (Eds.). *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 3, 341-381. Elsevier, Amsterdam.
- Bhuller, M., Mogstad, M. & Salvanes, K. G. (2017). Life-Cycle Earnings, Education Premiums, and Internal Rates of Return. *Journal of Labor Economics*, 35(4), 993-1030.
- Biewen, M. & Tapalaga, M. (2017). Life-cycle educational choices in a system with early tracking and 'second chance' options. *Economics of Education Review*, 56, 80-94. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2016.11.008>
- Biewen, M. & Thiele, M. (2020). Early tracking, academic vs. vocational training, and the value of 'second-chance' options. *Labour Economics*, 66, 101900. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101900>
- Bills, D. B. (2003). Credentails, signals and screens: Explaining the relationship between schooling and job assignment. *Review of Educational Research*, 73(4), 441-449. <https://doi.org/10.3102/00346543073004441>
- Björklund, A., Lindahl, M. & Plug, E. (2006). The origins of intergenerational associations: Lessons from Swedish adoption data. *Quarterly Journal of Economics*, 121(3), 999-1028.
- Björklund, A. & Moffitt, R. (1987). The estimation of wage gains and welfare gains in self-selection models. *Review of Economics and Statistics*, 69(1), 42-49.
- Black, S. E. & Devereux, P. J. (2011). Recent developments in intergenerational mobility. In Ashenfelter, O. & Card, D. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4b. Elsevier, Amsterdam.
- Black, S. E., Devereux, P. J. & Salvanes, K. G. (2005). Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital. *American Economic Review*, 95(1), 437-449.
- Blau, David M. (1999). The effect of income on child development. *Review of Economics and Statistics*, 81(2), 261-276.
- Blossfeld, H.-P. & Roßbach, H.-G. (2019). *Education as a Lifelong Process* (2. Aufl., Bd. 3). Springer Fachmedien Wiesbaden. <https://doi.org/10.1007/978-3-658-23162-0>
- Blossfeld, H.-P., Roßbach, H.-G. & von Maurice, J. (2011). Education as a Lifelong Process - The German National Educational Panel Study (NEPS). *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, Sonderheft 14*.

- Blundell, R., Dearden, L. & Sianesi, B. (2005). Evaluating the effect of education on earnings: models, methods and results from the National Child Development Survey. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 168(3), 473-512. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2004.00360.x>
- Biagi, F., Lucifora, C. (2008). Demographic and Education Effects on Unemployment in Europe. *Labour Economics*, 15, 1076-1101.
- Boockmann, B. & Steiner, V. (2006). Cohort effects and the returns to education in West Germany. *Applied Economics*, 38(10), 1135-1152. <https://doi.org/10.1080/00036840500439168>
- Böckerman, P., Haapanen, M. & Jepsen, C. (2018). Labor-market returns to higher vocational schooling, *IZA Discussion Papers*, 11734. Bonn: Institute of Labor Economics (IZA).
- Bönke, T., Corneo, G. & Lüthen, H. (2015). Lifetime Earnings Inequality in Germany. *Journal of Labor Economics*, 33, 171-207.
- Boudon, R. (2009). The Rational Choice Theory. In B. Turner (Hrsg.). *Blackwell Companions to Sociology. The New Blackwell companion to social theory*. John Wiley & Sons, Inc.
- Bourdieu, P. & Passeron, J.-C. (1977). Reproduction in Education, Society and Culture. *SAGE Studies in Social and Educational Change*, 5.
- Brand, J. E. & Xie, Y. (2010). Who benefits most from college? Evidence for negative selection in heterogeneous economic returns to higher education. *American Sociological Review*, 75, 273-302. <https://doi.org/10.1177/0003122410363567>.
- Brave, S., & Walstrum, T. (2014). Estimating marginal treatment effects using parametric and semiparametric methods. *Stata Journal*, 14(1), 191-217.
- Brinch, C. N., Mogstad, M., & Wiswall, M. (2017). Beyond LATE with a discrete instrument. *Journal of Political Economy*, 125(4), 985-1039.
- Brändle, T., Kugler, P. & Zühlke, A. (2021). Individuelle Erträge eines dualen Studiums. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 24(4), 1007–1032. <https://doi.org/10.1007/s11618-021-01028-1>
- Brown, J., Fang, C. & Gomes, F. (2012). Risk and Returns to Education. *NBER Working Paper*, 18300, Cambridge, MA. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w18300> <https://doi.org/10.3386/w18300>
- Brunello, G., Fort, M., Schneeweis, N. & Winter-Ebmer, R. (2016). The Causal Effect of Education on Health: What is the Role of Health Behaviors? *Health Economics*, 25, 314-336.
- Brunello, G., Fort, M. & Weber, G. (2009). Changes in Compulsory Schooling, Education and the Distribution of Wages in Europe. *The Economic Journal*, 119(536), 516-539. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02244.x>
- Brunello, G. & Rocco, L. (2017). The Labor Market Effects of Academic and Vocational Education over the Life Cycle: Evidence Based on a British Cohort. *Journal of Human Capital*, 11(1), 106-166. <https://doi.org/10.1086/690234>
- Buschle, N. & Haider, C. (2013). *Über den ökonomischen Nutzen der Bildung: Ansätze zur Berechnung von Bildungsrenditen*. *Bildung, Forschung, Kultur*. <https://doi.org/10.1787/9789264206564-2-de>

- Card, D. (1995). Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling. In Christofides, L. N., Grant, K. E. & Swidinsky, R. (Eds.). *Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp*. 201-222. University of Toronto Press, Toronto.
- Card, D. (1999). The Causal Effect of Education on Earnings. In Ashenfelter, O. & Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics, Vol. 3*. Elsevier. New York. [https://doi.org/10.1016/s1573-4463\(99\)03011-4](https://doi.org/10.1016/s1573-4463(99)03011-4)
- Card, D. (2001). Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, 69(5), 1127-1160. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00237>
- Card, D. & Krueger, A. B. (1992). Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States. *Journal of Political Economy*, 100(1), 1-40. <https://doi.org/10.1086/261805>
- Carneiro, P. & Heckman, J. J. (2002). The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. *The Economic journal*, 112(482), 705-734.
- Carneiro, P., Heckman, J. J. & Vytlacil, E. (2001). Estimating the Return to Education When It Varies Among Individuals. Mimeo.
- Carneiro, P., Heckman, J. J. & Vytlacil, E. (2011). Estimating Marginal Returns to Education. *American Economic Review*, 101(6), 2754-2781. <https://doi.org/10.1257/aer.101.6.2754>
- Carneiro, P., Meghir, C. & Parey, M. (2013). Maternal education, home environments, and the development of children and adolescents. *Journal of the European Economic Association*, 11, 123-160.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Saez, E., Turner, N. & Yagan, D. (2020). Income segregation and intergenerational mobility across colleges in the united states. *Quarterly Journal of Economics*, 135(3), 1567-1633.
- Coleman, J. (1990). *Foundations of Social Theory*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Conti, G., Heckman, J.J. & Urzua, S. (2010). The Education-Health Gradient. *American Economic Review*, 100, 234-238.
- Corak, M. (2013). Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102.
- Cornelissen, T., Dustmann, C., Raute, A. & Schönberg, U. (2016). From LATE to MTE: Alternative methods for the evaluation of policy interventions. *Labour Economics*, 41, 47-60. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.06.004>
- Cornelissen, T., Dustmann, C., Raute, A. & Schönberg, U. (2018). Who benefits from universal child care? Estimating marginal returns to early child care attendance. *Journal of Political Economy*, 126(6), 2356-2409.
- Currie, J. & Moretti, E. (2003). Mother's education and the intergenerational transmission of human capital: Evidence from college openings. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1495-1532.
- Cygan-Rehm, K. (2021). Are There No Wage Returns to Compulsory Schooling in Germany? A Reassessment. *IZA Discussion Papers*, 14470.

- Cygan-Rehm, K. (2022). Are there no wage returns to compulsory schooling in Germany? A reassessment. *Journal of Applied Econometrics*, 37(1), 218-223.
- Dearden, L., McIntosh, S., Myck, M. & Vignoles, A. (2002). The Returns to Academic and Vocational Qualifications in Britain. *Bulletin of Economic Research*, 54(3), 249-274. <https://doi.org/10.1111/1467-8586.00152>
- Dickson, M., Gregg, P. & Robinson, H. (2016). Early, late or never? When does parental education impact child outcomes? *Economic Journal*, 126(596), F184-F231.
- Diebolt, C., Hippe, R. & Jaoul-Grammare, M. (2017). *Bildungsökonomie: Eine Einführung aus historischer Perspektive. Lehrbuch*. Wiesbaden: Springer Gabler. <https://doi.org/10.1007/978-3-658-16147-7>.
- Dooley, M. & Stewart, J. (2007). Family income, parenting styles and child behavioural-emotional outcomes. *Health Economics*, 16(2), 145-162.
- Duflo, E. (2001). Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment. *American Economic Review*, 91(4), 795-813.
- Dustmann, C. (2004). Parental background, secondary school track choice, and wages. *Oxford Economic Papers*, 56(2), 209-230.
- Dustmann, C., Puhani, P. A. & Schönberg, U. (2017). The Long-term Effects of Early Track Choice. *The Economic Journal*, 127(603), 1348-1380. <https://doi.org/10.1111/eoj.12419>
- Elsas, S. (2021). *Direct and indirect utility of education. Causal effects of education on life satisfaction*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3976204> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3976204>
- Elstad, J. I. & Bakken, A. (2015). The effects of parental income on Norwegian adolescents' school grades. *Acta Sociologica*, 58(3), 265-282.
- Felfe, C. & Lalive, R. (2018). Does early child care affect children's development? *Journal of Public Economics*, 159, 33-53.
- Fichtl, A. & Piopiunik, M. (2017). Absolventen von Fachhochschulen und Universitäten im Vergleich: Fue-Tätigkeiten, Arbeitsmarktergebnisse, Kompetenzen und Mobilität. *Studien zum deutschen Innovationssystem, 14*. Berlin: Expertenkommission Forschung und Innovation (EFI).
- Figlio, D. N. & Page, M. E. (2002). School choice and the distributional effects of ability tracking: Does separation increase inequality? *Journal of Urban Economics*, 51(3), 497-514.
- Finnie, R. & Frenette, M. (2003). Earning differences by major field of study: evidence from three cohorts of recent Canadian graduates. *Economics of education review*, 22(2), 179-192.
- Francesconi, M. & Heckman, J. J. (2016). Child development and parental investment: Introduction. *Economic Journal*, 126(596), F1-F27.
- Gakidou, E., K. Cowling, Lozano, R. & Murray, C. (2010). Increased Educational Attainment and Its Effect on Child Mortality in 175 Countries between 1970 and 2009: A Systematic Analysis. *The Lancet*, 376, 959-974.
- Ganzeboom, H. B. G., de Graaf, P. M. & Treiman, D. J. (1992). A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status. *Social Science Research*, 21(1), 1-56.

- Ganzeboom, H. B. G. & Treiman, D. J. (1996). Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. *Social Science Research*, 25, 201-239.
- Gauly, B., Daikeler, J., Gummer, T. & Rammstedt, B. (2020). What's my wage again? Comparing survey and administrative data to validate earning measures. *International Journal of Social Research Methodology*, 23(2), 215-228. <https://doi.org/10.1080/13645579.2019.1657691>
- Glocker, D. & Storck, J. (2012). Uni, Fachhochschule oder Ausbildung: Welche Fächer bringen die höchsten Löhne? *DIW-Wochenbericht*, 79(13), 3-8.
- Goldin, C. & Katz, L. F. (2010). *The race between education and technology*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Golsteyn, B. H. & Stenberg, A. (2017). Earnings over the Life Course: General versus Vocational Education. *Journal of Human Capital*, 11(2), 167-212. <https://doi.org/10.1086/691798>
- Goodman, J. (2019). The Labor of Division: Returns to Compulsory High School Math Coursework. *Journal of Labor Economics*, 37(4), 1141-1182. <https://doi.org/10.1086/703135>
- Görge, D. (2012). Rechtsfragen des dualen Studiums. *Wirtschaft & Beruf. Zeitschrift Für berufliche Bildung*, 1(2), 66-69.
- Grave, B. S. & Goerlitz, K. (2012). Wage differentials by field of study. The case of German university graduates. *Education Economics*, 20(3), 284-302.
- Gunderson, M. & Oreopolous, P. (2020). Returns to education in developed countries. *The Economics of Education*, 39-51. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-815391-8.00003-3>
- Güneş, P. M. (2015). The role of maternal education in child health: Evidence from a compulsory schooling law. *Economics of Education Review*, 47, 1-16.
- Hadjar, A. & Becker, R. (2006). *Die Bildungsexpansion: Erwartete und unerwartete Folgen*. VS Verlag, Wiesbaden.
- Hainmueller, J. (2012). Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis*, 20(1), 25-46.
- Hall, C. (2012). The effects of reducing tracking in upper secondary school evidence from a large-scale pilot scheme. *Journal of Human Resources*, 47(1), 237-269.
- Hamermesh, D. S. & Donald, S. G. (2008). The effect of college curriculum on earnings: an affinity identifier for non-ignorable non-response bias. *Journal of Econometrics*, 144(2), 479-491.
- Hampf, F. (2019). The effect of compulsory schooling on skills: Evidence from a reform in Germany. *ifo Working Paper*, 313.
- Hanushek, E. A., Schwerdt, G., Woessmann, L. & Zhang, L. (2017). General Education, Vocational Education, and Labor-Market Outcomes over the Lifecycle. *The Journal of Human Resources*, 52(1), 48-87.
- Hanushek, E. A. & Woessmann, L. (2006). Does educational tracking affect performance and inequality? Differences-in-differences evidence across countries. *Economic Journal*, 116(510), C63-C76.

- Heckman, J. J. (1997). Instrumental variables: A study of implicit behavioral assumptions used in making program evaluations. *Journal of Human Resources*, 32(3), 441-462.
- Heckman, J. J. (2008). Role of income and family influence on child outcomes. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1136, 307-323.
- Heckman, J. J., Humphries, J. E. & Veramendi, G. (2018). Returns to Education: The Causal Effects of Education on Earnings, Health, and Smoking. *The journal of political economy*, 126(1), 197-246. <https://doi.org/10.1086/698760>
- Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J. & Todd, P. (1999) Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometrica*, 66(5), 1017-1098. <https://doi.org/10.2307/2999630>
- Heckman, J. J. & Li, X. (2004). Selection bias, comparative advantage and heterogeneous returns to education: evidence from China in 2000. *Pacific Economic Review*, 9(3), 155-171.
- Heckman, J. & Navarro-Lozano, S. (2004). Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 30-57. <https://doi.org/10.1162/003465304323023660>
- Heckman, J. J., Urzua, S. & Vytlačil, E. J. (2006). Understanding instrumental variables in models with essential heterogeneity. *Review of Economics and Statistics*, 88(3), 389-432.
- Heckman, J. J. & Vytlačil, E. J. (1999). Local instrumental variables and latent variable models for identifying and bounding treatment effects. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 96(8), 4730-4734.
- Heckman, J. J. & Vytlačil, E. J. (2001). Local instrumental variables. In Hsiao, C., Morimune, K. & Powell, J. L. (Eds.). *Nonlinear statistical modeling: Essays in honor of Takeshi Amemiya*. Cambridge University Press, New York.
- Heckman, J. J. & Vytlačil, E. J. (2005). Structural equations, treatment effects, and econometric policy evaluation. *Econometrica*, 73(3), 669-738.
- Heckman, J. J. & Vytlačil, E. J. (2007). Econometric evaluation of social programs, part II: Using the marginal treatment effect to organize alternative econometric estimators to evaluate social programs, and to forecast their effects in new environments. In Heckman, J. J. & Leamer, E. E. (Eds.). *Handbook of Econometrics*, Vol. 6B, 4875-5143. Elsevier, Amsterdam.
- Heigle, J. & Pfeiffer, F. (2019). An Analysis of Selected Labor Market Outcomes of College Dropouts in Germany – A Machine Learning Estimation Approach. *Research Report, BMBF*, Mannheim.
- Helmke, A. (2014). *Unterrichtsqualität und Lehrerprofessionalität – Diagnose, Evaluation und Verbesserung des Unterrichts* (5. Aufl.). Seelze-Velber: Kallmayer in Verbindung mit Klett.
- Henderson, D. J., Polachek, S. W. & Le Wang (2011). Heterogeneity in schooling rates of return. *Economics of Education Review*, 30(6), 1202-1214. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.05.002>
- Heineck, G. & Riphahn, R. T. (2009). Intergenerational transmission of educational attainment in Germany – The last five decades. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 229(1), 36-60.

- Heublein, U., Ebert, J., Hutzsch, C., Isleib, S., König, R., Richter, J. & Woisch, A. (2017). Zwischen Studienerwartungen und Studienwirklichkeit. *Forum Hochschule*, 1, 134-136.
- Hjalmarsson, R., Holmlund, H. & Lindquist, M.J. (2015). The Effect of Education on Criminal Convictions and Incarceration: Causal Evidence from Micro-Data. *The Economic Journal*, 125, 1290-1326.
- Hofmann, S., Hemkes, B., Leo-Joyce, S., König, M. & Kutzner, P. (2019). *AusbildungPlus in Zahlen. Duales Studium. Trends und Analysen*. Bonn: Bundesinstitut für Berufsbildung.
- Holmlund, H., Lindahl, M. & Plug, E. (2011). The causal effect of parents' schooling on children's schooling: A comparison of estimation methods. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 615-651.
- IAB (2017). *Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquoten*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Ichino, A. & Winter-Ebmer, R. (2004). The Long-Run Educational Cost of World War II. *Journal of Labor Economics*, 22(1), 57-87. <https://doi.org/10.1086/380403>
- Imbens, G. W. & Angrist, J. D. (1994). Identification and estimation of local average treatment effects. *Econometrica*, 62(2), 467-475.
- Imbens, G. W. (2015). Matching Methods in Practice: Three examples. *Journal of Human Resources*, 50(2), 373-419.
- Jürges, H., Reinhold, S. & Salm, M. (2011). Does schooling affect health behavior? evidence from the educational expansion in Western Germany. *Economics of Education Review*, 30(5), 862-872.
- Kamhöfer, D. A. & Schmitz, H. (2016). Reanalyzing Zero Returns to Education in Germany. *Journal of Applied Econometrics*, 31(5), 912-919. <https://doi.org/10.1002/jae.2461>
- Kamhöfer, D. A. & Westphal, M. (2019). Fertility effects of college education: Evidence from the German educational expansion. *DICE Discussion Paper*, 316, Düsseldorf.
- Kamhöfer, D. A., Schmitz, H. & Westphal, M. (2019). Heterogeneity in Marginal Non-Monetary Returns to Higher Education, *Journal of the European Economic Association*, 17(1), 205-244, <https://doi.org/10.1093/jeea/jvx058>
- Kane, T. J. & Rouse, C. E. (1993). Labor market returns to two- and four-year colleges: is a credit a credit and do degrees matter? *NBER Working paper*, 4268. Cambridge.
- Kerr, S. P., Pekkarinen, T. & Uusitalo, R. (2013). School tracking and development of cognitive skills. *Journal of Labor Economics*, 31(3), 577-602.
- Kastendeich, M. & Steinhäuser, A. (2018). *Ergebnisse der Absolventenbefragung 2017 an der Dualen Hochschule Baden-Württemberg*. Stuttgart: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg.
- Kemptoner, D., Jürges, H. & Reinhold, S. (2011). Changes in compulsory schooling and the causal effect of education on health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, 30(2), 340-354. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.004>
- Kesternich, I., Siflinger, B., Smith, J. P. & Winter, J. K. (2014). The Effects of World War II on Economic and Health Outcomes across Europe. *The Review of Economics and Statistics*, 96(1), 103-118. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00353](https://doi.org/10.1162/REST_a_00353)

- Koenker, R. & Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of economic perspectives*, 15(4), 143-156.
- Kramer, J., Nagy, G., Trautwein, U., Lüdtke, O., Jonkmann, K., Maaz, K. & Treptow, R. (2011). Die Klasse an die Universität, die Masse an die anderen Hochschulen? *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 14(3), 465-487.
- Krone, S. (Hrsg.). (2015). *Dual Studieren im Blick: Entstehungsbedingungen, Interessenlagen und Umsetzungserfahrungen in dualen Studiengängen*. Wiesbaden: Springer VS.
- Kugler, P. (2022). The role of wage beliefs in the decision to become a nurse. *Health Economics*, 31(1), 94-111.
- Kupfer, A. (2007). *DoktorandInnen in den USA: eine Analyse vor dem Hintergrund des Bologna-Prozesses*. Springer-Verlag.
- Lefgren, L. (2004). Educational peer effects and the Chicago public schools. *Journal of Urban Economics*, 56(2), 169-191.
- Lettau, J. (2021). The impact of children's academic competencies and school grades on their life satisfaction: What really matters? *Child Indicators Research*, 14, 2171-2195. <https://doi.org/10.1007/s12187-021-09830-3>
- Liebig, S., Goebel, J., Schröder, C., Grabka, M., Richter, D., Schupp, J., Bartels, C., Fedorets, A., Franken, A., Jacobsen, J., Kara, S., Krause, P., Kröger, H., Kroh, M., Metzger, M., Nebelin, J., Schacht, D., Schmelzer, P. & Schmitt, C. (2019). *Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Daten der Jahre 1984-2018*. Deutsches Institut Für Wirtschaftsforschung. <https://doi.org/10.5684/SOEP-CORE.V35>
- Lochner, L. & Moretti, E. (2004). The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests and Self-Reports. *American Economic Review*, 94, 155-189.
- Løken, K. V. (2010). Family income and children's education: Using the Norwegian oil boom as a natural experiment. *Labour Economics*, 17(1), 118-129.
- Long, M. C. (2010). Changes in the returns to education and college quality. *Economics of Education Review*, 29(3), 338-347. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2009.10.005>
- Loury, L. D. & Garman, D. (1995). College selectivity and earnings. *Journal of Labour Economics*, 13(2), 289-308.
- Lundborg, P., Antonand, N. & Rooth, D.-O. (2014). Parental education and offspring outcomes: Evidence from the Swedish compulsory school reform. *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(1). 253-278.
- Lyngstad, T.H. (2004). The Impact of Parents' and Spouses' Education on Divorce Rates in Norway. *Demographic Research*, 10, 121-142.
- Malamud, O. & Pop-Eleches, C. (2010). General Education versus Vocational Training: Evidence from an Economy in Transition. *Review of Economics and Statistics*, 92(1), 43-60. <https://doi.org/10.1162/rest.2009.11339>
- Malamud, O. & Pop-Eleches, C. (2011). School tracking and access to higher education among disadvantaged groups. *Journal of Public Economics*, 95(11-12), 1538-1549.

- Marcotte, D. E. (2019). The Returns to Education at Community Colleges: New Evidence from the Education Longitudinal Survey. *Education Finance and Policy*, 14(4), 523-547. [https://doi.org/10.1162/edfp\\_a\\_00267](https://doi.org/10.1162/edfp_a_00267)
- Mare, R. D. (2011). A multigenerational view of inequality. *Demography*, 48(1), 1-23.
- Martins, P. S. & Pereira, P. T. (2004). Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. *Labour Economics*, 11(3), 355-371. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2003.05.003>
- Mazumder, B. (2008). Does education improve health? A reexamination of the evidence from compulsory schooling laws. *Economic Perspectives*, 32(2).
- Mazzonna, F. (2014). The long-lasting effects of family background: A European cross-country comparison. *Economics of Education Review*, 40, 25-42.
- McCrary, J. & Royer, H. (2011). The effect of female education on fertility and infant health: Evidence from school entry policies using exact date of birth. *American Economic Review*, 101(1), 158-95.
- Meyer, T., Schneider, H. & Thomsen, S. L. (2019). New Evidence on the Effects of the Shortened School Duration in the German States: An Evaluation of Post-secondary Education Decisions. *German Economic Review*, 20(4). e201–e253. <https://doi.org/10.1111/geer.12162>
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of political economy*, 66(4), 281-302.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions*, No. 2. National Bureau of Economic Research; distributed by Columbia University Press. <http://www.nber.org/chapters/c1765>
- Minks, K.-H., Netz, N. & Völk, D. (2011). Berufsbegleitende und duale Studienangebote in Deutschland: Status quo und Perspektiven. *HIS: Forum Hochschule*, 11. Hannover: HIS Hochschul-Informationssystem GmbH.
- Müller, S. & Schneider, T. (2013). Educational Pathways and Dropout from Higher Education in Germany. *Longitudinal and Life Course Studies* 4(3), 218-241.
- NEPS Network (2021). National Educational Panel Study, scientific use file of starting cohort adults. Technical report, Leibniz Institute for Educational Trajectories (LifBi), Bamberg. <https://doi.org/10.5157/NEPS:SC6:12.1.0>.
- Núñez, I. & Livanos I. (2010). Higher Education and Unemployment in Europe: An Analysis of the Academic Subject and National Effects. *Higher Education*, 59, 475-487.
- Nybohm, M. (2017). The distribution of lifetime earnings returns to college. *Journal of Labor Economics*, 35(4), 903-952.
- OECD (Hrsg.) (2019). *Bildung auf einen Blick 2019. OECD Indikatoren*. wbv Media.
- Oreopoulos, P., Page, M. E. & Stevens, A. H. (2006). The intergenerational effects of compulsory schooling. *Journal of Labor Economics*, 24(4), 729-760.

- Patnaik, A., Venator, J., Wiswall, M. & Zafar, B. (2020). The Role of Heterogeneous Risk Preferences, Discount Rates, and Earnings Expectations in College Major Choice. *NBER Working Paper, 26785*, National Bureau of Economic Research.
- Piopiunik, M., Kugler, F. & Woessmann, L. (2017). Einkommenserträge von Bildungsabschlüssen im Lebensverlauf: Aktuelle Berechnungen für Deutschland. *Ifo Schnelldienst, 70(7)*, 19-30.
- Pischke, J.-S. & von Wachter, T. (2008). Zero Returns to Compulsory Schooling in Germany: Evidence and Interpretation. *Review of Economics and Statistics, 90(3)*, 592-598. <https://doi.org/10.1162/rest.90.3.592>
- Plug, E. (2004). Estimating the effect of mother's schooling on children's schooling using a sample of adoptees. *American Economic Review, 94(1)*, 358-368.
- Pronzato, C. (2012). An examination of paternal and maternal intergenerational transmission of schooling. *Journal of Population Economics, 25(2)*. 591-608.
- Propper, C., Rigg, J. & Burgess, S. (2007). Child health: Evidence on the roles of family income and maternal mental health from a UK birth cohort. *Health Economics, 16(11)*, 1245-1269.
- Quandt, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American Statistical Association, 67(338)*, 306-310.
- Riphahn, R. T., Eschelbach, M., Heineck, G. & Müller, S. (2010). Kosten und Nutzen der Ausbildung an Tertiärbildungsinstitutionen im Vergleich. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 11(2)*, 103-131.
- Riphahn, R. T. & Schieferdecker, F. (2012). The transition to tertiary education and parental background over time. *Journal of Population Economics, 25(2)*, 635-675.
- Riphahn, R. T. & Zibrowius, M. (2016). Apprenticeship, vocational training, and early labor market outcomes – evidence from East and West Germany. *Education Economics, 24(1)*, 33-57. <https://doi.org/10.1080/09645292.2015.1027759>
- Robinson, P. M. (1988). Root-N-consistent semiparametric regression. *Econometrica, 56(4)*, 931-954.
- Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology, 66(5)*, 688–701. <https://doi.org/10.1037/h0037350>
- Rzepka, S. (2018). Labor market returns to college education with vocational qualifications. *Education Economics, 26(4)*, 411-431. <https://doi.org/10.1080/09645292.2018.1440532>
- Sabates, R. & Duckworth, K. (2010). Maternal schooling and children's relative inequalities in developmental outcomes: Evidence from the 1947 school leaving age reform in Britain. *Oxford Review of Education, 36(4)*, 445-461.
- Sacerdote, B. (2007). How large are the effects from changes in family environment? A study of Korean American adoptees. *Quarterly Journal of Economics, 122(1)*, 119-157.
- Saniter, N. (2012). Estimating Heterogeneous Returns to Education in Germany via Conditional Heteroskedasticity. *IZA Discussion Papers, 6813*.
- Santos Silva, J. M. S. & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *The Review of Economics and statistics, 88(4)*, 641-658.

- Schnabel, K. U. & Schwippert, K. (2000). Einflüsse sozialer und ethnischer Herkunft beim Übergang in die Sekundarstufe II und den Beruf. In Baumert, J., Bos, W., & Lehmann, R. (Hrsg.) *TIMSS/III Dritte Internationale Mathematik- und Naturwissenschaftsstudie—Mathematische und naturwissenschaftliche Bildung am Ende der Schullaufbahn*, 261-300. VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Seckler, M. (2021). Increasing Inequality in Long-Term Earnings: A Tale of Educational Upgrading and Changing Employment Patterns. *Review of Income and Wealth*. <https://doi.org/10.1111/roiw.12511>
- Shea, J. (2000). Does parents' money matter? *Journal of Public Economics*, 77(2), 155-184.
- Silles, M.A. (2009). The Causal Effect of Education on Health: Evidence from the United Kingdom. *Economics of Education Review*, 28, 122-128.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The quarterly journal of Economics*, 87(3), 355-374.
- Steiner, V. & Schmitz, S. (2010). Hohe Bildungsrenditen durch Vermeidung von Arbeitslosigkeit. *DIW Wochenbericht*, 77(5), 2-8. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin.
- Stephens Jr., M. & Yang, D.-Y. (2014). Compulsory education and the benefits of schooling. *American Economic Review*, 104(6), 1777-1792.
- Strayer, W. (2002). The returns to school quality: College choice and earnings. *Journal of Labor Economics*, 20(3), 475-503.
- Taylor, B. A., Dearing, E. & McCartney, K. (2004). Incomes and outcomes in early childhood. *Journal of Human Resources*, XXXIX(4), 980-1007.
- Violato, M., Petrou, S., Gray, R. & Redshaw, M. (2011). Family income and child cognitive and behavioural development in the United Kingdom: does money matter? *Health Economics*, 20(10), 1201-1225.
- Voßkamp, R. & Dohmen, D. (2008). Bildungssysteme im internationalen Vergleich. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 77(2), 11-32.
- Vytlačil, E. J. (2002). Independence, monotonicity, and latent index models: An equivalence result. *Econometrica*, 70(1), 331-341.
- Webber, D. A. (2016). Are college costs worth it? How ability, major, and debt affect the returns to schooling. *Economics of Education Review*, 53, 296-310. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2016.04.007>
- Webber, D. A. (2014). The lifetime earnings premia of different majors: Correcting for selection based on cognitive, noncognitive, and unobserved factors. *Labour Economics*, 28, 14–23.
- Weinert, S., Artelt, C., Prenzel, M., Senkbeil, M, Ehmke, T. & Carstensen, C. H. (2011). Development of competencies across the life span. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 14(2), 67-86.
- Weiß, R. (2016). Duale Studiengänge – Verzahnung beruflicher und akademischer Bildung. In Faßhauer, U. & Eckart, S. (Hrsg.). *Verzahnung beruflicher und akademischer Bildung. Duale Studiengänge in Theorie und Praxis*, 21-38. Bielefeld: wbv.

- Westphal, M., Kamhöfer, D. A. & Schmitz, H. (2022). Marginal College Wage Premiums Under Selection Into Employment. *The Economic Journal*, 132(646), 2231-2272. <https://doi.org/10.1093/ej/ueac021>
- Wild, S., Deuer, E. & Pohlenz, P. (2018). Studienerfolgsverständnis von hauptamtlichen Lehrkräften im Studienbereich Wirtschaft der Dualen Hochschule Baden-Württemberg (DHBW)-Ein Typisierungsversuch. *Zeitschrift für Evaluation*, 17(2), 269-421.
- Woessmann, L. (2016). The Economic Case for Education. *Education Economics*, 24(1), 3-32.
- Wolter, F. & Schiener, J. (2009). Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 61(1), 90-117. <https://doi.org/10.1007/s11577-009-0043-z>.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, second edition*. MIT Press.
- Xu, D. & Trimble, M. (2016). What About Certificates? Evidence on the Labor Market Returns to Nondegree Community College Awards in Two States. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 38(2), 272-292. <https://doi.org/10.3102/0162373715617827>
- Zhao, Q. & Percival, D. (2016). Entropy Balancing is Doubly Robust. *Journal of Causal Inference*, 5(1).
- Zimmermann, M. (2021). Postsecondary and labour market outcomes of vocational vs. general higher track secondary pupils. *Education Economics*, 29(2), 213-231. <https://doi.org/10.1080/09645292.2021.1871884>
- Zühlke, A., Kugler, P., Hackenberger, A. & Brändle, T. (2021). Accounting for Dropout Risk and Upgrading in Educational Choices: New Evidence for Lifetime Returns in Germany. *Education Economics*, 30(6), 574-589. <https://doi.org/10.1080/09645292.2021.2013446>
- Zühlke, A., Kugler, P., Hackenberger, A. & Brändle, T. (2020). Accounting for Investment Risk in Educational Decisions: New Evidence from Germany. *IAW Discussion Paper*, 133.

# Anhang

## Anhangsverzeichnis

A	Anhang zu Kapitel 3: Individuelle Erträge eines dualen Studiums .....	137
B	Anhang zu Kapitel 4: Accounting for Dropout Risk and Upgrading in Educational Choices: New Evidence for Lifetime Returns in Germany .....	141
C	Anhang zu Kapitel 5: Heterogeneity in Long-Term Returns to Education: An Inconvenient Truth .....	147
C.A	MTE Weights .....	147
C.B	Spatial Distribution of Academic Track Schools.....	148
C.C	Further Summary Statistics.....	149
C.D	Robustness Checks.....	149
C.E	MTE Curves for Other Outcomes.....	152

## Abbildungsverzeichnis – Anhang

Figure B.1	Overview of the German education system .....	141
Figure B.2	Common support of main comparisons.....	142
Figure C.1	Distribution of Academic Track Schools Over Districts .....	148
Figure C.2	MTE Curves – Robustness Check of Functional Forms.....	150
Figure C.3	MTE Curves for Other Outcomes .....	152

## Tabellenverzeichnis – Anhang

Tabelle A.1	Überblick über die Kontrollvariablen zur Imputation der Noten .....	137
Tabelle A.2	Überblick über die verwendeten Kontrollvariablen.....	137
Tabelle A.3	Individuelle Renditen unterschiedlicher Bildungswege unter Einbeziehung weiterer erklärender Faktoren.....	140
Tabelle A.4	Anzahl der Beobachtungen nach potentieller Berufserfahrung .....	141
Table B.1	Overview on Observable Characteristics across Educational Decisions and Mean Lifetime Labour Income.....	143
Table B.2	Summary Statistics for all Variables used in the Multivariate Analyses.....	144
Tabelle B.3	Lifetime Labour Income and Educational Decisions: Results of a Weighted Least Squares Regression with Entropy Balancing .....	145

Tabelle B.4 Lifetime Labour Income and Educational Decisions: Results of an Ordinary Least Squares Regression .....	146
Table C.1 Summary Statistics of Parental Outcome Variables .....	149
Table C.2 Robustness Check – First-Stage Specifications .....	150
Table C.3 Robustness Check – Instrument Definition .....	151

## A Anhang zu Kapitel 3: Individuelle Erträge eines dualen Studiums

**Tabelle A.1 Überblick über die Kontrollvariablen zur Imputation der Noten**

Variable	Beobach- tungen	Mittelw ert	Standard- abweichung	Minimum	Maximum
Geschlecht	11.593	0,48	0,50	0	1
Migrationshintergrund	11.593	0,17	0,38	0	1
<b>Schulabschluss</b>					
Hauptschule	11.593	0,20	0,40	0	1
Mittlere Reife	11.593	0,38	0,48	0	1
Fachhochschulreife	11.593	0,07	0,26	0	1
Abitur	11.593	0,35	0,48	0	1
Höchster ISEI der Eltern	11.593	45,53	21,21	11,56	88,96
Klasse wiederholt	11.593	0,21	0,41	0	1
Anzahl der Geschwister	11.593	1,67	1,57	0	23
Weitere Variablen: Bundesland des Schulabschlusses.					

Quelle: Berechnungen des IAW auf Basis der NEPS-SC6.

**Tabelle A.2 Überblick über die verwendeten Kontrollvariablen**

Variable	Beobacht -ungen	Mittelw ert	Standard- abweichung	Minimum	Maximum
Einkommen: log. Stunde, inflationbereinigt	11.593	3,04	0,55	0,32	7,67
<b>Höchster Abschluss</b>					
berufliche Ausbildung	11.593	0,53	0,50	0	1
Meister-/Technikerabschluss	11.593	0,08	0,27	0	1
Duales Studium	11.593	0,03	0,16	0	1

Variable	Beobachtungen	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
FH/HAW-Studium	11.593	0,11	0,31	0	1
Universitätsstudium	11.593	0,18	0,38	0	1
Potenzielle Berufserfahrung	11.593	32,44	10,10	7	48
Potenzielle Berufserfahrung quadriert	11.593	1.154,68	614,98	5	2.304,0
Geschlecht (weiblich)	11.593	0,48	0,50	0	1
Migrationshintergrund (ja)	11.593	0,17	0,38	0	1
<b>Schulabschluss</b>					
Hauptschule	11.593	0,20	0,40	0	1
Mittlere Reife	11.593	0,38	0,48	0	1
Fachhochschulreife	11.593	0,07	0,26	0	1
Abitur	11.593	0,35	0,48	0	1
Arbeitsstätte in Ostdeutschland	11.593	0,15	0,36	0	1
Teilzeit	11.593	0,32	0,47	0	1
<b>Berufe</b>					
Landwirtschaft oder Verarbeitendes Gewerbe	11.593	0,19	0,39	0	1
Bau, Architektur, Vermessung und Gebäudetechnik	11.593	0,05	0,21	0	1
Naturwissenschaft, Geografie und Informatik	11.593	0,09	0,29	0	1
Verkehr, Logistik, Schutz und Sicherheit, Militär	11.593	0,10	0,30	0	1
Kaufmännische Dienstleistungen, Warenhandel, Vertrieb, Hotel und Tourismus	11.593	0,24	0,42	0	1
Unternehmensorganisation, Buchhaltung, Recht und Verwaltung	11.593	0,24	0,43	0	1

Variable	Beobachtungen	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Gesundheit, Soziales, Lehre und Erziehung	11.593	0,24	0,43	0	1
Sprach-, Literatur-, Geistes-, Gesellschafts- und Wirtschaftswissenschaft	11.593	0,04	0,20	0	1
Höchster ISEI der Eltern	11.593	45,53	21,21	11,56	88,96
Klasse wiederholt	11.593	0,21	0,41	0	1
<b>Abschlussnote</b>					
Sehr gut	11.593	0,03	0,17	0	1
Gut	11.593	0,42	0,49	0	1
Befriedigend	11.593	0,54	0,50	0	1
Ausreichend	11.593	0,02	0,12	0	1

Weitere Variablen: Bundesland des Schulabschlusses.

Quelle: Berechnungen des IAW auf Basis der NEPS-SC6.

**Tabelle A.3 Individuelle Renditen unterschiedlicher Bildungswege unter Einbeziehung weiterer erklärender Faktoren**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Einkommen: log. Stunde, deflationiert					
Berufliche Bildung: berufliche Ausbildung (Referenz)					
Keine Ausbildung	-	-	-	-	-
	0,0868***	0,0665***	0,0900***	0,0667***	0,0669***
	(0,0201)	(0,0196)	(0,0194)	(0,0188)	(0,0186)
Meister/Technikerabschluss	0,2663***	0,2562***	0,1696***	0,1636***	0,1556***
	(0,0184)	(0,0183)	(0,0178)	80,0175)	(0,0175)
Duales Studium	0,2773***	0,2879***	0,2544***	0,2048***	0,1823***
	(0,0301)	(0,0297)	(0,0281)	(0,0272)	(0,0271)
FH/HAW-Studium	0,3832***	0,3908***	0,3540***	0,3185***	0,2882***
	(0,0154)	(0,0152)	(0,0143)	(0,0143)	(0,0146)
Universitätsstudium	0,4877***	0,4935***	0,4724***	0,4240***	0,3724***
	(0,0136)	(0,0133)	(0,0130)	(0,0134)	(0,0144)
Potenzielle Berufserfahrung		0,0341***	0,0360***	0,0380***	0,0376***
		(0,0026)	(0,0025)	(0,0025)	(0,0025)
Potenzielle Berufserfahrung		-	-	-	-
		0,0005***	0,0005***	0,0005***	0,0005***
quadriert		(0,0000)	0,0000)0	(0,0000)	(0,0000)
Persönliche Eigenschaften			Ja	Ja	Ja
Arbeitsbezogene Eigenschaften				Ja	Ja
Ability Proxies					Ja
N	11.593	11.593	11.593	11.593	11.593
R2	0,15	0,17	0,23	0,28	0,28

Quelle: Berechnungen des IAW auf Basis der NEPS-SC6.

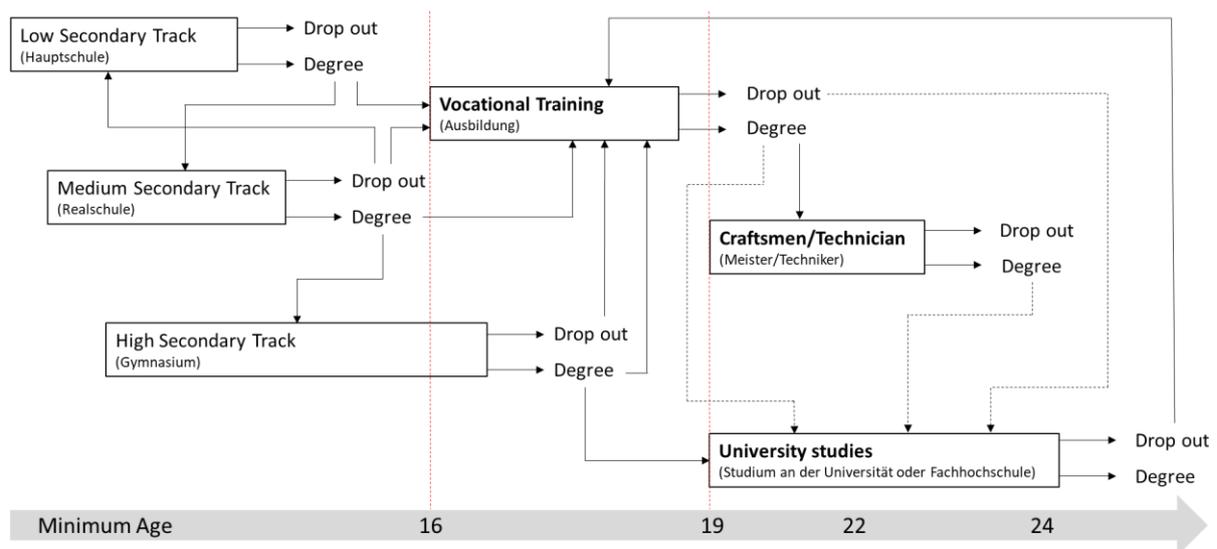
**Tabelle A.4 Anzahl der Beobachtungen nach potentieller Berufserfahrung**

	0-14 Jahre	15-24 Jahre	25-35 Jahre	ab 35 Jahre	Gesamt
DHBW	22	68	92	137	319
berufliche Ausbildung	369	956	1.810	3.079	6.214
Meister/Technikerabschluss	28	120	263	480	891
FH/HAW-Studium	60	286	318	563	1.227
Universtitätsstudium	104	429	592	968	2.093
Gesamt	583	1.859	3.075	5.227	10.744

Quelle: Berechnungen des IAW auf Basis der NEPS-SC6.

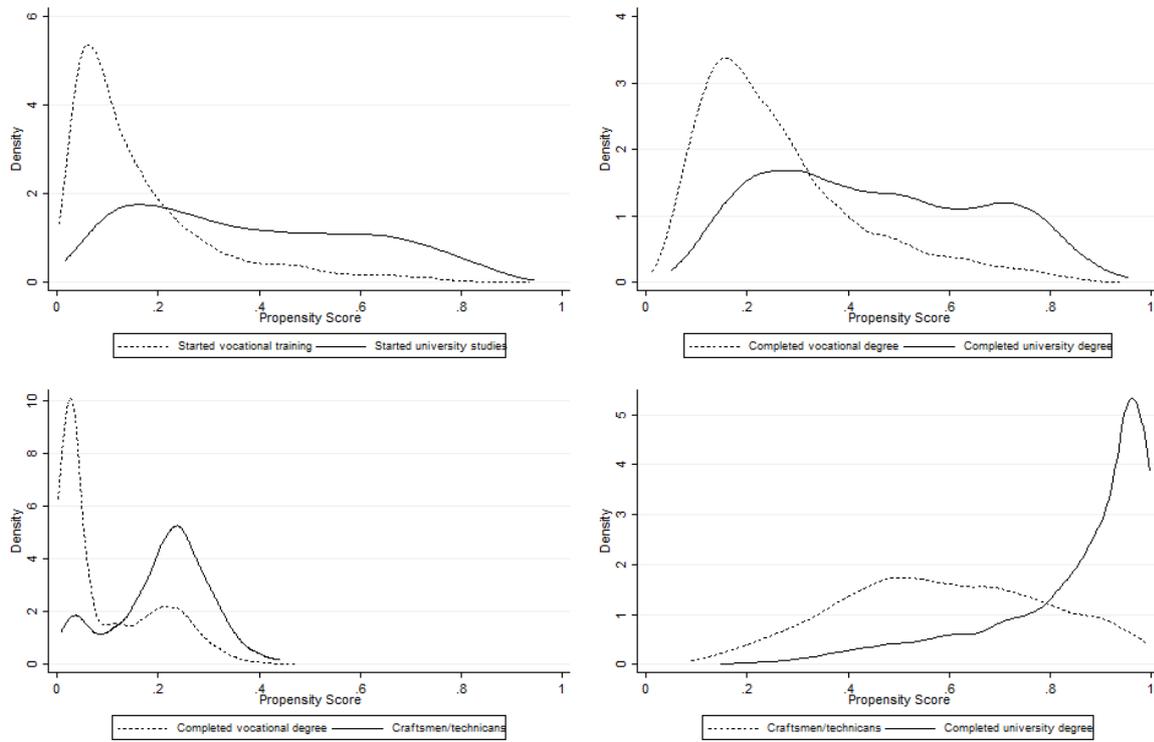
## B Anhang zu Kapitel 4: Accounting for Dropout Risk and Upgrading in Educational Choices: New Evidence for Lifetime Returns in Germany

**Figure B.1 Overview of the German education system**



Source: Own presentation based on Eckhardt, 2017. Some educational paths are restricted. For example, only individuals with a completed university entry qualification can start studying at a university. This might be achieved, among others, through vocational training plus one or two years of additional schooling (Abendgymnasium). Early dropouts from medium secondary track may start vocational training only if they have a completed low secondary track degree, etc.

**Figure B.2 Common support of main comparisons**



Source: Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB 7518. *Control variables:* gender (male or female), birth cohort (1944-1954, 1955-1964, 1965-1974, 1975-1986), born in Germany (yes or no), federal state indicators, ISEI score of parental role model, final grade of school-leaving qualification, economic sector (industry, services, or craft), indicator that marks if not observed since the age of 16 and the number of years observed.

**Table B.1 Overview on Observable Characteristics across Educational Decisions and Mean Lifetime Labour Income**

	By First Educational Choice			By Highest Educational Degree				Mean Cumulative Income
	No Degree	Started Vocational Training	Started University Studies	No Degree	Completed Vocational Training	Craftsman or Technician	Completed University Studies	
<i>Gender</i>								
Female	0.63	0.50	0.46	0.55	0.56	0.12	0.44	422,407
Male	0.37	0.50	0.54	0.45	0.44	0.88	0.56	762,203
<i>Birth Cohort</i>								
1944 - 1958	0.44	0.33	0.23	0.33	0.32	0.37	0.27	
1959 - 1964	0.17	0.22	0.21	0.16	0.22	0.20	0.21	
1965 - 1974	0.22	0.27	0.26	0.22	0.28	0.29	0.26	
1975 - 1986	0.18	0.18	0.30	0.29	0.17	0.13	0.25	
<i>Born in Germany</i>								
Yes	0.66	0.94	0.88	0.79	0.93	0.95	0.91	610,782
No	0.34	0.07	0.12	0.21	0.07	0.05	0.09	408,772
<i>Economic Sector</i>								
Services	0.36	0.33	0.54	0.40	0.35	0.10	0.46	551,724
Manufacturing	0.59	0.57	0.43	0.55	0.55	0.68	0.49	618,278
Craftsmanship	0.05	0.10	0.03	0.05	0.09	0.22	0.05	610,286
Max. ISEI Parents	37.12	42.71	56.51	42.28	42.34	41.34	53.53	
<i>Parental Education</i>								
No Degree	0.29	0.10	0.03	0.21	0.11	0.07	0.04	546,482
Vocational Training	0.59	0.73	0.43	0.56	0.74	0.78	0.51	611,383
HEEQ*	0.05	0.06	0.10	0.07	0.05	0.06	0.09	601,052
University Degree	0.07	0.11	0.43	0.16	0.10	0.09	0.35	546,005
<i>Categorized Grade Averages</i>								
Grade Very Good (1)	0.00	0.03	0.06	0.01	0.02	0.02	0.07	619,570
Grade Good (2)	0.12	0.22	0.21	0.13	0.21	0.24	0.24	635,985
Grade Satisfactory (3)	0.24	0.24	0.12	0.24	0.25	0.24	0.14	610,158
Grade Unsatisfactory (4)	0.04	0.02	0.01	0.04	0.02	0.01	0.01	533,258
Grade Missing	0.61	0.49	0.60	0.59	0.50	0.49	0.55	568,536
Observation period	41.18	39.34	35.46	37.76	39.28	40.64	37.05	
Too old **	0.46	0.44	0.33	0.39	0.43	0.49	0.38	

*Source:* Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB 7518. Further Controls: German Federal States. *Note:* Shares of different values of the control variables, by category of first educational choice and highest educational degree. Max. ISEI Parents and Observation Period are not given as percentages but as averages, because they have too many discrete values. \* HEEQ = Higher Education Entrance Qualification. \*\* Too old = born before 1958/1975. Mean Cumulative Income refers to the cumulative labour income up to the age up to which persons are observable. No lifetime income is given for categories of birth cohorts, as late cohorts have not yet reached the age of 65.

**Table B.2 Summary Statistics for all Variables used in the Multivariate Analyses**

<b>Variable</b>	<b>Observations</b>	<b>Mean</b>	<b>Std. Dev.</b>	<b>Min.</b>	<b>Max.</b>
<i>Mean Cumulative Labour Income at the age of ...</i>					
20	10,601	9,326	15,975	1	360,000
25	10,600	46,490	55,704	1	1,260,000
30	10,592	115,270	107,670	1	2,160,000
35	9,718	206,836	183,405	1	4,806,610
40	8,718	314,488	280,818	1	10,500,000
45	7,759	437,889	377,922	1	14,900,000
50	6,249	554,633	421,893	1	9,647,006
55	4,262	661,591	484,497	1	11,400,000
60	2,451	750,870	555,326	1	13,800,000
65	882	871,856	754,714	4,805	15,800,000
<i>First Educational Choice</i>					
No Degree	10,601	0.04	0.20	0	1
Started Vocational Training	10,601	0.76	0.43	0	1
Started University Studies	10,601	0.20	0.40	0	1
<i>Highest Educational Degree</i>					
No Degree	10,601	0.10	0.30	0	1
Completed Vocational Training	10,601	0.56	0.50	0	1
Craftsman or Technician	10,601	0.07	0.26	0	1
Completed University Studies	10,601	0.27	0.44	0	1
Gender: Female	10,601	0.50	0.50	0	1
<i>Birth Cohort</i>					
1944 - 1958	10,601	0.31	0.46	0	1
1959 - 1964	10,601	0.22	0.41	0	1
1965 - 1974	10,601	0.27	0.44	0	1
1975 - 1986	10,601	0.20	0.40	0	1
Born in Germany	10,601	0.91	0.28	0	1
<i>Economic Sector</i>					
Services	10,601	0.37	0.48	0	1
Manufacturing	10,601	0.54	0.50	0	1
Craftsmanship	10,601	0.08	0.27	0	1
Max. ISEI Parents	10,601	45.32	16.89	16	90
<i>Parental Education</i>					
No Degree	10,601	0.10	0.30	0	1
Vocational Training	10,601	0.66	0.47	0	1
Higher Education Entrance Qualification	10,601	0.07	0.25	0	1
University Degree	10,601	0.17	0.38	0	1
<i>Categorized Grade Averages</i>					
Grade Very Good (1)	10,601	0.03	0.18	0	1
Grade Good (2)	10,601	0.21	0.41	0	1
Grade Satisfactory (3)	10,601	0.22	0.41	0	1
Grade Unsatisfactory (4)	10,601	0.02	0.13	0	1
Grade Missing	10,601	0.52	0.50	0	1
Observation period	10,601	40.15	11.39	16	66
Too old (born before 1958/1975)	10,601	0.41	0.49	0	1

Source: Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB 7518. Further Controls: German Federal States.

**Tabelle B.3 Lifetime Labour Income and Educational Decisions: Results of a Weighted Least Squares Regression with Entropy Balancing**

	Log. lifetime labour income until Age ...							
	25	30	35	40	45	50	55	60
<i>By highest educational attainment</i>								
Vocational Training vs. University Studies	-2.8268*** (0.1125)	-1.0971*** (0.0905)	-0.4545*** (0.0822)	-0.2054** (0.0726)	-0.0021 (0.0553)	0.1922*** (0.0470)	0.2450*** (0.0583)	0.3404*** (0.0883)
	N=8,710	N=8,704	N=8,022	N=7,189	N=6,385	N=5,124	N=3,454	N=1,938
Vocational Training vs. Craftsmen and Technicians	0.0844 (0.1416)	-0.1104 (0.1222)	-0.0711 (0.1034)	-0.0205 (0.0944)	0.0192 (0.0708)	0.1280* (0.0545)	0.1682** (0.0533)	0.1991*** (0.0515)
	N=6,502	N=6,498	N=6,096	N=5,596	N=5,029	N=4,062	N=2,739	N=1,588
Craftsmen and Technicians vs. University Studies	-2.9327*** (0.2641)	-0.9989*** (0.2250)	-0.3105 (0.2191)	-0.2189 (0.2120)	-0.1444 (0.1258)	-0.0680 (0.0734)	-0.0567 (0.0717)	-0.0915 (0.0893)
	N=3,436	N=3,434	N=3,135	N=2,789	N=2,496	N=2,009	N=1,369	N=789
<i>By first educational choice</i>								
Vocational Training vs. University Studies	-3.6523*** (0.1192)	-1.1912*** (0.0991)	-0.3783*** (0.0888)	-0.1720* (0.0791)	-0.1059* (0.0529)	-0.0119 (0.0465)	0.0714 (0.0549)	0.1461 (0.0913)
	N=10,058	N=10,050	N=9,219	N=8,244	N=7,326	N=5,885	N=3,973	N=2,257

*Source:* Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB7518; Standard errors in parentheses; \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001; N denotes the number of observations; *Dependent Variables:* Cumulative labour income until a certain age; *Further control variables:* gender (male or female), birth cohort (1944-1954, 1955-1964, 1965-1974, 1975-1986), born in Germany (yes or no), federal state indicators, ISEI score of parental role model, final grade of school-leaving qualification, economic sector (industry, services, or craft), indicator that marks if not observed since the age of 16 and the number of years observed.

**Tabelle B.4 Lifetime Labour Income and Educational Decisions: Results of an Ordinary Least Squares Regression**

	Log. lifetime labour income until Age ...									
	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65
By highest educational attainment (category of reference: vocational training)										
No Degree	-1.5041*** (0.1359)	-1.4300*** (0.1417)	-0.7762*** (0.1210)	-0.4044*** (0.1061)	-0.2015* (0.0833)	-0.1009+ (0.0540)	-0.1496** (0.0492)	-0.1766** (0.0574)	-0.1450+ (0.0814)	-0.1364 (0.1228)
Craftsmen and Technicians	0.3250* (0.1364)	0.0477 (0.1414)	-0.0915 (0.1251)	-0.0605 (0.1090)	-0.0049 (0.0970)	0.0248 (0.0734)	0.1321* (0.0547)	0.1678** (0.0533)	0.1839*** (0.0537)	0.2011* (0.0922)
University studies	-2.4522*** (0.0939)	-2.6287*** (0.1006)	-1.0313*** (0.0837)	-0.4201*** (0.0732)	-0.2091** (0.0656)	-0.0551 (0.0540)	0.1613*** (0.0372)	0.1959*** (0.0396)	0.2588*** (0.0561)	0.3014*** (0.0638)
Number of observations	10,599	10,598	10,590	9,729	8,716	7,757	6,247	4,260	2,449	880
R <sup>2</sup>	0.40	0.38	0.36	0.36	0.26	0.20	0.21	0.22	0.22	0.25
By first educational choice (category of reference: vocational training)										
No degree	-1.3790*** (0.2113)	-1.1273*** (0.2254)	-0.3801* (0.1913)	-0.2115 (0.1687)	0.0610 (0.1158)	0.0006 (0.0792)	-0.1079 (0.0758)	-0.1410 (0.0873)	-0.1654 (0.1232)	-0.1637 (0.1708)
University studies	-4.0569*** (0.0981)	-3.6358*** (0.1144)	-1.2541*** (0.0955)	-0.4416*** (0.0819)	-0.2595*** (0.0708)	-0.1539** (0.0572)	-0.0230 (0.0451)	0.0145 (0.0484)	0.0573 (0.0723)	-0.0011 (0.1084)
Number of observations	10,599	10,598	10,590	9,729	8,716	7,757	6,247	4,260	2,449	880
R <sup>2</sup>	0.45	0.41	0.36	0.36	0.26	0.20	0.20	0.21	0.21	0.23

*Source:* Own calculations based on NEPS-SC6-ADIAB7518; Standard errors in parentheses; + p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001; N denotes the number of observations; *Dependent Variables:* Cumulative labour income until a certain age; *Further control variables:* gender (male or female), birth cohort (1944-1954, 1955-1964, 1965-1974, 1975-1986), born in Germany (yes or no), federal state indicators, ISEI score of parental role model, final grade of school-leaving qualification, economic sector (industry, services, or craft), indicator that marks if not observed since the age of 16 and the number of years observed.

## C Anhang zu Kapitel 5: Heterogeneity in Long-Term Returns to Education: An Inconvenient Truth

### C.A MTE Weights

The average treatment parameters that can be obtained from the MTE curve are defined as

$$\begin{aligned}
 ATT(x) &= E(Y|X = x, D = 1) \\
 &= \int_0^1 MTE(x, u_D) \omega_{ATT}(x, u_D) du_D, \\
 ATE(x) &= E(Y|X = x) \\
 &= \int_0^1 MTE(x, u_D) \omega_{ATE}(x, u_D) du_D, \\
 ATU(x) &= E(Y|X = x, D = 0) \\
 &= \int_0^1 MTE(x, u_D) \omega_{ATU}(x, u_D) du_D,
 \end{aligned}$$

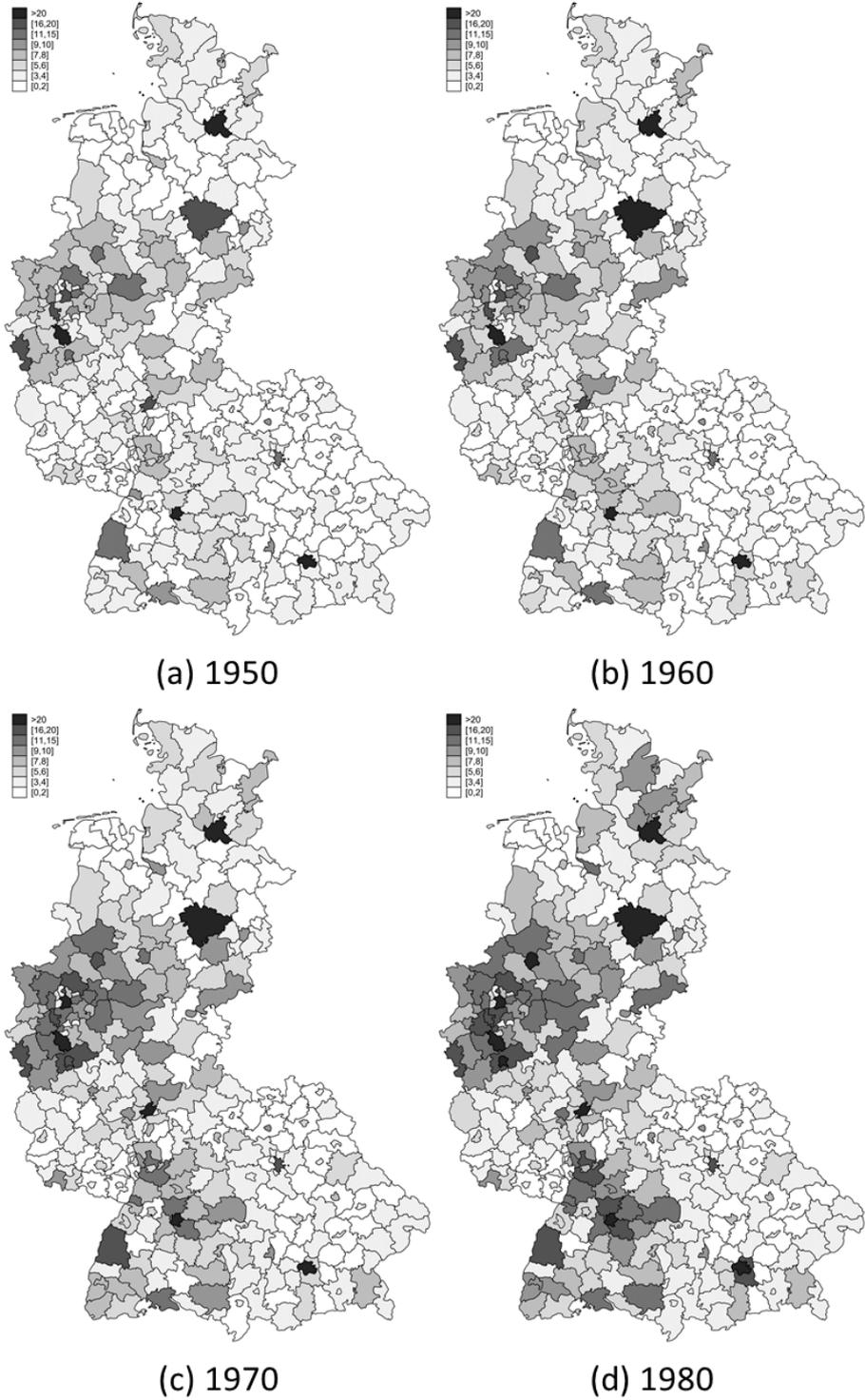
with the weights taken from Heckman et al. (2006) and Carneiro et al. (2011) as

$$\begin{aligned}
 \omega_{ATT}(x, u_D) &= \left[ \int_{u_D}^1 f(p|X = x) dp \right] \frac{1}{E(P|X = x)}, \\
 \omega_{ATE}(x, u_D) &= 1,
 \end{aligned}$$

$$\omega_{ATU}(x, u_D) = \left[ \int_0^{u_D} f(p|X = x) dp \right] \frac{1}{E((1 - P)|X = x)},$$

### C.B Spatial Distribution of Academic Track Schools

Figure C.1 Distribution of Academic Track Schools Over Districts



Source: Own presentation based on self-collected data on academic track schools. Notes: These figures show the spatial distribution of academic track schools in the 325 districts in West Germany for the years 1950, 1960, 1970, and 1980, respectively.

## C.C Further Summary Statistics

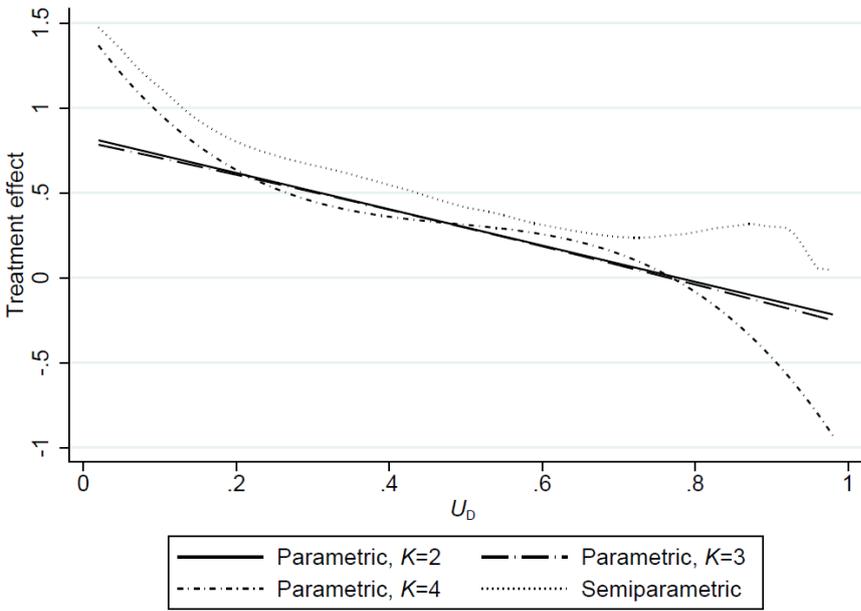
**Table C.1 Summary Statistics of Parental Outcome Variables**

	Control			Treatment			(7) p> t
	(1) Obs.	(2) Mean	(3) SD	(4) Obs.	(5) Mean	(6) SD	
Reading Competence	3136	-0.376	0.88	2102	0.587	0.85	0.000
Math Competence	2656	-0.388	0.84	1893	0.560	0.93	0.000
= 1 if partner in academic track	5382	0.298	0.21	3282	0.422	0.28	0.000
Log monthly income	4569	7.937	0.51	2751	8.341	0.48	0.000
Full-time employed	3160	0.542	0.50	2306	0.599	0.49	0.000

*Source:* Own calculations based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. *Notes:* This table shows summary statistics of the data used in the empirical analysis. Presented are the number of observations, the mean, and the standard deviation for children whose parents attended a non-academic track school (control) and an academic track school (treatment), respectively. The last column shows p-values from a t-test of mean equality.

## C.D Robustness Checks

**Figure C.2 MTE Curves – Robustness Check of Functional Forms**



Source: Own presentation based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. Notes: The figure shows MTE curves from parametric MTE specifications with  $K = 2$ ,  $K = 3$ , and  $K = 4$ , as well as from a semiparametric MTE specification (see Carneiro et al. 2011), estimating a partially linear regression (Robinson 1988) of the outcome on the control variables, the interaction of the control variables and the propensity score, and a locally quadratic function of the propensity score to approximate  $K(P)$  using the bandwidth 0.15. Covariates are held constant at their means.

**Table C.2 Robustness Check – First-Stage Specifications**

	(1) Main	(2) Time trends	(3) No interactions	(4) Nonparametric first stage
$\widehat{ATT}$	0.584** (0.237)	0.451*** (0.130)	0.528** (0.245)	0.347*** (0.067)
$\widehat{ATE}$	0.293** (0.135)	0.337*** (0.088)	0.218 (0.146)	0.296*** (0.045)
$\widehat{ATU}$	0.118 (0.168)	0.267** (0.115)	0.032 (0.161)	0.264*** (0.073)

Source: Own calculations based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. Notes: This table shows estimates of the ATT, ATE, and ATU from a parametric MTE specification with  $K = 2$ . These parameters are obtained by using the weights described in Appendix C.A. Column (1) presents estimates from the main specification (see Column (1) in Table 4). The model in Column (2) includes district-specific time trends in the first-stage regression. The model in Column (3) uses only the noninteracted instrumental variation in the first-stage regression. The model in Column (4) uses a nonparametric first-stage regression in which the instrument as well as an index of the control variables are separated into 20 equally sized bins and used to estimate the propensity score by interacting all bin dummies. Standard errors are obtained from a district level clustered bootstrap with 299 replications and are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%-, 5%-, and 1%-level, respectively.

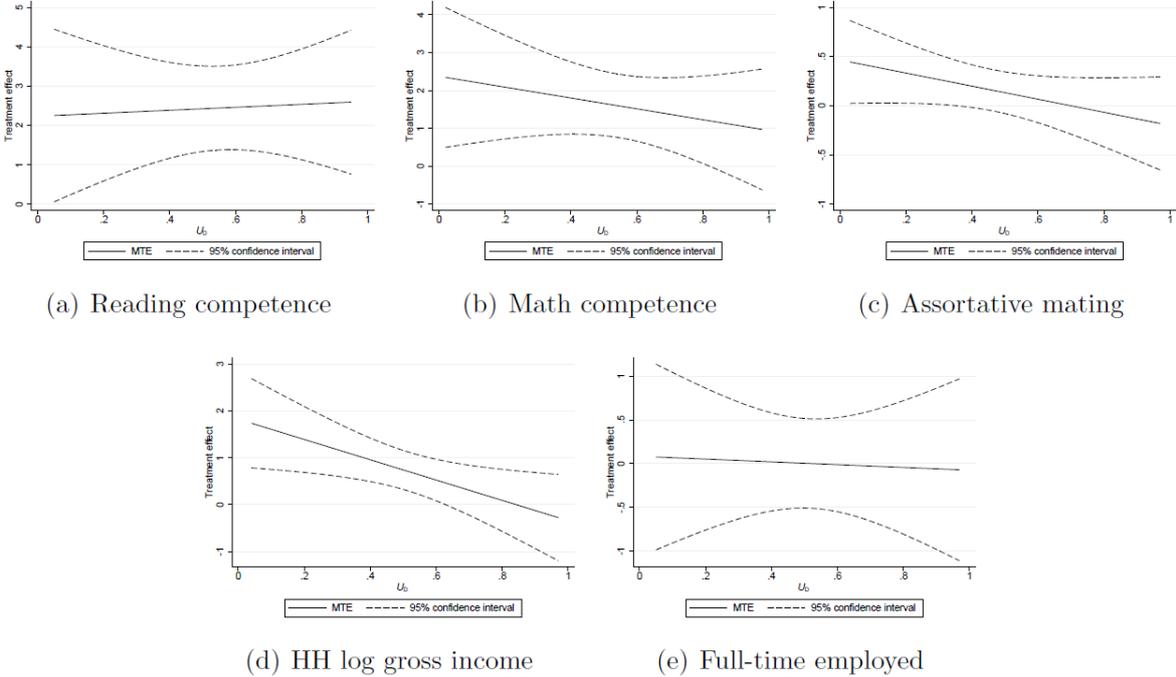
**Table C.3 Robustness Check – Instrument Definition**

	(1) Main	(2) Epanech. Kernel	(3) bw=10	(4) bw=30	(5) bw=70	(6) bw=90
$\widehat{ATT}$	0.584** (0.237)	0.588** (0.241)	0.475** (0.214)	0.565** (0.233)	0.584** (0.231)	0.573*** (0.222)
$\widehat{ATE}$	0.293** (0.135)	0.291** (0.147)	0.261* (0.138)	0.300** (0.141)	0.294** (0.141)	0.144 (0.135)
$\widehat{ATU}$	0.118 (0.168)	0.112 (0.170)	0.135 (0.170)	0.137 (0.166)	0.119 (0.162)	0.118 (0.156)

*Source:* Own calculations based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. *Notes:* This table shows estimates of the ATT, ATE, and ATU from a parametric MTE specification with  $K = 2$ . These parameters are obtained by using the weights described in Appendix C.A. Column (1) presents estimates from the main specification (see Column (1) in Table 4). The model in Column (2) uses the instrument as the weighted availability of academic track schools using the Epanechnikov kernel for weighting. The models in Column (3) to (6) use the instrument as an weighted average of the availability of academic track schools using the bandwidths 10 kilometers, 30 kilometers, 70 kilometers, and 90 kilometers, respectively. Standard errors are obtained from a district level clustered bootstrap with 299 replications and are given in parentheses. \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%-, 5%-, and 1%-level, respectively.

C.E MTE Curves for Other Outcomes

Figure C.3 MTE Curves for Other Outcomes



Source: Own presentation based on the NEPS and self-collected data on academic track schools. Notes: The figures show the MTE curve from a parametric MTE specification with  $K = 2$  and their 95% confidence interval. Figure (a) uses the parent’s reading competence as outcome, Figure (b) uses the parents’ math competence as outcome (Weinert et al. 2011), Figure (c) uses a binary variable indicating whether the partner also attended an academic track school as outcome variable, Figure (d) uses the household’s log gross income as outcome variable, and Figure (e) uses a binary variable indicating fulltime employment as outcome variable. Covariates are held constant at their means. The confidence intervals are obtained from a district level clustered bootstrap with 299 replications.