

Anett Friedrich | Sandra Horn

# Qualifikatorische Bildungsrenditen in verschiedenen Datenquellen





Heft 197

Anett Friedrich | Sandra Horn

# Qualifikatorische Bildungsrenditen in verschiedenen Datenquellen

Die WISSENSCHAFTLICHEN DISKUSSIONSPAPIERE des Bundesinstituts für Berufsbildung (BIBB) werden durch den Präsidenten herausgegeben. Sie erscheinen als Namensbeiträge ihrer Verfasser und geben deren Meinung und nicht unbedingt die des Herausgebers wieder. Sie sind urheberrechtlich geschützt. Ihre Veröffentlichung dient der Diskussion mit der Fachöffentlichkeit.

**Zitiervorschlag:**

Friedrich, Anett; Horn, Sandra: Qualifikatorische Bildungsrenditen in verschiedenen Datenquellen. Bonn 2018

1. Auflage 2018

**Herausgeber:**

Bundesinstitut für Berufsbildung, Bonn  
Robert-Schuman-Platz 3  
53175 Bonn  
Internet: [www.bibb.de](http://www.bibb.de)

**Publikationsmanagement:**

Stabsstelle „Publikationen und wissenschaftliche Informationsdienste“  
E-Mail: [publikationsmanagement@bibb.de](mailto:publikationsmanagement@bibb.de)  
[www.bibb.de/veroeffentlichungen](http://www.bibb.de/veroeffentlichungen)

**Herstellung und Vertrieb:**

Verlag Barbara Budrich  
Stauffenbergstraße 7  
51379 Leverkusen  
Internet: [www.budrich.de](http://www.budrich.de)  
E-Mail: [info@budrich.de](mailto:info@budrich.de)

**Lizenzierung:**

Der Inhalt dieses Werkes steht unter einer Creative-Commons-Lizenz (Lizenztyp: Namensnennung – Keine kommerzielle Nutzung – Keine Bearbeitung – 4.0 Deutschland).



Weitere Informationen finden Sie im Internet auf unserer Creative-Commons-Infoseite [www.bibb.de/cc-lizenz](http://www.bibb.de/cc-lizenz).

ISBN 978-3-8474-2308-9 (Print)

ISBN 978-3-96208-100-3 (Open Access)

urn:nbn:de:0035-0758-7

Bestell-Nr.: 14.197

**Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek**

Die deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Motivation/Einleitung .....</b>	<b>6</b>
<b>2</b>	<b>Theorien zum Zusammenhang von Bildung und Löhnen .....</b>	<b>8</b>
<b>3</b>	<b>Vergleich von qualifikatorischen Bildungsrenditen – ein Literaturüberblick .....</b>	<b>10</b>
<b>4</b>	<b>Die Datensätze .....</b>	<b>13</b>
4.1	Auswahl der Datensätze .....	13
4.2	Kurzbeschreibung der Datensätze .....	15
<b>5</b>	<b>Qualifikatorische Bildungsrenditen im gemeinsamen Grundmodell .....</b>	<b>17</b>
5.1	Erstellung der Analysedatensätze/Operationalisierung .....	17
5.2	Deskription der Datensätze .....	21
5.3	Methoden .....	24
5.4	Multivariate Ergebnisse .....	25
<b>6</b>	<b>Vergleich spezifischer Aspekte der Datensätze .....</b>	<b>30</b>
6.1	Erweitere Grundgesamtheit: BIBB/BAuA-ETB und SOEP .....	30
6.2	Arbeitszeit .....	32
6.3	Panelmodelle: SIAB und SOEP .....	35
<b>7</b>	<b>Fazit .....</b>	<b>38</b>
	<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>40</b>
<b>8</b>	<b>Anhang .....</b>	<b>44</b>
	<b>Zusammenfassung .....</b>	<b>58</b>

# Abbildungs- und Tabellenverzeichnis

## Abbildungen

Abbildung 1:	Verteilung des Bruttomonatslohns in den drei Datenquellen für das Berichtsjahr 2006 .....	21
Abbildung 2:	Verteilung der Bildungsniveaus in den drei Datenquellen für das Berichtsjahr 2006 .....	22
Abbildung 3:	Qualifikatorische Bildungsrenditen nach der Stellung im Beruf für das Jahr 2012 .....	26
Abbildung 4:	Dichteplots Arbeitszeit .....	32
Abbildung A 8.7:	Qualifikatorische Bildungsrenditen nach der Stellung im Beruf für das Jahr 2012 .....	56

## Tabellen

Tabelle 1:	Gegenüberstellung von qualifikatorischen Bildungsrenditen in verschiedenen Datenquellen .....	11
Tabelle 2:	Vor- und Nachteile der ausgewählten Datensätze .....	14
Tabelle 3:	Reduktion der Datensätze für das Berichtsjahr 2006 .....	17
Tabelle 4:	Operationalisierung der Bildungsvariablen .....	20
Tabelle 5:	Deskription der ausgewählten Datensätze für das Berichtsjahr 2006 .....	23
Tabelle 6:	Qualifikatorische Bildungsrenditen für das volle, ungewichtete Modell 2006 .....	27
Tabelle 7:	Qualifikatorische Bildungsrenditen der ausgewählten Datensätze, volles Modell nach Geschlechtern getrennt für das Berichtsjahr 2006 .....	28
Tabelle 8:	Qualifikatorische Bildungsrenditen mit erweiterter Grundgesamtheit für das Berichtsjahr 2012 .....	31
Tabelle 9:	Qualifikatorische Bildungsrenditen mit erweiterter Grundgesamtheit ohne Arbeitszeit für das Berichtsjahr 2012 .....	31
Tabelle 10:	Interkorrelation Bruttomonatslohn und Arbeitszeit für das Berichtsjahr 2006 .....	33
Tabelle 11:	Qualifikatorische Bildungsrenditen mit Arbeitszeit .....	33
Tabelle 12:	Qualifikatorische Bildungsrenditen mit und ohne Arbeitszeit im trunkierten Modell .....	34
Tabelle 13:	Qualifikatorische Bildungsrenditen für 25 bis 60-Jährige mit Arbeitszeit .....	34
Tabelle 14:	Qualifikatorische Bildungsrenditen Panelmodelle für den Berichtszeitraum 2005–2010 .....	37
Tabelle A 8.1:	Literaturüberblick .....	44
Tabelle A 8.2:	Operationalisierung der unabhängigen Variablen .....	51

Tabelle A 8.3: Koeffizienten der Kontrollvariablen (volles ungewichtetes Modell) Berichtsjahr 2006 .....	54
Tabelle A 8.4: Deskription Erwerbstätiger ohne beruflichen Bildungsabschluss für das Jahr 2006 .....	54
Tabelle A 8.5: Qualifikatorische Bildungsrenditen der ausgewählten Datensätze für die Jahre 2010 bzw. 2012 (volles Modell) .....	55
Tabelle A 8.6: Koeffizienten der Kontrollvariablen, erweiterte Grundgesamtheit .....	55
Tabelle A 8.8: Qualifikatorische Bildungsrenditen mit und ohne Arbeitszeit inklusive Teilzeitbeschäftigte .....	56
Tabelle A 8.9: Koeffizienten der Kontrollvariablen, Panelmodell .....	57

# 1 Motivation/Einleitung

Die Bildungsexpansion hat durch steigende Bildungsbeteiligung und die Zunahme höherer Bildungsabschlüsse in der Bevölkerung zu einem tiefgreifenden gesellschaftlichen Wandel (HADJAR/BECKER 2017) geführt. Das Erreichen von zertifizierten Abschlüssen hat im Zuge dieser Entwicklung immer mehr an Bedeutung gewonnen. In Deutschland sind Bildungszertifikate für deren Inhaber von zentraler Relevanz, da sie die Platzierung auf dem Arbeitsmarkt (ALLMENDINGER 1989, PROTSCH/SOLGA 2016, SHAVIT/MÜLLER 1998, SOLGA/KONIETZKA 1999) und das Erwerbseinkommen (HANUSHEK u. a. 2015, 2017) maßgeblich beeinflussen.

Der Zusammenhang zwischen Bildungsabschlüssen und erzielten Löhnen ist aus der wissenschaftlichen und politischen Diskussion kaum wegzudenken. Wer verdient wie viel? Wie viel mehr verdienen Universitätsabsolventen<sup>1</sup> gegenüber dual ausgebildeten Fachkräften? Wie entwickeln sich die realen Löhne über die Zeit? Lohnt sich eine duale Ausbildung (noch)? Dies sind beispielhafte Fragestellungen, die nicht nur in der Öffentlichkeit, sondern auch in der Wissenschaft diskutiert werden. Die Erklärung von Löhnen ist keine neue Fragestellung. Bereits 1974 hat sich Jacob Mincer mit der Entwicklung einer Lohnfunktion beschäftigt. Auch zukünftig wird die Frage danach, wie hoch die Erträge bzw. Renditen einzelner Ausbildungsgänge sind, nicht abreißen, sondern im Gegenteil virulent bleiben (BONIN u. a. 2016).

Das Bildungsniveau als elementarer Bestandteil von Erklärungsmodellen ist aus aktuellen Studien zu Löhnen bzw. Lohnentwicklungen nicht wegzudenken. MENDOLICCHIO/RHEIN 2014 etwa konzentrieren sich auf Unterschiede in den Bildungsrenditen zwischen den Geschlechtern, während HEUERMANN 2011 Einfluss von Regionen auf die Höhe der Renditen prüft und GIESECKE/VERWIEBE 2008 untersuchen, wie sich die Lohnungleichheit über die Zeit verändert hat und wie man diese Entwicklung erklären kann. Jede dieser Untersuchungen nutzt, aufgrund ihres spezifischen Auswertungsinteresses, einen anderen Datensatz, andere Methoden und eine andere Untersuchungspopulation. Gemeinsam ist ihnen, dass sie sich alle mit Löhnen beschäftigen und u. a. qualifikatorische Bildungsrenditen berechnen, welche sich allerdings zwischen den Studien unterscheiden. Was zu der Frage führt, warum die Höhe der qualifikatorischen Bildungsrenditen variiert. Liegt dies an verschiedenen Datensätzen, abweichenden erklärenden Variablen, den gewählten Methoden, variierenden Untersuchungspopulationen, uneinheitlichen Untersuchungszeiträumen oder an einer Kombination dieser Ursachen?

Wir wollen einem Teil der Frage auf den Grund gehen, indem wir prüfen, ob die Messung von qualifikatorischen Bildungsrenditen in verschiedenen Datensätzen vergleichbar ist oder ob sich datensatzspezifische Abweichungen zeigen, die auf die Struktur der Datensätze zurückgeführt werden können. Ziel unserer Untersuchung ist es herauszufinden, ob in unterschiedlichen Datensätzen gleiche qualifikatorische Bildungsrenditen ermittelt werden oder ob die Höhe der Renditen bereits durch die Wahl eines Datensatzes beeinflusst wird. Zwischen Datensätzen variierende qualifikatorische Bildungsrenditen könnten durch verschiedene Erhebungsmodi bedingt sein. In unsere komparative Datenanalyse fließen daher sowohl ein computerunterstütztes telefonisches Interview (BIBB/BAuA-ETB), ein persönliches Interview (SOEP) und eine administrative Datenerhebung (SIAB) ein. In der Literatur findet sich eine Reihe von Untersuchungen, die belegen, dass der Erhebungsmodus Einfluss auf die Daten nimmt, beispielsweise durch die Anwesenheit eines Interviewers (für eine Übersicht z. B. DE LEEUW 2008 u. a.).

---

1 Es sind stets Personen männlichen und weiblichen Geschlechts gleichermaßen gemeint; aus Gründen der einfacheren Lesbarkeit wird im Folgenden nur die männliche Form verwendet.

Aus diesem Grund vermuten wir, dass sich verschiedene Befragungsarten auch durch Unterschiede in den Messungen der qualifikatorischen Bildungsrenditen manifestieren könnten. Zudem könnten Abweichungen auch durch differente Messungen des Bildungsniveaus sowie des Einkommens oder aufgrund der Zusammensetzung der Stichprobenpopulation hervorgerufen werden. Wir wollen daher mögliche Unterschiede herausarbeiten, die Niveauunterschiede in den qualifikatorischen Bildungsrenditen bedingen könnten. Dazu stellen wir deskriptive und multivariate Vergleiche der Datensätze an.

Zunächst stellen wir in einer Sekundäranalyse die Renditen verschiedener Studien mit unterschiedlichen Fokussen, Datensätzen und Methoden einander gegenüber. Das Ziel ist es, anschließend fundiert einschätzen zu können, wie unterschiedlich die gemessenen qualifikatorischen Bildungsrenditen wirklich sind und wodurch sich mögliche Unterschiede erklären lassen.

Im Anschluss an unsere Literaturanalyse wählen wir in einem nächsten Schritt drei Datensätze aus, um zu testen, wie sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen Datensätzen unterscheiden, wenn ein gleiches Grundmodell spezifiziert und das Untersuchungssample möglichst ähnlich gewählt wird. Zur Analyse werden die BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung (BIBB/BAuA-ETB), die Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (SIAB) und das Sozio-oekonomische Panel (SOEP), genutzt. Jeder dieser Datensätze kann (und wird auch) zur Messung von qualifikatorischen Bildungsrenditen herangezogen und weist jeweils Besonderheiten auf, die es erlauben spezifische Variablen (z. B. Tätigkeiten in der BIBB/BAuA-ETB) ins Modell aufzunehmen, bestimmte Methoden zu verwenden (z. B. Panelregressionen mit dem SIAB und SOEP) oder eine hohe Fallzahl zu nutzen (etwa in der SIAB). Dabei stellen wir jedoch nicht den Anspruch, unverzerrte Schätzungen von qualifikatorischen Bildungsrenditen zu erzielen, sondern rücken vielmehr den Datensatzvergleich und strukturelle Unterschiede in den Fokus unserer Analyse.

Die Fragestellung nach der Vergleichbarkeit von Bildungsrenditen in verschiedenen Datensätzen ist relevant für die empirische Sozialforschung, da sie dabei helfen kann Ergebnisse einzelner Studien im Vergleich zueinander besser einzuordnen. Unsere Resultate können einen Hinweis darauf liefern, ob unterschiedliche Datensätze für unterschiedliche qualifikatorische Bildungsrenditen einzelner Studien verantwortlich sind. Darüber hinaus können unsere Ergebnisse Forschende bei der Wahl eines geeigneten Datensatzes unterstützen, indem sie besser einschätzen können, welche Wirkung die Wahl des Datensatzes auf die Analyseergebnisse hat.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Im sich anschließenden 2. Kapitel umreißen wir die Theorien, die maßgeblich für die Erklärung von Löhnen durch Bildung sind. In Kapitel 3 skizzieren wir den Forschungsstand zum Thema qualifikatorische Bildungsrenditen in Deutschland und geben eine Einschätzung darüber, wie ähnlich sich die gemessenen Renditen sind. Anschließend beschreiben wir in Kapitel 4 die von uns gewählten Datensätze, stellen ihre Vor- und Nachteile dar und erläutern, warum unsere Wahl auf genau diese Datensätze gefallen ist. Darüber hinaus umreißen wir die Konzeptionierung unserer Analysedatensätze und werten die Datensätze deskriptiv aus. Kapitel 5 umfasst die Ergebnisse des gemeinsamen Grundmodells aller drei Datensätze, und Kapitel 6 enthält den Vergleich verschiedener datensatzspezifischer Modelle. Schließlich ziehen wir im 7. Kapitel ein Fazit, ob in unserer Studie die qualifikatorischen Bildungsrenditen vergleichbar sind, und geben Impulse für zukünftige Forschungsarbeiten.

## 2 Theorien zum Zusammenhang von Bildung und Löhnen

Die Art und Weise, wie das individuelle Bildungsniveau eines Arbeitsmarktteilnehmers Einfluss auf das Erwerbseinkommen nimmt, wird in der Literatur durch verschiedene theoretische Konzepte erklärt. Zu den zentralen Konzepten zählen die Humankapitaltheorie, die Signalingtheorie, die Queueingtheorie und die Schließungstheorie. Sie sollen im Folgenden kurz vorgestellt werden<sup>2</sup>.

Die Humankapitaltheorie (HK) (u. a. BECKER 1964, MINCER 1958) geht davon aus, dass Individuen während der Bildungsphase Humankapital akkumulieren. Je länger eine Person in ihre Bildung investiert, also Humankapital aufbaut, desto produktiver ist sie. Betriebe wiederum entlohnen ihre Mitarbeiter nach deren Produktivität. Daraus folgt, dass Personen mit höheren Bildungsabschlüssen, gemäß der Humankapitaltheorie, höhere Löhne generieren. Aufbauend auf der klassischen HK-Theorie gibt es Theoriestränge, die Annahmen zur Veränderung von Bildungsrenditen treffen. Der sogenannte Skill-Biased Technological Change (SBTC) nimmt an, dass es im Zuge des technologischen Wandels zu Veränderungen in Angebot und Nachfrage nach Qualifikationen kommt. Die Nachfrage nach tertiären Abschlüssen steigt und übersteigt das Angebot an diesen Abschlüssen, weshalb mit hohen Qualifikationen höhere Löhne erreicht werden können (KATZ/GOLDIN 1996,1998, für Deutschland z. B. GROSS 2012). Der Routine-Biased Technological Change (RBTC) (z. B. ACEMOGLU/AUTOR 2010, AUTOR u. a. 2003, AUTOR 2013, BEAUDRY u. a. 2016, OESCH/RODRÍGUEZ-MENÉS 2011) nimmt an, dass der technologische Wandel zu einer erhöhten Nachfrage nach Nicht-Routinetätigkeiten führt, welche wiederum höher entlohnt werden. Nicht-Routinetätigkeiten werden laut RBTC hauptsächlich von hoch und einfach qualifizierten Erwerbstätigen ausgeübt, dadurch kommt es zur Aushöhlung der mittleren Qualifikationsebene – zu Polarisierung.

„Employers screen, and job seekers signal“ (BILLS 2003, S. 446), so lässt sich die Signalingtheorie (SPENCE 1973, 1981) in aller Kürze zusammenfassen. Da sich die tatsächliche Produktivität eines zukünftigen Arbeitnehmers nicht beobachten lässt, greifen Arbeitgeber auf beobachtbare Signale zurück. Besonders geeignet sind Signale dann, wenn es mit Kosten verbunden ist, sie zu erlangen, sodass nicht jeder potenzielle Arbeitnehmer über ein entsprechendes Signal verfügen kann. Aus dieser Logik heraus ist das Bildungsniveau ein geeignetes Signal, da ein hoher Bildungsabschluss für höhere Investitionen in das Humankapital des Arbeitnehmers steht und somit höhere Produktivität signalisiert.

THUROW (1975) argumentiert, dass Arbeitgeber nach Beschäftigten suchen, die leicht in ihre zukünftigen Aufgaben eingearbeitet werden können. Dieser theoretische Ansatz geht davon aus, dass je höher der Abschluss ist, desto leichter lassen sich die Arbeitnehmer weiterqualifizieren. Bildungsabschlüsse dienen also zur Identifizierung der Qualifizierbarkeit von Personen. Die Arbeitgeber bilden anhand von Bildungsinformationen sogenannte Arbeitskräfteschlangen und stellen jeweils die Personen ein, die am Anfang dieser Schlange stehen. In der sogenannten Queueingtheorie dienen Bildungsabschlüsse demnach als Kriterium, um das Potenzial zukünftiger Arbeitnehmer zu erkennen und nicht um deren Produktivität abzuschätzen.

---

<sup>2</sup> Ein umfassenderer Überblick zu Theorien zum Zusammenhang von Bildung und Löhnen wird in BILLS (2003) gegeben.

Die Theorie der beruflichen Schließung (z. B. WEEDEN 2002) geht auf WEBER (1925) zurück; Arbeitnehmer organisieren sich in Gruppen, schaffen einen exklusiven Zugang zur selben, um die Konkurrenz zu verringern, und nutzen ihre so entstandenen Monopole, um Vorteile (u. a. ökonomische) für die Mitglieder der Gruppe zu sichern. Einer der Mechanismen, die den Zugang zu einer solchen exklusiven Gruppe regeln, ist der Kredentialismus. Es wird argumentiert, dass Bildungsabschlüsse ein legitimes Abgrenzungsmerkmal für soziale Schließung sind. Hierbei ist es entscheidend, für den Zugang zu einer bestimmten Gruppe, passenden Abschluss zu besitzen, Produktivität und Qualifizierbarkeit spielen keine Rolle.

In der vorliegenden Studie ermitteln wir prozentuale Lohnsteigerungen, die durch ein bestimmtes Ausbildungsniveau generiert werden. In der Literatur (z. B. ANGER u. a. 2010: 6) existiert eine Reihe von Definitionen für Bildungsrenditen, wie beispielsweise ‚Lohnprämie‘ oder ‚Ertragsrate‘. Diese variieren anhand der Berechnungsmethode und verwendeten Indikatoren. Während die ‚Lohnprämie‘ den jährlichen Bruttolohnzuwachs definiert, setzt die ‚Ertragsrate‘ den Lohnzuwachs ins Verhältnis zur Ausbildungsdauer und dem dadurch entgangenen Einkommen (z. B. Akademiker vs. beruflich Ausgebildete). Allerdings erfolgt selten eine einheitliche Begriffsverwendung, und häufig wird nur der unklar eingrenzte Begriff „Bildungsrendite“ verwandt. Da das deutsche Bildungssystem hochgradig stratifiziert und standardisiert ist, also Zertifikate eine entscheidende Rolle für die Platzierung auf dem Arbeitsmarkt spielen (ALLMENDINGER 1989, PROTSCH/SOLGA 2016, SHAVIT/MÜLLER 1998), fokussieren wir uns auf die kategoriale Messung des Bildungsniveaus und nicht auf die Bildungsjahre. Für eine präzise definitorische Abgrenzung führen wir deshalb den Terminus ‚qualifikatorische Bildungsrendite‘ ein, der die jährliche, prozentuale Lohnprämie durch einen höheren Bildungsabschluss bezeichnet.

### 3 Vergleich von qualifikatorischen Bildungsrenditen – ein Literaturüberblick

Investitionen in Humankapital und die daraus resultierenden Erträge sind in der aktuellen sozialwissenschaftlichen Forschung sehr präsent und werden entsprechend häufig untersucht. In vielen Studien wird dabei der Einfluss des Bildungsniveaus auf das Einkommen modelliert (eine Auswahl siehe Anhang A 8.1). Der Fokus der einzelnen Untersuchungen ist breit ausgerichtet, während bei den einen die Bildungsrenditen das zentrale Untersuchungsthema sind, werden sie in anderen als Kontrollvariable genutzt. Da es uns um qualifikatorische Bildungsrenditen und deren Vergleichbarkeit in verschiedenen Datenquellen geht, berücksichtigen wir folglich vor allem Studien, die diese schwerpunktmäßig untersuchen.

Eine Vielzahl von Studien verwendet zur Messung des Bildungsniveaus die Bildungsjahre (z. B. CASTELLANO/PUNZO 2016, GEBEL/PFEIFFER 2010, GÖGGEL 2007, HANUSHEK u. a. 2015, REILICH 2012, WOLTER/SCHIENER 2009). Hier geht es uns jedoch um Lohnprämien, die durch ein höheres Bildungsniveau erzielt werden. Deshalb erfolgt eine Eingrenzung des Forschungsstands auf Studien, die Bildungsrenditen anhand von Bildungsniveaus berechnen. Darüber hinaus gibt es einen breiten Literaturstrang, der sich mit dem Thema Lohnungleichheit beschäftigt (etwa ANTONCZYK u. a. 2018; BIEWEN/JUAHSZ 2012; CARD u. a. 2013; EHRL 2016; FELBERMAYR u. a.; 2014, MÖLLER 2016). Für diesen Forschungsschwerpunkt ist Bildung, egal ob metrisch oder ordinal gemessen, ebenfalls eine zentrale Variable; allerdings werden häufig Perzentile bzw. Perzentilsabstände statt Renditen verglichen, weswegen wir auf diesen Literaturstrang nicht näher eingehen.

Die Entwicklung über die Zeit ist für eine Gegenüberstellung von qualifikatorischen Bildungsrenditen in verschiedenen Datenquellen ebenfalls von zentralem Interesse. In einer aktuellen Studie haben z. B. GLITZ/WISSMANN 2017 Lohnprämien für die Zeitspanne zwischen 1980 und 2008 in Westdeutschland untersucht und überprüft, inwiefern der SBTC und die Zusammensetzung des Arbeitskräfteangebots entlang des Alters und des Bildungsniveaus der Erwerbsbevölkerung für die Entwicklung der qualifikatorischen Bildungsrenditen verantwortlich sind. GLITZ/WISSMANN 2017 konstatieren, dass ein beträchtlicher Anteil der Einkommensungleichheiten auf die unterschiedliche Entwicklung der Bildungsniveaus in der Bevölkerung zurückzuführen ist und durch das Arbeitskräfteangebot beeinflusst wird. Während der Anteil der Erwerbstätigen mit einem tertiären Bildungsabschluss seit 1980 kontinuierlich gestiegen ist, ist der Anteil der Erwerbstätigen mit Berufsausbildung rückläufig (GLITZ/WISSMANN 2017: 31). Die Folgen der Bildungsexpansion und die wachsende Herausforderung durch den digitalen Wandel spiegeln sich in der Entwicklung der qualifikatorischen Bildungsrenditen wider.

Betrachtet man die ausgewählten Studien (s. Anhang A 8.1) im Hinblick auf die Vergleichbarkeit von qualifikatorischen Bildungsrenditen, fällt auf, dass sich die Lohnprämien in den verschiedenen Datenquellen deutlich voneinander unterscheiden (vgl. Tabelle 1). So variieren beispielsweise die Effekte für eine berufliche Ausbildung gegenüber keinem beruflichen Bildungsabschluss zwischen drei und 34 Prozent<sup>3</sup>. Aufgrund der diversen Forschungsschwer-

---

3 GLOCKER/STORCK (2012) konnten mit dem Mikrozensus 2005 und 2008 zeigen, dass sich die Renditen nicht nur für verschiedene Bildungsniveaus (Universität, Fachhochschule, Ausbildung) unterscheiden, sondern, je nach Fachbereich, auch für Personen mit dem gleichen Bildungsabschluss.

punkte und analytischen Vorgehensweisen überraschen die unterschiedlichen qualifikatorischen Bildungsrenditen nicht. So weichen etwa die Anzahl der erklärenden Variablen oder der berücksichtigten Kontrollvariablen in den Studien stark voneinander ab. Während einige Arbeiten sich auf das klassische Mincer-Modell beschränken und damit die HK-Theorie als Erklärungsansatz für die qualifikatorischen Bildungsrenditen nutzen (z. B. AMMERMÜLLER/WEBER 2005), modellieren andere mehrere Interaktionseffekte (z. B. BOECKMANN/STEINER 2006) oder erweitern die HK-Theorie und argumentieren vor dem theoretischen Hintergrund des SBTC oder der sozialen Schließung (z. B. SAUER u. a. 2016).

Ferner werden verschiedene Messungen der zentralen abhängigen Variablen, dem Einkommen, in die Modelle aufgenommen. Beispielsweise verwendet HAUPT 2016 den Bruttostundenlohn, wohingegen HEUERMANN 2011 den Bruttotageslohn und BUTZ 2001 den Nettomonatslohn als abhängige Variable heranziehen. Diese Unterschiede bei der Messgröße mindern die Vergleichbarkeit der qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen verschiedenen Studien. Zudem unterscheiden sich die Forschungsarbeiten im Hinblick auf die angewendeten Methoden. Während ein Großteil der Studien OLS-Lohnregressionen (z. B. DIECKHOFF 2008) nutzt, kommen ebenfalls Panelanalysen zum Einsatz (z. B. HEUERMANN 2011). Weiterhin wird der Vergleich der qualifikatorischen Bildungsrenditen dadurch erschwert, dass sich die Untersuchungszeiträume voneinander unterscheiden. Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die betrachteten Studien heterogen sind, was eine entscheidende Rolle bei der Vergleichbarkeit von qualifikatorischen Bildungsrenditen spielt.

Neben den zuvor dargelegten Diskrepanzen lassen sich Übereinstimmungen feststellen. Gemeinsam haben die betrachteten Studien, dass meist abhängige Beschäftigte betrachtet werden. Außerdem findet häufig eine Beschränkung der Untersuchungspopulation auf westdeutsche Männer statt oder die Modelle werden nach Geschlecht und Region getrennt geschätzt. Insgesamt kann für alle betrachteten Studien festgestellt werden, dass die Renditen umso höher sind je höher das Bildungsniveau ist. Während bspw. Erwerbstätige ohne beruflichen Bildungsabschluss zwischen drei und 34 Prozent weniger verdienen als solche mit betrieblicher/schulischer Berufsausbildung, verdienen Erwerbstätige mit Universitätsabschluss zwischen 13 und 75 Prozent mehr als diese (vgl. Tabelle 1).

**Tabelle 1: Gegenüberstellung von qualifikatorischen Bildungsrenditen in verschiedenen Datenquellen**

Referenz: Betriebliche/ schulische Berufsausbildung ohne Abitur <sup>4</sup>	Kein beruflicher Bildungsabschluss	Universitätsabschluss
BIBB/BAuA-ETB 2006	-0,14	0,28
Mikrozensus 1995	-0,34	0,75
SIAB 1975-2001	-0,03	0,13
SOEP 2007	-0,26	0,53

Quellen: Anger u. a. 2010; Butz 2001; Haupt 2016; Heuermann 2011

Wie steht es nun mit der Frage danach, ob die Messung der qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen verschiedenen Datensätzen vergleichbar ist? Stellt man bspw. die Ergebnisse von HAUPT (2016), ANGER u. a. (2010), und BUTZ (2001) einander gegenüber, die jeweils

4 Sofern die in Tabelle 1 enthaltenen Studien eine andere Referenzkategorie verwenden, wurden die Koeffizienten entsprechend umgerechnet. Um die Renditen nicht zu stark zu über- oder unterschätzen, sollte eine möglichst große Bildungsgruppe als Referenzkategorie gewählt werden.

eine OLS-Regression berechnen, aber verschiedene Datenquellen heranziehen (BIBB/BAuA-ETB 2006, SOEP 2007 und Mikrozensus 1982, 1995), zeigen sich erhebliche Abweichungen in den Renditen. Zwar unterscheiden sich die Studien in ihrer inhaltlichen Ausrichtung und z. T. im Untersuchungszeitraum, dennoch liefern sie einen Hinweis darauf, dass die Berechnungsmethode nicht allein für die variierenden qualifikatorischen Bildungsrenditen verantwortlich ist. Während Erwerbstätige mit Universitätsabschluss bei HAUPT (2016) einen um 28 % höheren Lohn als Erwerbstätige mit betrieblicher/schulischer Berufsausbildung ohne Abitur erzielen, sind es bei ANGER u. a. (2010) 53 Prozent und bei Butz (2001) 75 Prozent (vgl. Tabelle 1). Dieser Befund legt den Schluss nahe, dass die Erträge eines Bildungsabschlusses aufgrund der verwendeten Datensätze schwanken.

Betrachtet man hingegen zwei andere Studien, die sich in ihrem Vorgehen und dem Untersuchungszeitraum ähneln, aber verschiedene Datensätze nutzen, wie etwa HAUPT (2016) (BIBB/BAuA-ETB) und SAUER u. a. (2016) (SOEP), werden vergleichbare qualifikatorische Bildungsrenditen erzielt, was wiederum ein Indiz dafür ist, dass die Bildungsrenditen zwischen Datensätzen vergleichbar sind. Die Studie von HEUERMANN (2011), welche einen Panelansatz benutzt, weist gegenüber den anderen Untersuchungen trotz vergleichbarer Untersuchungspopulation, erhebliche Differenzen bei den qualifikatorischen Bildungsrenditen auf, was sowohl am Datensatz als auch an der Methode liegen kann.

Insgesamt lässt die Literaturschau keine wirklichen Schlüsse zu, worauf die Unterschiede der qualifikatorischen Bildungsrenditen zurückzuführen sind. An diesem Punkt setzt unsere Studie an und versucht durch Harmonisierung der inhaltlichen und methodischen Ausrichtung herauszustellen, inwiefern qualifikatorische Bildungsrenditen in verschiedenen Datenquellen tatsächlich miteinander vergleichbar sind.

## 4 Die Datensätze

### 4.1 Auswahl der Datensätze

Um die Vergleichbarkeit von qualifikatorischen Bildungsrenditen verschiedener Bildungsniveaus aus unterschiedlichen Datenquellen einschätzen zu können, wurden drei Datensätze ausgewählt: die BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung, die Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien sowie das Sozio-oekonomische Panel. Diese drei Datensätze wurden aufgrund ihrer Güte und hohen Fallzahl von Erwerbspersonen gewählt. Sie sind für einen Vergleich von qualifikatorischen Bildungsrenditen geeignet, da sie eine gemeinsame Grundgesamtheit abdecken können und in Teilen ein gemeinsames Set an Variablen aufweisen.

Da die Datensätze eine unterschiedliche Datenstruktur (z. B. Längs- vs. Querschnittsdaten) aufweisen, ermöglichen sie jeweils unterschiedliche Analysemethoden. So bieten die Längsschnittdaten von SIAB und SOEP den Vorteil, dass Panelanalysen durchgeführt werden können und jährlich neue Erhebungswellen zur Verfügung stehen. Die BIBB/BAuA-ETB wird alle sechs Jahre als wiederholter Querschnitt durchgeführt.

Das Variablenspektrum der drei Datensätze unterscheidet sich ebenfalls, während etwa die BIBB/BAuA-ETB und das SOEP-Bildungsniveau der Befragten sehr genau abbilden, ist die Messung in der SIAB eher schwierig, weil statt des Bildungsniveaus der Arbeitnehmer ggf. das Anforderungsniveau des Arbeitsplatzes gemessen wird. Darüber hinaus werden in der BIBB/BAuA-ETB Angaben zu den Tätigkeiten sowie zu psychischen und physischen Belastungen erhoben. Im SOEP liegen neben dem Erwerbseinkommen noch weitere Einkommensarten, bspw. Kindergeld oder Geldanlagen (z. B. Sparguthaben, Spar- oder Pfandbriefen, Aktien oder Investmentanteilen), vor. In der SIAB dagegen sind wenig individuelle Merkmale enthalten, so kann etwa kein Stundenlohn berechnet werden, da die Arbeitsstunden nicht erfasst werden. Dafür ist die Messung des Einkommens (bis zur Beitragsbemessungsgrenze), aufgrund der Meldepflicht der Betriebe, sehr reliabel.

Die BIBB/BAuA-ETB und SIAB haben ferner den Vorteil, dass sie hohe Fallzahlen aufweisen, wodurch die Analyse spezifischer Subgruppen ermöglicht wird. Beim SOEP hingegen können bei der Analyse selbiger Fallzahlprobleme auftreten. Tabelle 2 (s. S. 14) fasst diese und weitere Vor- und Nachteile der drei ausgewählten Datensätze übersichtlich zusammen.

Die Auswahl der drei Datensätze resultierte aus einer sorgfältigen Prüfung einer Reihe von Datenquellen, die wir auf ihre Eignung für unseren Forschungsschwerpunkt beleuchtet haben. So liegt bspw. im Mikrozensus (MZ) ein abweichendes Messniveau des Einkommens vor (kategorisch, statt metrisch). Darüber hinaus handelt es sich um Nettoangaben (z. B. JÄGER u. a. 2009), was zu Problemen bei der Operationalisierung unserer zentralen abhängigen Variable, dem Bruttomonatslohn, führen würde. Um auszuschließen, dass Unterschiede in den qualifikatorischen Bildungsrenditen auf die abweichende Operationalisierung unseres Outcomes zurückzuführen sind, wird der Mikrozensus deshalb in unseren Analysen nicht berücksichtigt.

Die Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften – kurz: ALLBUS – würde mit ihrer detaillierten Abfrage individueller Lebenslagen in Deutschland eine fruchtbare Ausgangsbasis für den Vergleich von qualifikatorischen Bildungsrenditen eröffnen. Wie im MZ wird in dieser Befragung der Bruttomonatslohn als Nettoeinkommen erhoben und daher für unser Forschungsziel nicht berücksichtigt.

Tabelle 2: Vor- und Nachteile der ausgewählten Datensätze

Datensatz	Vorteile	Nachteile
<b>BIBB/BAuA-ETB</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ detailliertere Angaben über Erwerbstätige, deren Qualifikationen und psychischen und physischen Belastungen</li> <li>▶ detaillierte Berufscodes, in verschiedenen Klassifikationen, damit berufliche Schließung modellierbar</li> <li>▶ hohe Fallzahl</li> <li>▶ Sample ist nicht auf abhängig Beschäftigte begrenzt; es werden auch Selbstständige befragt</li> <li>▶ Messung der Bildungsniveaus reliabel</li> <li>▶ Abfrage von Tätigkeiten, damit die Möglichkeit den TBTC zu modellieren</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ nur alle sechs Jahre eine neue Erhebungswelle</li> <li>▶ vor 2006 (BIBB/IAB-Erhebungen) Löhne kategorial gemessen</li> <li>▶ keine Panelanalysen möglich</li> </ul>
<b>SIAB</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Panelanalysen möglich</li> <li>▶ sehr hohe Fallzahlen</li> <li>▶ tagesgenaue Erwerbseinkommen, hohe Zuverlässigkeit bis zur Beitragsbemessungsgrenze</li> <li>▶ Messung der Betriebs- und Arbeitsmarktzugehörigkeit seit 1975 reliabel</li> <li>▶ detaillierte Berufscodes, damit berufliche Schließung modellierbar</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ begrenztes Variablenspektrum (wenige individuelle Merkmale verfügbare)</li> <li>▶ Arbeitsstunden nicht erhoben, keine Stundenlöhne ermittelbar und Teilzeitbeschäftigung nicht sinnvoll auswertbar</li> <li>▶ auf abhängig Beschäftigte begrenzt</li> <li>▶ Messung der Bildung schwieriger (z. B. über die Jahre steigende Anzahl an Missings), ggf. z. T. Anforderungsniveau des Arbeitsplatzes gemessen</li> <li>▶ Fortbildungsabschlüsse nicht erhoben, können nur annäherungsweise über Stellung im Beruf modelliert werden</li> <li>▶ Löhne an Beitragsbemessungsgrenze gekappt</li> </ul>
<b>SOEP</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Panelanalysen möglich</li> <li>▶ breites Variablenspektrum</li> <li>▶ Analysen auf Haushaltsebene möglich</li> <li>▶ Sample nicht auf Erwerbstätige beschränkt</li> <li>▶ nicht nur Erwerbseinkommen, sondern auch weitere Einkommensarten erhoben</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ für spezifische Auswertung ggf. zu geringe Fallzahl</li> <li>▶ vergleichsweise wenige Merkmale für Arbeitsplatz</li> </ul>

Quellen: Anger u. a. 2010; Butz 2001; Haupt 2016; Heuermann 2011

Mit detaillierten Kompetenzmessungen böte das NEPS ein weites Feld an inhaltlich spannenden Fragestellungen. Allerdings wird mit dem SOEP bereits ein Paneldatensatz auf Personenebene für den Vergleich genutzt, sodass durch die Analyse des NEPS kein weiteres Analysepotenzial für unsere Fragestellung zu erwarten wäre. Aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichten wir darauf, in diesem Papier das NEPS zusätzlich zu betrachten.

Aufgrund ihrer Stichprobengröße und Erhebungsmethodik, die sowohl die Betriebs- als auch die Personenebene abdeckt, wäre die Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) potenziell für unsere Analyse geeignet. Allerdings verfügt diese Erhebung über ein weniger breites Variablen-set, als die drei gewählten Datenquellen, wodurch eine adäquate Untersuchung von weiteren Einflussfaktoren auf die Höhe der Bildungsrenditen nicht erfolgen könnte. Darüber hinaus wird die GLS in sehr unregelmäßigen Abständen erhoben, sodass eine, zumindest näherungsweise, Angleichung der Untersuchungszeitpunkte für den Datensatzvergleich nicht möglich ist.

Die Lebensverlaufsstudie (German Life History Studie/GLHS) wurde für unseren Datensatzvergleich ebenfalls in Erwägung gezogen, da sie detaillierte Informationen über Ausbildungs- und Berufsverläufe von bestimmten Geburtskohorten in der Erwerbsbevölkerung bietet. Da jedoch nicht das individuelle Bruttomonatseinkommen, sondern das jeweilige Haushaltseinkommen erhoben wurde (HILLMERT u. a. 2004), musste die GLHS von unserer Analyse ausgeschlossen werden.

Unter Berücksichtigung von inhaltlichen und methodischen Gesichtspunkten sowie der zuvor dargelegten Ausschlusskriterien beschränken wir uns in diesem Papier auf die Analyse von BIBB/BAuA-ETB, SIAB und SOEP.

## 4.2 Kurzbeschreibung der Datensätze

Die BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung (BIBB/BAuA-ETB) 2006 und 2012<sup>5</sup> ist eine repräsentative Befragung von Kernerwerbstätigen, die mindestens 15 Jahre alt sind und einer bezahlten Arbeit von mindestens zehn Stunden pro Woche nachgehen (ROHRBACH-SCHMIDT 2009, ROHRBACH-SCHMIDT/HALL 2013). Die Datensätze haben je eine Fallzahl von ca. 20.000. Neben den Angaben zu soziodemografischen Merkmalen, dem Bildungsniveau und dem Einkommen sind unter anderem Fragen zu den Tätigkeitsschwerpunkten, dem Anforderungsniveau, den Arbeitsbedingungen, dem Berufsverlauf und zur Weiterbildung der Erwerbstätigen enthalten. Die Fragebögen der Erhebungswellen sind für die meisten der Erhebungselemente identisch, sodass Trendanalysen möglich sind.

Die Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien<sup>6</sup> (SIAB) ist eine schwach anonymisierte Zwei-Prozent-Zufallsstichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien (IEB)<sup>7</sup> des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Im Datensatz sind alle Personen enthalten, auf die mindestens eines der fünf folgenden Merkmale zutrifft: seit 1975 in Deutschland sozialversicherungspflichtig beschäftigt, seit 1999 in Deutschland geringfügig beschäftigt, seit 1975 Bezug von Leistungen nach SGB II bzw. seit 2000 Bezug von Leistungen nach SGB III oder seit 2000 bei der Bundesagentur für Arbeit als arbeitssuchend gemeldet. Die SIAB enthält Angaben

5 Die BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragungen führen die BIBB/IAB-Erhebungen aus den Jahren 1979, 1985/86, 1991/92, 1998/99 fort.

6 Die Datengrundlage dieses Beitrags bildet die schwach anonymisierte Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (Version 1975–2010). Der Datenzugang erfolgte mittels kontrollierter Datenfernverarbeitung beim FDZ.

7 Die IEB wird aus fünf verschiedenen Datenquellen gespeist: der Beschäftigtenhistorik, der Leistungsempfängerhistorik, der Leistungshistoriken Grundsicherung aus A2LL und aus XSozial-BA-SGB II sowie der Arbeitssuchendenhistorik (VOM BERGE u. a. 2013).

zu den Erwerbsbiografien von insgesamt 1.639.325 Individuen in 45.793.010 Episoden (vom Berge u. a. 2013, S. 8). Für diese sind Informationen zur Person (z. B. Geschlecht, Qualifikation und Familienstand), zur Beschäftigung / zum Leistungsbezug / zur Arbeitssuche (z. B. Tagesentgelt, Beruf und Erwerbsstatus), sowie Betriebsmerkmale (z. B. Wirtschaftszweig, Betriebsnummer und Anzahl der Beschäftigten) und Ortsangaben enthalten (VOM BERGE u. a. 2013, 30ff.).

Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) ist eine seit 1984 in Westdeutschland und seit 1990 in Ostdeutschland durchgeführte repräsentative Längsschnitterhebung deutscher Haushalte und aller darin lebenden Personen. Die Datenerhebung findet jährlich statt und enthält einen stabilen Pool an Fragen zu Demografie, Bildung, Arbeitsmarkt und Beruf, Einkommen, Gesundheit, Einstellungen und zum Haushalt sowie wechselnde Befragungsschwerpunkte (WAGNER u. a. 2008). Das SOEP besteht derzeit aus dreizehn Teilstichproben und enthält neben der Startstichprobe aus dem Jahre 1994 beispielsweise eine Hocheinkommensstichprobe, Auffrischungstichproben und Migrantentstichproben. Die Größe der Haushaltsstichproben liegt zwischen 6.043 (Stichprobe F aus dem Jahr 2002) und 531 (Stichprobe D aus dem Jahr 1995) (HAISKEN-DENEW/FRICK 2017).

## 5 Qualifikatorische Bildungsrenditen im gemeinsamen Grundmodell

### 5.1 Erstellung der Analysedatensätze/Operationalisierung

Um die qualifikatorischen Bildungsrenditen der einzelnen Datensätze überhaupt miteinander vergleichen zu können, ist es nötig, die Berechnung mit einer möglichst ähnlichen Untersuchungspopulation und nahezu identisch operationalisierten Variablen durchzuführen. Da die SIAB, im Vergleich mit den anderen beiden Datensätzen, die geringste Anzahl an individuellen Variablen enthält, gibt sie die unabhängigen Variablen vor.

Zunächst werden die drei Datensätze auf abhängig Beschäftigte, die in Vollzeit arbeiten und älter als 18 Jahre sind, beschränkt. Als Vollzeitbeschäftigung<sup>8</sup> werden dabei alle Arbeitsverhältnisse mit einer vereinbarten Arbeitszeit von über 35 Stunden definiert<sup>9</sup>. Inwieweit sich diese Eingrenzungen der Untersuchungspopulationen sowie die Datenbereinigungsschritte auf die Fallzahlen auswirken, kann Tabelle 3 entnommen werden. Alle Analysen werden für das Jahr 2006 gerechnet und die Datensätze entsprechend geschnitten, um auch den Untersuchungszeitraum konstant zu halten. Nach diesen Harmonisierungsschritten umfasst das Analyse-samplum der BIBB/BAuA-ETB 9.948, das der SIAB 366.475 und das des SOEP 5.065 Fälle.

**Tabelle 3: Reduktion der Datensätze für das Berichtsjahr 2006**

	ETB	SIAB	SOEP
<b>Ausgangssample</b>	20.000	471.085 <sup>10</sup>	11.469 <sup>11</sup>
<b>Nicht abhängige Beschäftigte</b>	4.149	-	2.447
<b>Nicht Vollzeit</b>	5.311	91.891	3.137
<b>Löhne über 99,5 % Perzentil abschneiden<sup>12</sup></b>	49	6.501	62
<b>Nicht zwischen 18 und 65 Jahre</b>	38	96	5
<b>Missings auf unabhängigen Variablen</b>	505	6.122	753
<b>Analysesample</b>	9.948	366.475	5.065

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SIAB V7510; SOEP v32

Als abhängige Variable dient in allen Datensätzen und Modellen der imputierte, logarithmierte Bruttomonatslohn. In der BIBB/BAuA-ETB wird der monatliche Bruttoverdienst aus der zuvor genannten Tätigkeit erfragt. Bei dieser Erhebung werden die Befragten zusätzlich darauf

- 8 Im Allgemeinen existiert keine einheitliche Definition von Vollzeitbeschäftigung, da diese von der durchschnittlichen betrieblichen Arbeitszeit abhängt (TIEDEMANN 2014). Die vertraglich vereinbarte Wochenarbeitszeit ist dabei maßgeblich für die Unterscheidung zwischen Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigung.
- 9 Die Fälle, die in der BIBB/BAuA-ETB keine vereinbarte Wochenarbeitszeit haben, werden nach ihrer tatsächlichen Arbeitszeit zugeordnet.
- 10 Den Ausgangspunkt bilden die Meldungen der Erwerbstätigen (ohne Auszubildende) im Juni 2006, welche bereits um doppelte Episoden bereinigt wurden.
- 11 Den Ausgangspunkt bilden erwerbstätige Personen mit mindestens neun Stunden vereinbarter Arbeitszeit pro Woche.
- 12 Die obersten und untersten 0,05 % der Lohnverteilung werden abgeschnitten, um die Verteilung zu glätten.

hingewiesen, was unter brutto zu verstehen ist, und das Kindergelder nicht berücksichtigt werden sollen. Allerdings wird, anders als im SOEP, keine Erläuterung dazu gegeben, wie mit dem Entgelt für Überstunden zu verfahren ist. Sonderzahlungen (z. B. Weihnachtsgeld) werden, im Gegensatz zu SIAB und SOEP, nicht abgefragt und sind folglich nicht in den Bruttolöhnen für die BIBB/BAuA-ETB enthalten. Für die Analysen wird die vom BIBB-FDZ gebildete Einkommensvariable genutzt, in welcher alle Missings imputiert wurden (vgl. ALDA/ROHRBACH-SCHMIDT 2011).

In der SIAB wird das Bruttotagesentgelt inklusive Sonderzahlungen für die Beschäftigten vom Arbeitgeber gemeldet. Da die Angaben zu den Löhnen an der Beitragsbemessungsgrenze gekappt sind, wir aber auch für diese Fälle variierende Werte wollen, imputieren wir die entsprechenden Fälle nach dem Verfahren von GARTNER 2005. Die Bruttomonatslöhne berechnen wir, indem wir das Bruttotagesentgelt mit 30,5 multiplizieren.

Das SOEP fragt zunächst nach dem Arbeitsverdienst der Erwerbstätigen im letzten Monat. Dies erfolgt mit dem Hinweis, dass Sonderzahlungen nicht, Entgelte für Überstunden hingegen schon berücksichtigt werden sollen. Eine konkrete Erläuterung, was unter brutto zu verstehen ist wird, wie in der BIBB/BAuA-ETB, ebenfalls gegeben. In den Forschungsdaten des SOEPs sind bereits imputierte Lohnvariablen enthalten, welche dazu dienen die Anzahl der Missings zu verringern (vgl. GOEBEL u. a. 2008, FRICK/GRABKA 2005). Weiterhin werden die Bruttosonderzahlungen (13. und 14. Monatsgehalt, zusätzliches Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld und Gewinnbeteiligungen, Gratifikationen, Prämien) des Vorjahrs abgefragt. Diese teilen wir auf zwölf Monate auf und addieren sie zu den passenden Löhnen des Vorjahrs, die Löhne aus dem Jahr 2006 enthalten also die 2007 abgefragten Sonderzahlungen.

Die wichtigste unabhängige Variable unserer Analysen bildet das Bildungsniveau. Die Messung der Bildungsniveaus unterscheidet sich jedoch zwischen den Datensätzen und musste dementsprechend harmonisiert werden. In der ETB werden bis zu fünf Bildungsabschlüsse erfragt. Um die Reliabilität der Angaben zu erhöhen, fand eine Bereinigung der Angaben durch die Primärforscher statt, dafür wurden u. a. Informationen zu Berufsbezeichnungen, Berufskennziffern, die Ausbildungsdauer und der Ausbildungsort genutzt. Es wurden standardisierte Kriterien aufgestellt, anhand derer eine Umsetzung der Kategorien zum beruflichen Abschluss erfolgte, woran sich eine Einzelfallprüfung anschloss (ROHRBACH-SCHMIDT/HALL 2013, S. 10 f.; ROHRBACH-SCHMIDT 2009, S. 28). Anschließend wird der höchste der genannten Abschlüsse ermittelt und die so entstandene Variable über den Mikrozensus validiert.

Das Bildungsniveau bei SIAB wird von den Arbeitgebern als höchstes Bildungsniveau des Arbeitnehmers in sechs verschiedenen Kategorien gemeldet. Um die Anzahl der fehlenden Werte zu minimieren, haben wir das Imputationsverfahren IP 1 nach FITZENBERGER u. a. (2005) angewendet<sup>13</sup>. Anschließend wurden alle Fälle, welche bei der Variable *stib* den Wert 3 „Meister/Polier“ aufwiesen, auch in der Bildungsvariable entsprechend codiert, weil die Bildungsvariable in der SIAB keine Informationen zu Aufstiegsfortbildungen enthält. Da es sich bei diesem Vorgehen nur um eine Näherung handelt, ist zu erwarten, dass nicht alle Aufstiegsfortbildungsabschlüsse erfasst und diese unterschätzt werden.

Im SOEP wird jede befragte Person bis zum dritten Jahr der Teilnahme nach dem höchsten erreichten Abschluss befragt, anschließend wird jährlich erhoben, ob ein weiterer berufsbil-

---

13 Dieses Imputationsverfahren für Längsschnittdaten basiert auf der Annahme, dass während des Beobachtungszeitraums höhere absolvierte Bildungsabschlüsse ggf. nicht berichtet werden (underreporting) oder zu diesem Item keine Auskunft gegeben wird (missing). Es wird hingegen nicht angenommen, dass ein höheres Bildungsniveau angegeben wird als das tatsächlich erreichte (overreporting). Daraus resultiert eine Methode, die fehlende Werte ergänzt und vorhandene Werte korrigiert und so das höchste erzielte Bildungsniveau ermittelt (vgl. FITZENBERGER u. a. 2005).

dender Abschluss erworben wurde und, wenn ja, um welchen Abschluss es sich dabei handelt. Um die Anzahl der Missings auf der Bildungsvariable zu reduzieren, wurden von uns alle Missings ersetzt, falls eine befragte Person bereits zu einem früheren Zeitpunkt einen gültigen Abschluss erlangt hat und in diesem Fall von dem Primärforschern als ‚mit konsistenter Bildungsangabe‘ klassifiziert wurde. Wir gehen also davon aus, dass einmal erreichte Abschlüsse bestehen bleiben.

Zur Abgrenzung der zentralen Bildungsqualifikationsniveaus im deutschen Berufsbildungssystem und um eine ausreichend hohe Besetzungstärke in unserer Analyse zu erzielen, haben wir die Bildungsvariablen so zusammengefasst, dass diese jeweils vier Ausprägungen aufweisen: (1) kein beruflicher Bildungsabschluss (Un-/Angelernte); (2) betriebliche/schulische Berufsausbildung; (3) Aufstiegsfortbildungen (z. B. Meister/Techniker/Fachwirte) und (4) Hochschulabschluss (Universitäts- oder Fachhochschulabschluss). Welche konkreten Abschlüsse sich für die einzelnen Datenquellen in diesen Kategorien subsumieren, kann Tabelle 4 entnommen werden.

Die Operationalisierung und Harmonisierung aller weiteren unabhängigen Variablen erfolgte ebenfalls mit dem Ziel, höchstmögliche Vergleichbarkeit der drei Datensätze zu erreichen. Im Anhang A 8.2 werden alle Variablen und die entsprechenden Anpassungsschritte zusammengefasst. Aufgrund der Unterschiedlichkeit der Datensätze ist es uns nicht in allen Fällen gelungen, die Variablen einander komplett anzugleichen. So sind etwa die Wirtschaftszweige der SIAB und des SOEP in der WZ1993 codiert, während sie in der ETB in der WZ2003 vorliegen. Aus diesem Grund wurden die Wirtschaftszweige der ETB anhand der 2-Steller-Codes den elf Abschnitten der WZ1993 zugeordnet, sodass eine maximale Vergleichbarkeit erreicht wird. Bei der Definition einer Nebentätigkeit besteht ebenfalls ein Unterschied zwischen den Datensätzen. In der BIBB/BAuA-ETB und im SOEP zählen alle bezahlten Tätigkeiten als Nebentätigkeit, bei den SIAB Daten dagegen ‚nur‘ solche Tätigkeiten, die sozialversicherungspflichtig sind. Weiterhin kann das Jahr der ersten Erwerbstätigkeit in der SIAB datensatzbedingt nicht vor 1975 liegen, wohingegen in den beiden anderen Datensätzen keine Beschränkung vorliegt, dies kann zu Unterschieden bei der Berechnung der Betriebs- und Arbeitsmarkterfahrung führen. Dagegen ist es möglich, dass für einen Teil der Personen in der SIAB das Jahr der ersten Erwerbstätigkeit als zu früh eingeschätzt wird, da im Gegensatz zu den anderen Datensätzen die betriebliche Ausbildung auch als Erwerbstätigkeit gezählt wird. Schließlich konnte die Betriebsgröße nicht für alle Datensätze in gleiche Kategorien eingeteilt werden, weil sich die Betriebsgrößenklassen in der BIBB/BAuA-ETB und im SOEP überschneiden (vgl. auch Anhang A 8.2). Darüber hinaus wurden in der BIBB/BAuA-ETB nach Beschäftigten inklusive Auszubildenden gefragt, in der SIAB wurden zudem auch geringfügige und ruhende Beschäftigungsverhältnisse gemeldet, und im SOEP wird nicht genau spezifiziert, was mit Beschäftigten gemeint ist.

Trotz der genannten, verbliebenen Unterschiede zwischen den Datensätzen, ist es uns gelungen, die BIBB/BAuA-ETB, die SIAB und das SOEP soweit zu harmonisieren, dass sie miteinander vergleichbar sind. Dafür sprechen auch die im folgenden Abschnitt 5.2 dargestellten Deskriptionen der Datensätze.

Tabelle 4: Operationalisierung der Bildungsvariablen

	BIBB/BAuA-ETB	SIAB	SOEP
<b>Kein beruflicher Bildungsabschluss</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ keine berufliche Ausbildung und kein Studium abgeschlossen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Volks-/Hauptschule/mittlere Reife oder gleichwertige Schulbildung, ohne abgeschlossene Berufsausbildung;</li> <li>▶ mit Abitur, ohne abgeschlossene Berufsausbildung</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ kein Berufsabschluss; derzeit in Ausbildung</li> </ul>
<b>Betriebliche/schulische Berufsausbildung</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ betriebliche Berufsausbildung oder Lehre;</li> <li>▶ schulische Berufsausbildung;</li> <li>▶ Beamtenausbildung für die Laufbahn des öffentlichen Dienstes</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Volks-/Hauptschule/mittlere Reife oder gleichwertige Schulbildung, mit abgeschlossener Berufsausbildung;</li> <li>▶ mit Abitur und abgeschlossener Berufsausbildung</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Lehre, Facharbeiterabschluss;</li> <li>▶ Berufsfachschule;</li> <li>▶ Handelsschule;</li> <li>▶ Schule des Gesundheitswesens</li> </ul>
<b>Aufstiegsfortbildungen</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Fortbildungsabschluss zum Meister, Techniker, Betriebs-, Fachwirt, Fachkaufmann</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Volks-/Hauptschule/mittlere Reife oder gleichwertige Schulbildung, mit abgeschlossener Berufsausbildung, wenn stib=3;</li> <li>▶ mit Abitur und abgeschlossener Berufsausbildung wenn stib=3</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Fachschule (z. B. Meister-, Technikerschule)</li> </ul>
<b>Hochschulabschluss</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Fachhochschulabschluss (Ingenieurhochschule);</li> <li>▶ Universitätsabschluss (Pädagogische, technische Hochschule, Pädagogisches Institut (DDR));</li> <li>▶ Referendariat, 2. Staatsexamen, 3. Staatsexamen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Fachhochschulabschluss;</li> <li>▶ Hochschulabschluss</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Universitäts-, Hochschulabschluss;</li> <li>▶ Promotion, Habilitation;</li> <li>▶ Duales Studium, Berufsakademie,</li> <li>▶ Ingenieurschule,</li> <li>▶ Lehrerbildung, DDR: Ingenieur und Fachschulabschluss</li> </ul>

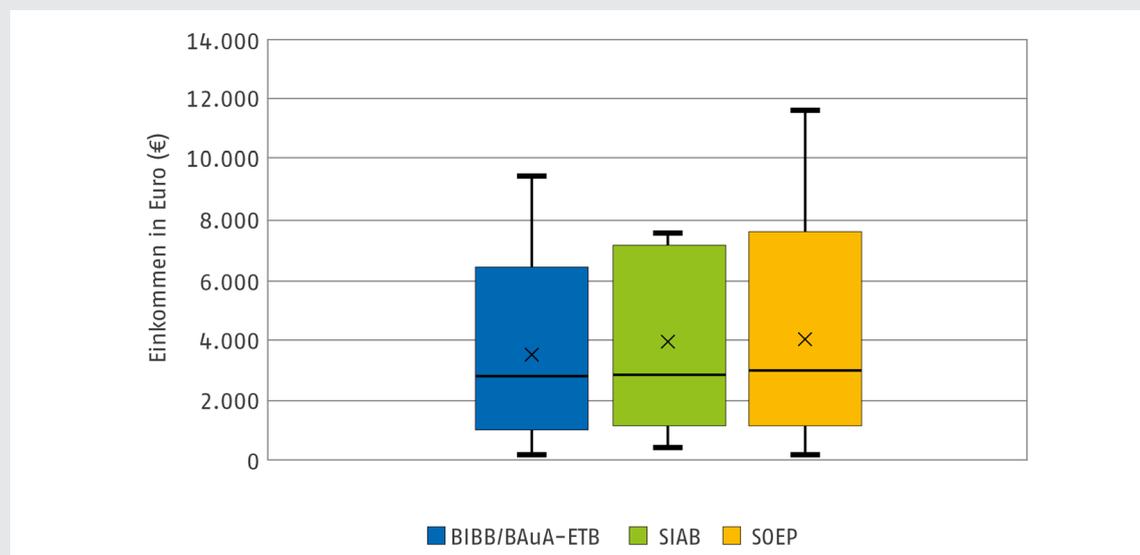
Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SIAB V7510; SOEP v32

## 5.2 Deskription der Datensätze

Die Übersicht der deskriptiven Ergebnisse der drei Datensätze (vgl. Tabelle 5) liefert erste Hinweise auf bestehende Unterschiede und Gemeinsamkeiten. Die Fallzahlen der Datensätze variieren erheblich: mit 366.475 Fällen bildet der SIAB-Datensatz die mit Abstand größte der drei Stichproben, gefolgt von der BIBB/BAuA-ETB mit 9.948 und dem SOEP mit 4.982 Fällen.

Der durchschnittliche Bruttomonatslohn, unsere zentrale abhängige Variable, ist in allen drei Datensätzen in etwa gleich hoch; er liegt in der BIBB/BAuA-ETB bei rund 2.771 €, im SOEP bei ca. 2.971 € und in der SIAB liegt er mit 2.871 € genau dazwischen. Die Löhne streuen in den betrachteten Datensätzen zwischen 1.307 € (BIBB/BAuA-ETB) und 1.495 € (SOEP). Die Standardabweichung ist damit ähnlich hoch. Abbildung 1 gibt die Lohnverteilung als Boxplot-Diagramm wieder. Der Abbildung lässt sich entnehmen, dass im SOEP die Lohnspreizung stärker als bei der BIBB/BAuA-ETB und den SIAB Daten ausfällt. Das Lohnmaximum liegt im SOEP deutlich höher (knapp unter 11.000 €), während in der SIAB das Lohnminimum und -maximum kaum von der Box abweicht und sich somit um die mittleren Quartile (d. h. 25 % und 75 %-Quantil) verteilt. Ein Grund für das deutlich höhere Lohnmaximum im SOEP kann in der 2002 gezogenen Hocheinkommensstichprobe liegen, welche explizit das Ziel hatte, höhere Einkommen besser abbilden zu können (FRICK u. a. 2007). Die Lohnminima sind in allen drei Datensätzen ähnlich niedrig. Die Mediane der Bruttomonatslöhne, gekennzeichnet durch eine waagerechte Linie im Plot, sind ebenfalls nahezu identisch.

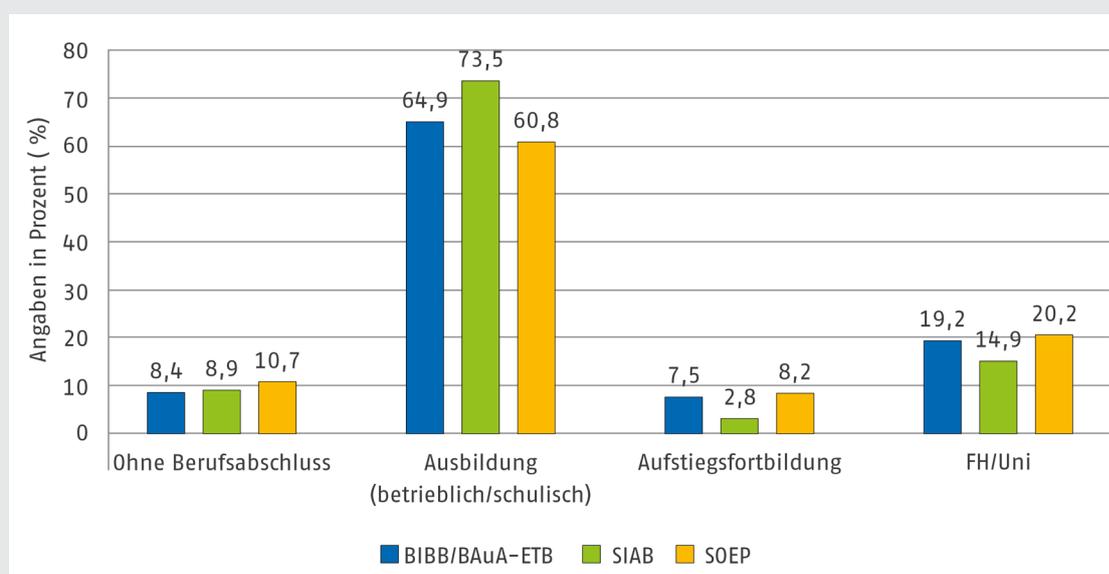
**Abbildung 1: Verteilung des Bruttomonatslohns in den drei Datenquellen für das Berichtsjahr 2006**



Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006 (gewichtet); SIAB V7510; SOEP v32 (gewichtet); eigene Darstellung und Berechnungen.

Wirft man einen Blick auf die Verteilung von Bildungsniveaus (vgl. Abbildung 2) über die Datenquellen hinweg, ist zu erkennen, dass die mit Abstand größte Bildungsgruppe erwartungsgemäß die Erwerbstätigen mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung darstellen (etwa 65–75 %). Personen mit einem tertiären Bildungsabschluss (zwischen 15 und 20 %) sind in allen drei Datenquellen am zweithäufigsten vertreten. Die mit Abstand kleinste Bildungsgruppe bilden Erwerbstätige ohne einen beruflichen Bildungsabschluss und die Aufstiegsfortbildungsabsolventen.

Abbildung 2: Verteilung der Bildungsniveaus in den drei Datenquellen für das Berichtsjahr 2006



Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006 (gewichtet); SIAB V7510; SOEP v32 (gewichtet); eigene Darstellung und Berechnungen.

Zwischen den Datensätzen zeigt sich ein prozentualer Unterschied für die einzelnen Bildungsgruppen. In der SIAB fallen der geringe prozentuale Anteil der Aufstiegsfortbildungsabsolventen und gleichzeitig hohe Anteil der Erwerbstätigen mit einer Berufsausbildung auf. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass in der SIAB nicht direkt abgefragt wird, ob eine Aufstiegsfortbildung abgeschlossen wurde, sondern über die Stellung im Beruf nachträglich zugeordnet wird. Dadurch ließen sich, zumindest zum Teil, prozentuale Diskrepanzen von etwa fünf Prozentpunkten für die Aufstiegsfortbildungsabsolventen und knapp 13 Prozentpunkten für die beruflich Ausgebildeten erklären. Trotz der unterschiedlichen Stichprobengröße der drei Datenquellen fällt die relationale Verteilung der Bildungsgruppen annähernd vergleichbar aus.

Bei Betrachtung der Kontrollvariablen fällt auf, dass es an den Stellen zu Unterschieden kommt, bei denen die Harmonisierung nicht problemlos gelungen ist. So ist die Betriebszugehörigkeit in der SIAB um ca. 34 Prozent niedriger als bei den beiden anderen Stichproben (siehe Tabelle 5). Dies liegt darin begründet, dass der Beginn der Betriebszugehörigkeit in der SIAB aufgrund der Datenstruktur nicht vor 1975 liegen kann (vgl. Kapitel 4.2), wohingegen das BIBB/BAuA-ETB und SOEP keine zeitliche Restriktion aufweisen.

Ein weiterer augenfälliger Unterschied zwischen SIAB und den beiden anderen Datensätzen betrifft die Nebentätigkeit. So übten im Jahr 2006 weniger als ein Prozent der Vollzeitbeschäftigten in der SIAB neben ihrer Hauptbeschäftigung eine Nebentätigkeit aus, wohingegen es im SOEP vier und in der BIBB/BAuA-ETB drei Prozent sind. Der Grund für den sehr geringen Anteil in der SIAB ist, dass nur sozialversicherungspflichtige statt aller beruflichen Tätigkeiten beachtet werden.

Für das Alter, das Geschlecht, die Region, die Staatsangehörigkeit, die Betriebsgröße, den Beruf und den Wirtschaftszweig lassen sich keine auffälligen Unterschiede feststellen. Alles in allem sind sich die BIBB/BAuA-ETB, SIAB und das SOEP soweit ähnlich, dass ein Vergleich der qualifikatorischen Bildungsrenditen dieser drei Datensätze als gerechtfertigt erscheint.

Tabelle 5: Deskription der ausgewählten Datensätze für das Berichtsjahr 2006

	ETB	SIAB	SOEP
Fallzahl	9.948	366.475	4.970
Alter in Jahren	40,50	41,11	41,45
▶ Standardabweichung	10,58	10,46	10,43
Betriebszugehörigkeit in Monaten	134,47	88,21	130,04
▶ Standardabweichung	113,52	88,87	114,34
Arbeitsmarktzugehörigkeit in Monaten	230,35	191,33	228,81
▶ Standardabweichung	133,33	102,57	131,00
<b>Anteil in %</b>			
Männer	68,12	65,94	68,61
West	83,52	85,18	84,73
Deutsch	90,79	93,60	91,56
Keine Nebentätigkeit	96,51	99,70	95,59
<b>Betriebsgröße, Anteil in %</b>			
<20 Personen	24,84	23,76	22,27
20–100 Personen	29,73	27,15	20,06
100–200 Personen	14,35	12,66	10,88
>200 Personen	31,08	36,43	46,79
<b>Berufe in %</b>			
Industrielle Arbeiter	1,29	1,91	1,87
Handwerker	8,14	7,90	7,72
Naturwissenschaftler	4,54	3,40	5,01
Gesundheitsberufe	5,25	5,89	6,14
(Allg.) Dienstleistungsberufe	2,92	3,51	4,23
<b>Wirtschaftszweige in %</b>			
Landwirtschaft	3,54	2,81	3,00
Verarbeitendes Gewerbe	32,78	29,96	31,56
Handel	10,97	14,06	11,61
Öffentliche Verwaltung	5,56	5,32	5,22
Gesundheitswesen	9,57	8,87	10,65

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006 (gewichtet); SIAB V7510; SOEP v32 (gewichtet); eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkung: Die ausgewiesenen Werte sind auf zwei Nachkommastellen gerundet.

### 5.3 Methoden

Zur Ermittlung der qualifikatorischen Bildungsrenditen für die zuvor dargelegten Analyse Datensätze werden in unserer Studie OLS (Ordinary Least Squares) Regressionsmodelle im Querschnitt geschätzt. Sowohl in klassischen Ansätzen zur Ermittlung von Renditen für die Investition in Bildung (bspw. MINCER 1974) als auch im aktuellen Forschungsstand (vgl. A 8.1) kristallisiert sich die Berechnung von OLS-Regressionen als probate Methode zur Berechnung von qualifikatorischen Bildungsrenditen heraus.

Das klassische Mincer-Grundmodell bestimmt die qualifikatorische Bildungsrendite anhand der beiden Regressoren Bildungsjahre und der Berufserfahrung (CARD 1999), dafür steht dieses Modell in der Kritik, weil es wesentliche Elemente zur Erklärung von Bildungsprämien nicht berücksichtigt (z. B. REILICH 2013, S. 14f.). Deshalb schätzen wir in unserer Studie ein Modell mit einem breiteren Spektrum an erklärenden Variablen, um eine höhere Erklärungskraft zu erzielen und deren Einfluss auf die qualifikatorischen Bildungsrenditen zu kontrollieren. Unser verwendetes Modell basiert auf der folgenden Gleichung:

$$y = \beta_0 + \kappa_t + \varepsilon_t$$

Da wir annehmen, dass die Störterme der Beobachtungen innerhalb von Berufen<sup>14</sup> aber nicht zwischen den Berufen korrelieren, schätzen wir unsere Regressionen mit clusterrobusten Standardfehlern für Berufe. Der logarithmierte<sup>15</sup> Bruttomonatslohn ( $y$ ) bildet in der Lohnregression die zentrale abhängige Variable, die durch eine Reihe von unabhängigen Variablen erklärt wird. Die unabhängigen Variablen werden in der Gleichung als Vektor ( $\kappa$ ) zum Erhebungszeitpunkt ( $t$ ) zusammengefasst. In unsere Lohnregression fließen insgesamt neun erklärende Variablen ein. Wir nehmen an, dass individuelle Merkmale der Erwerbstätigen in der Stichprobe, wie der höchste erreichte Ausbildungsabschluss, das Geschlecht, die Nationalität, der ausgeübte Beruf, die Arbeitsmarkterfahrung<sup>16</sup>, ob eine Nebentätigkeit ausgeübt wird oder nicht und die Dauer der Betriebszugehörigkeit, die qualifikatorische Bildungsrendite beeinflussen. Darüber hinaus werden betriebspezifische Merkmale und ihr Einfluss auf die qualifikatorischen Bildungsrenditen untersucht. Dazu zählt die Branche, in der jemand tätig ist, die Größe des Betriebs und die Region (Ost/West), in welcher der Arbeitsort liegt. Das Residuum ( $\varepsilon_t$ ) bzw. die Restkomponente beschreibt jenen unerklärten Anteil (d. h. unerklärte Varianz) des Modells, den wir nicht durch unsere unabhängigen Variablen modellieren können. Zusammengefasst bilden die beschriebenen Elemente unser Modell zur Bestimmung von qualifikatorischen Bildungsrenditen.

Es ist davon auszugehen, dass die geschätzten qualifikatorischen Bildungsrenditen noch durch eine Reihe weiterer Merkmale verzerrt werden, die unser Modell nicht misst. So fließen beispielsweise Effekte der Selbstselektion, konjunkturelle Einflüsse, nicht beobachtete

14 Gemäß WEEDEN (2002) trägt der Beruf maßgeblich zur Lohnbildung bei. Berufe unterscheiden sich jedoch hinsichtlich des Lohnniveaus, das Berufsausübende generieren (z. B. HAUPT 2016, S. 20). Folglich müssen wir annehmen, dass jeder Beruf einen individuellen Standardfehler (d. h. streut in der jeweiligen Stichprobe unterschiedlich stark) produziert, und verwenden in unserem Modell deshalb keinen einheitlichen Standardfehler für alle Berufe.

15 Das monatliche Bruttoeinkommen wird in allen drei Datensätzen logarithmiert, um eine Normalverteilung zu erzielen und die Regressionskoeffizienten in Prozent (d. h. als qualifikatorische Bildungsrendite) interpretieren zu können.

16 Für eine Übersicht der verwendeten unabhängigen Variablen (vgl. A 8.2). Das Alter wird, aufgrund von Multikollinearität mit Betriebszugehörigkeit und Arbeitsmarkterfahrung, nicht in unser Regressionsmodell aufgenommen. Zudem sind die verwendeten Merkmale besser geeignet, Erfahrung, die zu Produktivitätssteigerung führt, zu messen.

Personen<sup>17</sup>- und Berufseffekte nicht in unser Modell ein. Da es uns primär um einen Vergleich der qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen verschiedenen Datenquellen geht und nicht die exakte und unverzerrte Bestimmung oder Kausalitäten im Analysefokus stehen, bleiben wir bei der Berechnung einfacher OLS-Regressionen. Wir erachten dies als angemessene Methode, da wir nicht davon ausgehen, dass die beschriebenen potenziellen Fehlerquellen systematisch zwischen den Datensätzen variieren bzw. die Verzerrungen in den Datenquellen in etwa ähnlich auftreten und somit ein Vergleich der qualifikatorischen Bildungsrenditen unter den bereits ausgeführten Populations- und Modellspezifikationen möglich ist.

Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse des Vergleichs der qualifikatorischen Bildungsrenditen werden mehrere Modelle mit variierender Anzahl an Kovariaten berechnet, u. a. das Mincer-Grundmodell. Darüber hinaus wird das Modell getrennt für Männer und Frauen geschätzt, um mögliche Verzerrungen durch eine unterschiedliche Geschlechterzusammensetzung der Datensätze ausschließen zu können. Schließlich wird das Modell ergänzend für das Jahr 2010 (SIAB und SOEP) bzw. 2012 (BIBB/BAuA-ETB und SOEP) berechnet, um etwaige Jahresunterschiede identifizieren zu können.

## 5.4 Multivariate Ergebnisse

Zunächst haben wir mittels OLS-Regressionen die qualifikatorischen Bildungsrenditen für die ausgewählten, harmonisierten Datenquellen geschätzt. Es zeigte sich, dass unsere mithilfe einer vergleichbaren Untersuchungspopulation, einem analog modellierten Regressionsmodell und identischen Kontrollvariablen ermittelten qualifikatorischen Bildungsrenditen wesentlich geringere Schwankungen aufweisen, als der Literaturüberblick zunächst vermuten ließ.

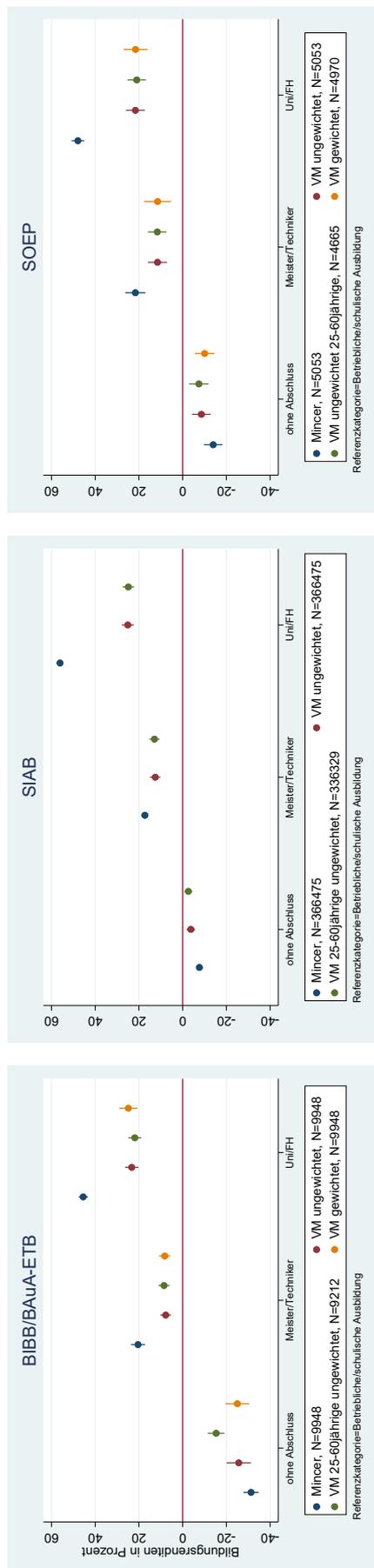
Die Unterschiede zwischen SIAB und SOEP liegen für alle Bildungsniveaus zwischen drei und sechs Prozentpunkten, wobei die Renditen im SOEP jeweils höher liegen als in der SIAB (vgl. Abbildung 3, Volles Modell [VM] ungewichtet und Tabelle 6). Die Unterschiede der Abstände zwischen den Bildungsniveaus sind ebenfalls ähnlich, zwischen keinem beruflichen Bildungsabschluss und einer Aufstiegsfortbildung stimmen sie mit 17 bzw. 19 Prozentpunkten nahezu überein; zwischen der Aufstiegsfortbildung und einem Hochschulabschluss unterscheiden sich die Abstände lediglich um zwei Prozentpunkte. Insgesamt lässt sich konstatieren, dass SIAB und SOEP durchaus vergleichbare qualifikatorische Bildungsrenditen aufweisen.

Etwas anders stellt sich der Vergleich mit der BIBB/BAuA-ETB dar; die Renditen der Personen ohne beruflichen Bildungsabschluss sind mit  $-26$  Prozent wesentlich niedriger als in der SIAB ( $-4$  Prozent) und im SOEP ( $-9$  %) (vgl. Abbildung 3, VM ungewichtet und Tabelle 6). Daraus resultierend ist auch der Abstand zu den Aufstiegsfortbildungen mit 34 Prozentpunkten höher als in den beiden anderen Datensätzen. Im Zuge der auffällig niedrigen Renditen für Un-/Angelernte haben wir auch eine Reihe struktureller Merkmale der Erwerbstätigen ohne beruflichen Bildungsabschluss für die drei Datensätze ausgewertet (vgl. Anhang A 8.4). Dazu zählen u. a. das Durchschnittsalter, die Arbeitsmarkterfahrung und die geschlechtsspezifische Zusammensetzung dieser Bildungsgruppe. Allerdings förderte dies keine substanziellen Unterschiede, die die Differenz in den qualifikatorischen Bildungsrenditen erklären könnten, zutage. Für die beiden Datenquellen BIBB/BAuA-ETB und das SOEP, die über ein differenzierteres Variablen-set verfügen, haben wir weitere Strukturmerkmale berücksichtigt. Es stellte sich heraus, dass sich die beiden Datensätze im Hinblick auf die berufliche Anforderung und daraus resultierende Mismatching sowie die Einarbeitungszeit unterscheiden<sup>18</sup>. Im Verlauf der Analysen

17 In Kapitel 6.2 werden für SIAB und SOEP Panelmodelle gerechnet, bei denen zusätzlich unbeobachtete Personeneffekte modelliert werden.

18 Die Ergebnisse stellen wir auf Anfrage gerne zur Verfügung.

Abbildung 3: Qualifikatorische Bildungsrenditen nach der Stellung im Beruf für das Jahr 2012



Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

stellte sich heraus, dass diese Merkmale keinen erheblichen Einfluss auf die Unterschiede in den ermittelten Bildungsrenditen haben und werden an dieser Stelle nicht gesondert berichtet.

Die Renditen für die zwei anderen Bildungsniveaus in der BIBB/BAuA-ETB liegen ähnlich hoch wie in SIAB und SOEP. Die größte Abweichung zwischen BIBB/BAuA-ETB und SIAB ist, wie schon in der deskriptiven Verteilung der Bildungsniveaus, bei den Aufstiegsfortbildungen zu beobachten und beträgt fünf Prozentpunkte. Die geringste Abweichung findet sich beim Hochschulabschluss mit einem Prozentpunkt im Vergleich zum SOEP. Der Abstand zwischen diesen beiden Abschlüssen in der BIBB/BAuA-ETB beträgt 15 Prozentpunkte und ist damit ähnlich hoch wie in SIAB (zwölf Prozentpunkte) und SOEP (zehn Prozentpunkte). Die Erklärungskraft des vollen Modells liegt mit 53 Prozent (BIBB/BAuA-ETB) bzw. 59 Prozent (SIAB und SOEP) recht hoch. Das bedeutet, dass mehr als die Hälfte der Lohnunterschiede durch unsere unabhängigen Variablen erklärt werden. Die übrigen Regressionskoeffizienten (siehe Anhang A 8.3) unterscheiden sich in ihrer Höhe kaum voneinander.

Eine mögliche Ursache für Unterschiede der qualifikatorischen Bildungsrenditen für Personen ohne beruflichen Bildungsabschluss zwischen der BIBB/BAuA-ETB und den beiden anderen Datensätzen könnte sein, dass die Bruttolöhne in der BIBB/BAuA-ETB keine Sonderzahlungen enthalten. Für den Fall, dass vor allem Erwerbstätige ohne beruflichen Abschluss in besonderem Maße von Sonderzahlungen profitierten, ließen sich die niedrigeren Renditen der BIBB/BAuA-ETB gegenüber den anderen Datensätzen erklären. Um dies zu testen, wurden die Analysen des SOEP ohne Sonderzahlungen wiederholt<sup>19</sup>. Es zeigt sich allerdings, dass die qualifikatorischen Bildungsrenditen für Erwerbstätige ohne beruflichen Abschluss im Modell ohne Sonderzahlungen<sup>20</sup> zwar sinken, aber nur um zwei Prozentpunkte. Die fehlenden Sonderzahlungen sind demnach nicht ursächlich für die Abweichung in den qualifikatorischen Bildungsrenditen.

**Tabelle 6: Qualifikatorische Bildungsrenditen für das volle, ungewichtete Modell 2006**

Betriebliche/schulische Berufsausbildung	BIBB/BAuA-ETB	SIAB	SOEP
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,26	-0,04	-0,09
Aufstiegsfortbildungen	0,08	0,13	0,12
Hochschulabschluss	0,23	0,25	0,22
R <sup>2</sup>	0,53	0,59	0,59
N	9.948	366.475	5.053

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SIAB V7510; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Die ausgewiesenen Werte der Koeffizienten sind auf zwei Nachkommastellen gerundet. Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant.

Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse wurden für alle Datensätze verschiedene Modellspezifikationen gerechnet. Um den Einfluss möglicherweise unähnlicher Drittvariablen zu minimieren, wurde ein Mincer-Modell unter Kontrolle der Betriebszugehörigkeit und der Arbeitsmarkterfahrung (sowie deren Quadraten) berechnet. Erwartungsgemäß liegen die Beiträge der Renditen in diesem Modell höher, da diese durch Ausschluss weiterer erklärender Variablen eher überschätzt werden. Augenfällig ist, dass die qualifikatorischen Bildungsrendi-

19 Für die SIAB ist es nicht möglich die Sonderzahlungen von den Bruttomonatslöhnen zu trennen.

20 Die Ergebnisse dieses Modells stellen wir auf Anfrage gerne zur Verfügung.

**Tabelle 7: Qualifikatorische Bildungsrenditen der ausgewählten Datensätze, volles Modell nach Geschlechtern getrennt für das Berichtsjahr 2006**

Betriebliche/schulische Berufsausbildung	BIBB/BAuA-ETB	SIAB	SOEP
<b>Frauen</b>			
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,24***	-0,02	-0,12**
Aufstiegsfortbildungen	0,08***	0,07	0,05
Hochschulabschluss	0,21***	0,23***	0,21***
R <sup>2</sup>	0,50	0,49	0,54
N	3.760	124.831	1.688
<b>Männer</b>			
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,24***	-0,05***	-0,06**
Aufstiegsfortbildungen	0,08***	0,12***	0,13***
Hochschulabschluss	0,25***	0,26***	0,21***
R <sup>2</sup>	0,55	0,63	0,61
N	6.188	241.644	3.365

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006 (gewichtet); SIAB V7510; SOEP v32 (gewichtet); eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Die ausgewiesenen Werte sind auf zwei Nachkommastellen gerundet. Interpretation der Signifikanzniveaus: \*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$

ten für einen Hochschulabschluss im Mincer-Modell gegenüber dem vollen Modell (d. h. mit allen Kovariaten) stark steigen, wohingegen die Renditen für Erwerbstätige ohne beruflichen Abschluss dem vollen Modell wesentlich ähnlicher sind (vgl. Abbildung 3). Besonders ausgeprägt ist der Anstieg der Rendite der Hochschulabsolventen in der SIAB, diese steigt bis auf 60 Prozent an, wodurch sich der Abstand zu den Renditen der beiden anderen Datensätze vergrößert. Dies hat zur Folge, dass die Renditen der Hochschulabsolventen in der SIAB weniger mit denen in der BIBB/BAuA-ETB und im SOEP vergleichbar sind.

Als weitere Modellspezifikation wurde die Untersuchungspopulation auf 25- bis 60-Jährige beschränkt, um zu überprüfen, ob sich qualifikatorische Bildungsrenditen für diese eingegrenzte Gruppe an Erwerbstätigen ebenfalls unterscheiden. Zudem wurden die Modelle für die BIBB/BAuA-ETB und das SOEP gewichtet berechnet. Abbildung 3 ist zu entnehmen, dass diese Anpassungen keinen Einfluss auf die Höhe und die Vergleichbarkeit der qualifikatorischen Bildungsrenditen haben. Eine Ausnahme hiervon bildet die Rendite der Personen ohne einen beruflichen Bildungsabschluss, diese steigt in der BIBB/BAuA-ETB im Modell der 25- bis 60-Jährigen gegenüber dem vollen ungewichteten Modell um elf Prozentpunkte auf – 15 Prozent an. Dadurch gleichen sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen der BIBB/BAuA-ETB und den beiden anderen Datensätzen an. Die Unterschiede in den qualifikatorischen Bildungsrenditen der Un-/Angelernten scheint demnach in den Rändern der Altersverteilung ausgeprägter zu sein.

Aufgrund der Tatsache, dass die Löhne zwischen Männern und Frauen variieren (vgl. u. a. BOOCKMANN/STEINER 2006, HAUSMANN u. a. 2015, HINZ/GARTNER 2005), ist es sinnvoll Lohnregressionen getrennt nach dem Geschlecht zu berechnen. Da sich zudem die geschlechtsspezifische Verteilung in unseren drei Datensätzen leicht unterscheidet (vgl. Kapitel 5.2), haben wir die Lohnregressionen separat für Männer und Frauen berechnet (vgl. Tabelle 7). Auf eine Heckman-Korrektur verzichten wir, da die Voraussetzungen für ein entsprechendes Modell

nicht in allen drei ausgewählten Datensätzen erfüllt werden<sup>21</sup>. Bei Betrachtung der nach dem Geschlecht getrennt berechneten Regressionsmodelle fällt auf, dass in der SIAB die Frauen ohne beruflichen Bildungsabschluss gegenüber den Frauen mit beruflichem oder schulischem Abschluss keinen signifikanten Lohnmalus erhalten. Dagegen weisen Frauen ohne einen beruflichen Bildungsabschluss in der BIBB/BAuA-ETB und im SOEP nur geringfügige Unterschiede zur gesamten Untersuchungspopulation auf. Im Übrigen bleiben die absoluten Unterschiede, die in der gesamten Sample beobachtet werden, bestehen.

Um zu prüfen, ob die Ergebnisse zeitlich stabil sind, wurden die Analysen für die Jahre 2010 bzw. 2012 wiederholt (vgl. Anhang A 8.5). Dadurch stellte sich heraus, dass sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen einander annähern. In der BIBB/BAuA-ETB steigt die Rendite für Erwerbstätige ohne einen beruflichen Bildungsabschluss um neun Prozentpunkte an, während sie im SOEP (2010) und in der SIAB stabil bleibt bzw. im SOEP (2012) sogar leicht sinkt. Die im Jahr 2006 beobachtete Lücke der qualifikatorischen Bildungsrenditen für Personen ohne beruflichen Abschluss zwischen der BIBB/BAuA-ETB auf der einen und SIAB und SOEP auf der anderen Seite schließt sich allerdings nicht. Für die Renditen der Aufstiegsfortbildungsabsolventen und Hochschulabsolventen lassen sich in BIBB/BAuA-ETB und SOEP (2012) leichte Anstiege beobachten, wohingegen die Renditen in der SIAB und dem SOEP (2010) stabil bleiben. Darüber hinaus lässt sich konstatieren, dass die Entwicklungen der Renditen in den Datensätzen über die Zeit nicht parallel verlaufen, sondern, wenn auch zum Teil geringe, Unterschiede aufweisen. Diese Beobachtungen weisen darauf hin, dass es bei der Betrachtung von Bildungsrenditen im Zeitverlauf die Wahl des Datensatzes durchaus eine Rolle spielt.

Nimmt man alle bisherigen Befunde zusammen, lässt sich feststellen, dass bei einer vergleichbaren Untersuchungspopulation und Schätzung eines gleichen Regressionsmodells die qualifikatorischen Bildungsrenditen der BIBB/BAuA-ETB, der SIAB und des SOEP für Aufstiegsfortbildungsabsolventen und Hochschulabsolventen vergleichbar sind. Dies gilt ebenso für die Renditen der Erwerbstätigen ohne beruflichen Bildungsabschluss in SIAB und SOEP. In der BIBB/BAuA-ETB dagegen sind die Renditen der Personen ohne beruflichen Bildungsabschluss wesentlich geringer als in den anderen beiden Datensätzen.

---

21 Bei der Heckman-Korrektur handelt es sich um ein zweistufiges, statistisches Verfahren zur Korrektur von fehlenden Daten bzw. Verzerrungen bei der Stichprobenauswahl (HECKMAN 1979). Ein Selektionsproblem – der Selbstselektionsfehler (self selection bias) – begegnet uns auch bei den nach dem Geschlecht getrennten Lohnregressionen, die zu potenziellen Verzerrungen der geschätzten qualifikatorischen Bildungsrenditen führen können (vgl. dazu ENGELHARDT 1999). Da bspw. die BIBB/BAuA-ETB nur erwerbstätige Frauen und Männer befragt, kann eine Korrektur der Stichprobenauswahl mit dem Heckman-Verfahren, wenn überhaupt, nur schwierig durchgeführt werden. Hierzu würden Informationen über nicht erwerbstätige Personen benötigt.

## 6 Vergleich spezifischer Aspekte der Datensätze

Wie bereits in Kapitel 4.1 ausgeführt, besitzt jeder der ausgewählten Datensätze spezifische Vorteile, die die Anwendung unterschiedlicher methodischer Verfahren erlauben. Diese datensatzspezifischen Vorzüge wurden in den vorangegangenen Analysen nicht gänzlich ausgenutzt, da sie nicht mit der Harmonisierung bzw. der Modellspezifikation vereinbar waren.

Aus diesem Grund werden in diesem Kapitel nur jeweils zwei der Datensätze miteinander verglichen, um die Analysepotenziale der einzelnen Datenquellen weiter ausschöpfen zu können. Zunächst erweitern wir in einem ersten Schritt die Grundgesamtheit der BIBB/BAuA-ETB und des SOEP und nehmen neben den abhängig Beschäftigten auch Beamte, Selbstständige und Freiberufler sowie Teilzeitbeschäftigte in unsere Untersuchungspopulation auf. Abgeleitet aus den resultierenden Ergebnissen betrachten wir in einem zweiten Schritt die Arbeitszeit in der BIBB/BAuA-ETB und im SOEP näher. In einem dritten Schritt nutzen wir das Längsschnittdesign von SIAB und SOEP und berechnen Panelregressionen zur Bestimmung der qualifikatorischen Bildungsrenditen.

### 6.1 Erweiterte Grundgesamtheit: BIBB/BAuA-ETB und SOEP

Bei der Analyse der BIBB/BAuA-ETB und des SOEP ist eine Begrenzung der Untersuchungspopulation auf Vollzeitbeschäftigte nicht zwingend erforderlich. Da die Arbeitsstunden der Befragten ebenfalls erhoben wird, ist es möglich ihren Einfluss auf die qualifikatorischen Bildungsrenditen zu kontrollieren. Darüber hinaus enthalten beide Datensätze neben Arbeitern und Angestellten auch Beamte, Selbstständige und Freiberufler, welche in die Betrachtungen der qualifikatorischen Bildungsrenditen einbezogen werden können.

Wir schätzen mit der erweiterten Grundgesamtheit nochmals eine OLS-Regression mit cluster-robusten Standardfehlern für Berufe. Als abhängige Variable dient erneut der logarithmierte Bruttomonatslohn, wobei für das SOEP die Sonderzahlungen nicht berücksichtigt werden. Das bisherige Modell wird durch die Kontrollvariablen für Vollzeit vs. Teilzeit, die Stellung im Beruf sowie die tatsächliche Arbeitszeit ergänzt. Um möglichst aktuelle Ergebnisse zu erhalten, nutzen wir jeweils die Datensätze aus dem Jahr 2012.

Der Analysedatensatz der BIBB/BAuA-ETB 2012 enthält insgesamt 17.629 Personen von denen etwa 31 Prozent in Teilzeit arbeiten. Der größte Teil der Erwerbstätigen fällt mit 11.747 auf die Angestellten, gefolgt von 2.732 Arbeitern, 1.709 Selbstständigen und Freiberuflern und schließlich 1.441 Beamten. Der Analysedatensatz des SOEP 2012 enthält insgesamt 14.307 Fälle, von denen ebenfalls ca. 31 Prozent in Teilzeit arbeiten. Den größten Teil der Erwerbstätigen stellen, wie in der BIBB/BAuA-ETB, die Angestellten mit 8.876. Davon abgesehen, zeigen sich zwischen den beiden Datensätzen Unterschiede in der Verteilung der einzelnen Berufsstellungen. Während die Anzahl der befragten Arbeiter mit 3.565 im SOEP wesentlich größer ausfällt als in der BIBB/BAuA-ETB, sind in der Untersuchungspopulation mit 734 wesentlich weniger Selbstständige und Freiberufler vertreten als in der BIBB/BAuA-ETB 2012. Die Anzahl der Beamten befindet sich mit 1.132 etwa in der Größenordnung der BIBB/BAuA-ETB 2012. Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass sich die Struktur der beiden Datensätze hinsichtlich der Stellung im Beruf unterscheidet.

Schaut man sich nun die qualifikatorischen Bildungsrenditen beider Datensätze im Vergleich an (vgl. Tabelle 8), wird deutlich, dass sie sich kaum voneinander unterscheiden. Auffäll-

**Tabelle 8: Qualifikatorische Bildungsrenditen mit erweiterter Grundgesamtheit für das Berichtsjahr 2012**

Betriebliche/schulische Berufsausbildung	BIBB/BAuA-ETB	SOEP
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,10	-0,13
Aufstiegsfortbildungen	0,08	0,13
Hochschulabschluss	0,22	0,24

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2012; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant. Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet.

**Tabelle 9: Qualifikatorische Bildungsrenditen mit erweiterter Grundgesamtheit ohne Arbeitszeit für das Berichtsjahr 2012**

Betriebliche/schulische Berufsausbildung	BIBB/BAuA-ETB	SOEP
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,16	-0,11
Aufstiegsfortbildungen	0,09	0,10
Hochschulabschluss	0,24	0,22

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2012; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant. Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet.

lig ist zudem, dass die Renditen für Erwerbstätige ohne beruflichen Abschluss nur noch drei Prozentpunkte auseinanderliegen und in der BIBB/BAuA-ETB sogar höher sind als im SOEP. Die Koeffizienten der Kontrollvariablen (vgl. Anhang A 8.6) unterscheiden sich erneut kaum voneinander. Eine Ausnahme bilden die Stellung im Beruf und die Arbeitszeit.

Um die Unterschiede zu den Ergebnissen aus Kapitel 5.4 genauer zu analysieren, berechnen wir zum einen Lohnregressionen getrennt nach der Stellung im Beruf (vgl. Anhang A 8.7) und zum anderen Lohnregressionen ohne die Arbeitszeit. Bei der Betrachtung der qualifikatorischen Bildungsrenditen nach der beruflichen Stellung fällt auf, dass sich die Koeffizienten für die BIBB/BAuA-ETB und für das SOEP für Selbstständige und Arbeiter mit Hochschulabschluss deutlich voneinander unterscheiden. Während in der BIBB/BAuA-ETB Erwerbstätige ohne Abschluss in dieser beruflichen Stellung geringere Renditen erzielen, generieren Selbstständige im SOEP sogar etwa 21 Prozent höhere Erträge als Ausbildungsabsolventen. Die kleine Fallzahl der Selbstständigen im SOEP ( $N=734$ ) beeinflusst die Breite des Konfidenzintervalls und bedingt vermutlich so die Unterschiede zur BIBB/BAuA-ETB. Die Arbeiter mit einem tertiären Bildungsabschluss im SOEP generieren im Vergleich zu Berufsausbildungsabsolventen sogar geringere Renditen. Dies steht zwar im Kontrast zu den theoretischen Annahmen der Humankapital-Theorie, kann aber ebenfalls auf die geringe Fallzahl ( $N=96$ ) zurückgeführt werden. Einen Erklärungsansatz dafür, dass sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen der Personen ohne beruflichen Abschluss annähern, liefern die Ergebnisse nicht, da sich die Renditen der Arbeiter und Angestellten nicht auffällig voneinander unterscheiden.

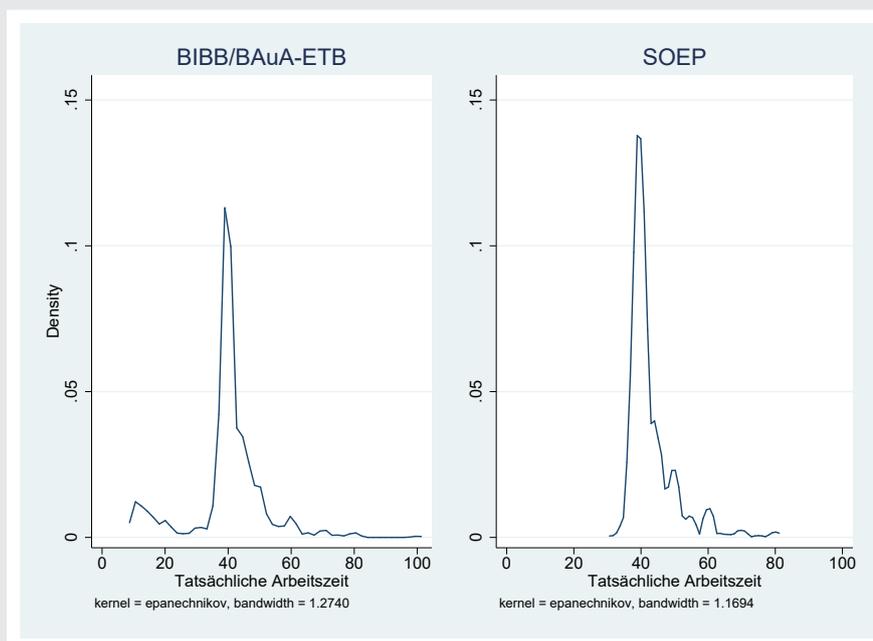
Berechnet man hingegen ein Modell, in welchem nicht für die Arbeitszeit kontrolliert wird (vgl. Tabelle 9), ist deutlich zu erkennen, dass die Renditen für Personen ohne beruflichen Abschluss in der BIBB/BAuA-ETB stärker zurückgehen als im SOEP. Dadurch liegt der Unterschied zwischen den beiden Datensätzen für diese Qualifikationsgruppe wieder bei fünf Pro-

zentpunkten und damit in etwa bei den Werten, die wir für die abhängig Beschäftigten im Jahr 2012 geschätzt haben (BIBB/BAuA-ETB:  $-0,17$ ; SOEP:  $-0,12$ ). Diesem auffälligen Befund gehen wir nach und beschäftigen uns im nächsten Kapitel genauer mit der Arbeitszeit in der BIBB/BAuA-ETB und im SOEP<sup>22</sup>.

## 6.2 Arbeitszeit

Um die Unterschiede in der Arbeitszeit der Personen ohne einen beruflichen Bildungsabschluss zwischen der BIBB/BAuA-ETB und dem SOEP zu untersuchen, ziehen wir erneut die ursprünglichen Datensätze des Jahres 2006 für die abhängig Beschäftigten heran. Ein Vergleich der mittleren, tatsächlichen Arbeitszeit fördert Folgendes zutage: Während die Un-/Angelernten in der BIBB/BAuA-ETB im Mittel 40 Stunden pro Woche arbeiten, tun sie dies im SOEP 43 Stunden. Die Streuung ist in der BIBB/BAuA-ETB mit 11,2 Stunden höher als im SOEP mit 7,4 Stunden. Abbildung 4 verdeutlicht die verschiedenen Verteilungen der Arbeitszeit in den Datensätzen, die vor allem daraus resultiert, dass, obwohl nur Personen mit einer vereinbarten Arbeitszeit von über 35h betrachtet wurden, es in der BIBB/BAuA-ETB bei der tatsächlichen Arbeitszeit zu nicht unerheblichen Unterschreitungen der 35 Stunden kommt. Als mögliche Ursache kommt die Formulierung der Fragebogenitems zur vereinbarten und tatsächlichen Arbeitszeit in Betracht. Ein Abgleich der Frageformulierungen zeigt jedoch eine große Übereinstimmung, womit dieser Aspekt als Ursache entfällt.

Abbildung 4: Dichteplots Arbeitszeit



BIBB/BAuA-ETB 2006; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Um zu prüfen, ob die unterschiedlichen Verteilungen der Arbeitszeit lohnwirksam sind, korrelieren wir die Bruttomonatslöhne mit den Arbeitszeiten, einmal für alle Beschäftigten und einmal nur für diejenigen ohne beruflichen Abschluss. Betrachtet man die Ergebnisse in Tabelle 10, sieht man für alle Beschäftigten zunächst keine auffällig hohen Unterschiede der beiden Korrelationskoeffizienten. Anders verhält es sich dagegen für die Beschäftigten ohne

22 Zur Erinnerung: In der SIAB ist die exakte Arbeitszeit nicht enthalten, weswegen der Datensatz nicht in die Analysen einbezogen werden kann.

**Tabelle 10: Interkorrelation Bruttomonatslohn und Arbeitszeit für das Berichtsjahr 2006**

	BIBB/BAuA-ETB	SOEP
Alle Beschäftigten	0,41	0,27
Beschäftigte ohne beruflichen Abschluss	0,61	0,06

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkung: Die ausgewiesenen Werte sind auf zwei Nachkommastellen gerundet.

einen beruflichen Abschluss, während die Arbeitszeit und der Bruttomonatslohn in der BIBB/BAuA-ETB sehr stark miteinander zusammenhängen (rund 0,6), tun sie dies im SOEP praktisch gar nicht (0,1).

Den Einfluss dieser Unterschiede in unseren multivariaten Analysen schätzen wir mit unserem vollen ungewichteten Regressionsmodell für die Berichtsjahre 2006 und 2012. Diesmal wird allerdings die Arbeitszeit als zusätzliche erklärende Variable aufgenommen. Erinnern wir uns an unsere Analysen aus Kapitel 5.4: Die BIBB/BAuA-ETB gibt für Personen ohne beruflichen Bildungsabschluss um 22 (SIAB) bzw. 17 (SOEP) Prozentpunkte geringere qualifikatorischen Bildungsrenditen aus. Nehmen wir in unser ursprüngliches Modell für die BIBB/BAuA-ETB die tatsächliche Arbeitszeit als Kontrollvariable auf, passiert im SOEP nichts – die Renditen bleiben gleich. In der BIBB/BAuA-ETB dagegen steigen die qualifikatorischen Bildungsrenditen für Personen ohne beruflichen Abschluss um zehn Prozentpunkte an (vgl. Tabelle 11), wodurch der Abstand zu den anderen beiden Datensätzen zwar nicht verschwindet, aber auf 12 bzw. 7 Prozentpunkte sinkt. Ein Blick auf die Erklärungskraft des Modells, unter Kontrolle der tatsächlichen Arbeitszeit, offenbart für die BIBB/BAuA-ETB eine substantielle Veränderung. Im Gegensatz zum Modell ohne Berücksichtigung der tatsächlichen Arbeitszeit (vgl. Tabelle 6) steigt das  $R^2$  um 11 Prozentpunkte für die BIBB/BAuA-ETB im Berichtsjahr 2006. Durch Aufnahme der Arbeitszeit in das Modell werden demnach 64 Prozent der Streuung im Modell erklärt. Für das SOEP steigt das  $R^2$  hingegen nur um zwei Prozent. Daraus folgt, dass die Arbeitszeit in der BIBB/BAuA-ETB einen entscheidenden Beitrag zur Erklärung der qualifikatorischen Bildungsrenditen liefert, also lohnwirksam ist.

**Tabelle 11: Qualifikatorische Bildungsrenditen mit Arbeitszeit**

Betriebliche/schulische Berufsausbildung	BIBB/BAuA-ETB 2006	SOEP 2006	BIBB/BAuA-ETB 2012	SOEP 2012	SIAB 2006	SIAB 2010
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,16	-0,09	-0,12	-0,12	-0,04	-0,09
Aufstiegsfortbildungen	0,06	0,12	0,09	0,11	0,13	0,11
Hochschulabschluss	0,21	0,22	0,24	0,23	0,25	0,25
N	9.948	5.053	9.421	6.883	366.475	369.212
R <sup>2</sup>	0,64	0,59	0,63	0,62	0,59	0,59

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006 und 2012; BIBB/BAuA-ETB 2012; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant. Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet.

Tabelle 12: Qualifikatorische Bildungsrenditen mit und ohne Arbeitszeit im trunkierten Modell

Betriebliche/schulische Berufsausbildung	Ohne Arbeitszeit		Mit Arbeitszeit	
	BIBB/BAuA-ETB	BIBB/BAuA-ETB	BIBB/BAuA-ETB	BIBB/BAuA-ETB
	2006	2012	2006	2012
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,16	-0,12	-0,15	-0,11
Aufstiegsfortbildungen	0,08	0,10	0,07	0,10
Hochschulabschluss	0,23	0,25	0,22	0,24
N	9.652	9.252	9.652	9.236
R2	0,56	0,57	0,58	0,59

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; BIBB/BAuA-ETB 2012; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant. Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet.

Tabelle 13: Qualifikatorische Bildungsrenditen für 25- bis 60-Jährige mit Arbeitszeit

Betriebliche/schulische Berufsausbildung	BIBB/BAuA-	SOEP	SIAB	BIBB/BAuA-	SOEP	SIAB
	ETB 2006	2006	2006	ETB 2012	2012	2010
Kein beruflicher Bil- dungsabschluss	-0,11	-0,07**	-0,03	-0,11	-0,09	-0,02
Aufstiegsfortbildungen	0,07	0,12	0,13	0,09	0,10	0,13
Hochschulabschluss	0,20	0,21	0,25	0,25	0,23	0,25
N	9.212	4.665	336.329	8.720	5.468	336.581
R2	0,63	0,59	0,59	0,62	0,60	0,58

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; BIBB/BAuA-ETB 2012; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant. Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet. Interpretation der Signifikanzniveaus: \*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$ .

Bisher haben wir in unserem Modell nur die Arbeitszeit für die Erwerbstätigen in Vollzeit untersucht. Doch möglicherweise ist ein Teil der Renditendifferenzen auf die Teilzeitbeschäftigten zurückzuführen. Es ist denkbar, dass die Abgrenzung von Voll- und Teilzeit in beiden Datensätzen nicht übereinstimmt, also Personen in der BIBB/BAuA-ETB als Vollzeit klassifiziert werden, welche im SOEP noch als Teilzeitkräfte eingeordnet werden (und umgekehrt). Deswegen ermitteln wir die qualifikatorischen Bildungsrenditen für abhängig Beschäftigte in Voll- und Teilzeit für die Berichtsjahre 2006 und 2012 jeweils mit und ohne die tatsächlich geleistete Arbeitszeit (vgl. Anhang A 8.8). Durch die Berücksichtigung der Teilzeitbeschäftigten erzielen wir sowohl für die BIBB/BAuA-ETB als auch für das SOEP eine deutlich größere Untersuchungspopulation. Ein Blick auf die Koeffizienten der Regressionsmodelle offenbart, dass die qualifikatorischen Bildungsrenditen für das Modell mit der Arbeitszeitvariablen durchweg niedriger liegen als beim Modell ohne Kontrolle der Arbeitszeit. Im Vergleich mit dem Modell für die Vollzeitbeschäftigten (vgl. Tabelle 11) fällt auf, dass die qualifikatorischen Bildungsrenditen durch die Berücksichtigung der Teilzeitbeschäftigten um bis zu vier Prozentpunkte (Personen mit Hochschulabschluss im SOEP 2006) niedriger ausfallen. Während sich die Unterschiede zwischen den Datensätzen durch die Erweiterung um die Teilzeitbeschäftigten nicht egalisieren. Das Arbeitsverhältnis (Vollzeit/Teilzeit) beeinflusst demnach ebenfalls die Höhe der erzielten qualifikatorischen Bildungsrendite.

Abschließend gehen wir der Frage nach, was mit den qualifikatorischen Bildungsrenditen in der BIBB/BAuA-ETB passiert, wenn man die Verteilung der Arbeitszeit aus Abbildung 4 für die BIBB/BAuA-ETB trunkiert und alle Werte unterhalb des SOEP-Minimums (31,8 Stunden pro Woche) abschneidet. Tabelle 12 zeigt deutlich, dass die Trunkierung der Arbeitszeit einen ähnlichen Effekt hat, wie deren Aufnahme ins Modell. Schneidet man die unteren Ausreißer der Arbeitszeit ab, beträgt die qualifikatorische Bildungsrendite für Personen ohne beruflichen Abschluss im Modell ohne Arbeitszeit – 16 Prozent (BIBB/BAuA-ETB 2006), was einen Abstand zum SOEP von sieben Prozentpunkten bedeutet. Für die Berichtsjahre 2006 und 2012 liegen die Bildungsrenditen für Un-/Angelernte im trunkierten Modell damit genauso hoch, wie unter Kontrolle der Arbeitszeit (vgl. Tabelle 11). Nimmt man die Arbeitszeit zusätzlich in das trunkierte Modell auf, sinkt die qualifikatorische Bildungsrendite der Un-/Angelernten lediglich um einen Prozentpunkt. Wiederholt man die Berechnung für 2012 findet man ähnliche Befunde. Die qualifikatorischen Bildungsrenditen der Personen ohne einen beruflichen Abschluss sind in der BIBB/BAuA-ETB und dem SOEP mit – 12 Prozent sogar identisch und unterscheiden sich nur um einen Prozentpunkt, wenn man zusätzlich zur Trunkierung die Arbeitszeit als Kontrollvariable aufnimmt.

Wir können feststellen, dass die Arbeitszeit vor allem für die Un-/Angelernten in der BIBB/BAuA-ETB einen entscheidenden Einfluss auf die qualifikatorischen Bildungsrenditen hat. Insbesondere extrem niedrige Arbeitszeiten, die trotz einer Vollzeitbeschäftigung unter 30,8 Stunden liegen, drücken die qualifikatorischen Bildungsrenditen für Personen ohne einen beruflichen Abschluss. Kontrolliert man die Ausreißer durch Aufnahme der Arbeitszeit oder Trunkierung eben dieser, nähern sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen der Un-/Angelernten zwischen BIBB/BAuA-ETB und SIAB sowie SOEP deutlich an. Die Frage danach, warum sich die tatsächlichen Arbeitszeiten zwischen BIBB/BAuA-ETB und SOEP unterscheiden, kann an dieser Stelle nicht geklärt werden und bleibt zukünftigen Forschungsarbeiten vorbehalten.

Da wir in Kapitel 5.4 festgestellt haben, dass sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen angleichen, wenn man die Untersuchungspopulation auf die 25- bis 60-Jährigen begrenzt, haben wir unser Modell mit der Arbeitszeit auch für diese Altersgruppe berechnet. Wir sehen, dass sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen BIBB/BAuA-ETB 2006 und SOEP 2006 zunehmend annähern und für die Un-/Angelernten nur noch vier Prozentpunkte auseinanderliegen (vgl. Tabelle 13), sie erreichen also ein ähnliches Niveau. Im Jahr 2012 liegen die qualifikatorischen Bildungsrenditen der Un-/Angelernten der beiden Datensätze nur noch zwei Prozentpunkte auseinander. Berechnet man die qualifikatorischen Bildungsrenditen für die eingeschränkte Grundgesamtheit auch mit den SIAB-Daten (natürlich ohne Berücksichtigung der Arbeitszeit), zeigt sich, dass die Renditen der Un-/Angelernten nur noch neun statt ursprünglich 22 Prozentpunkte größer sind als in der BIBB/BAuA-ETB.

### 6.3 Panelmodelle: SIAB und SOEP

Ein Vorteil der SIAB und des SOEP ist, dass es sich jeweils um Längsschnittdatensätze handelt und Panelanalysen möglich sind, die für unbeobachtete Personeneffekte kontrollieren. Diese Analysemöglichkeit wollen wir nutzen und prüfen, ob die qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen SIAB und SOEP auch bei einer anderen Methode als der OLS-Regression vergleichbar sind.

Uns geht es darum, die Unterschiede in den qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen den Bildungsniveaus zu berechnen und nicht die Prämie, die erzielt werden kann, wenn ein höherer Abschluss erworben wird. Wir betrachten Bildung daher als zeitinvariantes Merkmal. Dies ist bei der Auswahl eines geeigneten Panelmodells entscheidend. Um die Panelstruktur

eines Datensatzes optimal zu nutzen, ist es erstrebenswert *Within*-Vergleiche anzustellen, da diese unverzerrte Schätzer auch bei unbeobachteter personenspezifischer Heterogenität liefern (vgl. BRÜDERL 2010). Damit wäre das Fixed Effects Model das Modell der Wahl. Allerdings hat das Fixed Effects Model den Nachteil, dass zeitinvariante Merkmale nicht gemessen werden können, wodurch es für unsere Zwecke nicht geeignet ist. Das Random Effects Model wiederum trifft die Annahme, dass die unbeobachteten personenspezifischen Effekte ( $\alpha_i$ ) nicht mit den gemessenen personenspezifischen Effekten ( $\chi_{it}$  und  $c_i$ ) korrelieren dürfen und normalverteilt sein müssen, es muss also gelten:

$$(1) \quad \text{cov}(\chi_{it} | \alpha_i) = 0 \text{ und } \alpha_i | \chi_{it}, c_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$$

Um die Informationen aus den zeitvarianten Merkmalen unverzerrt zu schätzen und die Koeffizienten für die zeitinvarianten Variablen dennoch bestimmen zu können, berechnen wir für beide Datensätze ein Hybridmodell (ALLISON 2009, SCHUNK/PERALES 2017, SCHUNK 2013), welches das Random und Fixed Effects Model miteinander kombiniert. Dazu werden die zeitvarianten Variablen in zwei Teile geteilt, in einen *Within*- und einen *Between*-Teil, welche zusammen mit den zeitinvarianten Variablen in ein Random Effect Modell aufgenommen werden. Unser Modell wird folgendermaßen spezifiziert:

$$(2) \quad y_{it} = \beta_0 + \beta(\chi_{it} - \bar{\chi}_i) + \gamma \bar{\chi}_i + \delta c_i + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Der Vektor  $\beta$  enthält die Fixed-Effect-Schätzer des Modells, also die *Within*-Effekte als personenspezifische Abweichung vom Mittelwert über alle Personen hinweg. Die geschätzten Effekte sind auch dann unverzerrt, wenn (1) nicht zutrifft. Der Vektor  $\gamma$  beinhaltet die *Between*-Effekte der zeitvarianten Merkmale. Der Vektor  $\delta$  umfasst die Schätzer des Random-Effect-Teils, er ist nur unverzerrt, wenn (1) zutrifft.  $\varepsilon_{it}$  ist der Fehlerterm und folgt den üblichen Annahmen – er muss normalverteilt und exogen (d. h. unkorreliert mit den erklärenden Variablen) sein.

Für die von uns geschätzten qualifikatorischen Bildungsrenditen wird die Modellannahme (1) wahrscheinlich verletzt, d. h. die Koeffizienten der Bildungsniveaus sind ggf. verzerrt. Es ist anzunehmen, dass z. B. Interessen und Fähigkeiten sowohl mit dem Bildungsniveau als auch mit dem Einkommen korrelieren. Da jedoch zu erwarten ist, dass diese Annahme für beide Datensätze gleichermaßen gilt und unser Ziel nicht die Bestimmung möglichst unverzerrter Schätzer für die qualifikatorischen Bildungsrenditen ist, sondern der Vergleich selbiger zwischen den Datensätzen, halten wir die Wahl des Modells dennoch für geeignet<sup>23</sup>.

Für unsere Panelanalysen betrachten wir in beiden Datensätzen den Zeitraum von 2005 bis 2010. Wir nehmen alle bereits in Kapitel 5.3 aufgeführten Kontrollvariablen in das Modell auf. Die abhängige Variable ist erneut der Bruttomonatslohn, an dieser Stelle allerdings inflationsbereinigt mit 2010 als Basisjahr.

Betrachtet man die mittels Hybridmodell<sup>24</sup> berechneten qualifikatorischen Bildungsrenditen, fällt auf, dass die Abstände zur Referenzkategorie zunehmen, was bedeutet, dass qualifikatorische Bildungsrenditen in unseren OLS-Modellen in SIAB und SOEP im Vergleich unterschätzt werden. Die Abstände der qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen den beiden Datensätzen liegen mit drei bis fünf Prozent (vgl. Tabelle 14) ähnlich hoch wie bei den OLS-

23 Eine Möglichkeit, unverzerrte und kausale Schätzer zu berechnen, könnte über einen Instrumentalvariablenansatz (IV) erfolgen. Allerdings benötigt man dazu geeignete Instrumente, die zwar hoch mit den Bildungsniveaus, aber nicht mit dem Einkommen korrelieren. Darüber hinaus können auch IV-Schätzer noch verzerrt sein. CARD (1999) argumentiert, dass IV-Schätzer für bestimmte Subgruppen geeigneter sind als für andere (siehe auch ICHINO/WINTER-EBMER 1999 oder BECKER/SIEBERN-THOMAS 2007).

24 Wir haben zur Kontrolle auch ein Correlated Random Effects Model berechnet, die Ergebnisse unterscheiden sich nicht von den Hybridmodellen. Die entsprechenden Outputs stellen wir auf Anfrage gern zur Verfügung.

Tabelle 14: Qualifikatorische Bildungsrenditen Panelmodelle für den Berichtszeitraum 2005–2010

Betriebliche/schulische Berufsausbildung	SIAB	SOEP
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,09	-0,14
Aufstiegsfortbildungen	0,10	0,13
Hochschulabschluss	0,27	0,31

Quellen: SIAB V7510; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant. Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet.

Modellen. Ebenso weist das SOEP jeweils höhere Werte auf als die SIAB. Auch am Gesamtbefund, dass die Renditen mit jedem höheren Bildungsniveau steigen, ändert sich in den Panelmodellen nichts. Die Vergleichbarkeit der qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen SIAB und SOEP bleibt auch unter der Verwendung von Hybridmodellen bestehen.

Die Kontrollvariablen (vgl. Anhang A 8.9) gleichen einander in den meisten Fällen. Unterschiede gibt es wenn, dann im *Between*-Teil der zeitvarianten Variablen. Besonders groß sind die Unterschiede beim Arbeitsort, welcher im SOEP einen wesentlich stärkeren Effekt hat als in der SIAB. Aber auch die Ausübung eines Nebenjobs und in geringerem Maße die Betriebsgröße weisen unterschiedlich große Effekte auf.

Es bleibt festzuhalten, dass die Vergleichbarkeit der qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen SIAB und SOEP bei Panelanalysen bestehen bleibt, sofern die Untersuchungspopulation gleich ist und das Modell gleich spezifiziert wird.

## 7 Fazit

Den Ausgangspunkt unserer Analyse bildete die Frage danach, inwieweit (falls überhaupt) sich qualifikatorische Bildungsrenditen in verschiedenen Datenquellen miteinander vergleichen lassen. Und: Inwiefern die Wahl des Datensatzes und mit den damit verbundenen Datenstrukturen die Höhe der qualifikatorischen Bildungsrenditen beeinflusst. Den Anreiz für diese Forschungsfrage leiteten wir aus der bestehenden Forschungsliteratur ab, in welcher eine ganze Reihe von Datensätzen mit verschiedenen methodischen Ansätzen und erklärenden Variablen analysiert werden und dabei keine übereinstimmenden Renditen für die Bildungsqualifikationsniveaus ermitteln. Wir haben untersucht, ob qualifikatorische Bildungsrenditen datensatzspezifische Abweichungen aufweisen und ob dies auf die Struktur der Datensätze zurückgeführt werden kann.

Für unseren Vergleich nutzten wir die BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung, die Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien und das Sozio-oekonomische Panel. Die drei Datensätze wurden von uns auf ein einheitliches Analysesample von abhängigen Vollzeitbeschäftigten zwischen 18 und 25 Jahren reduziert und auf der Variablenebene soweit wie möglich harmonisiert. Die deskriptive Auswertung der Datensätze zeigte, dass sowohl die Bruttomonatslöhne als auch die Bildungsniveaus und die Kontrollvariablen so ähnlich verteilt sind, dass ein multivariater Vergleich der qualifikatorischen Bildungsrenditen gerechtfertigt erscheint.

Zur Bestimmung der qualifikatorischen Bildungsrenditen schätzten wir eine OLS-Regression mit clusterrobusten Standardfehlern für die Berufe. Es stellte sich heraus, dass die berechneten qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen SIAB und SOEP zwar nicht gleich, aber durchaus vergleichbar sind. Für die BIBB/BAuA-ETB gilt dies nur eingeschränkt, da die Renditen für Erwerbstätige ohne beruflichen Abschluss 22 bzw. 17 Prozentpunkte unter denen von SIAB und SOEP liegen. Dieses Ergebnis ist robust gegenüber der Variablenreduktion im Modell (Mincer-Modell), der getrennten Bestimmung der Renditen nach dem Geschlecht und der Veränderung des Untersuchungszeitraums (2010 und 2012).

Um die Ergebnisse zu untermauern, haben wir die Datensatzspezifika der BIBB/BAuA-ETB, SIAB und des SOEP genutzt und je zwei Datensätze miteinander verglichen, um zu überprüfen, ob die gefundenen Ähnlichkeiten und Unterschiede bestehen bleiben. Zunächst haben wir die Untersuchungspopulation von BIBB/BAuA-ETB und SOEP um Teilzeiterwerbstätige, Beamte, Selbstständige und Freiberufler erweitert. Die entsprechenden Analysen verdeutlichen, dass die tatsächliche Arbeitszeit in den beiden Datensätzen entscheidenden Einfluss auf die Bestimmung der qualifikatorischen Bildungsrenditen von Un-/Angelernten nimmt. Aus diesem Grund haben wir selbige näher betrachtet. Es zeigte sich, dass es in der BIBB/BAuA-ETB Erwerbstätige ohne beruflichen Abschluss gibt, die vereinbart über 35 Stunden, aber tatsächlich wesentlich weniger arbeiten. Schließt man diese Ausreißer aus oder nimmt die tatsächliche Arbeitszeit bei der BIBB/BAuA-ETB ins Modell auf, nähern sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen der Un-/Angelernten im Vergleich zum SOEP deutlich an.

Zur Berechnung der qualifikatorischen Bildungsrenditen für eine homogenere Gruppe, haben wir die Untersuchungspopulation zusätzlich auf die 25- bis 60-Jährigen begrenzt. Dadurch sind nur noch Erwerbstätige enthalten, die theoretisch altersbedingt einen tertiären Bildungsabschluss erzielen können, und Personen, die sich in der Übergangsphase ins Rentensystem etwa in Altersteilzeit befinden, werden exkludiert. Dem über- oder unterreprä-

sentiert sein von bestimmten Personengruppen wird durch die Altersbeschränkung zusätzlich entgegengewirkt. Die Altersgruppe der 25- bis 60-Jährigen umfasst zudem Erwerbstätige, die sich in ähnlichen Beschäftigungssituationen, z. B. im Hinblick auf die Beschäftigungsstabilität befinden und die Erwerbstätigkeit einen zentralen Stellenwert einnimmt. Für die 25- bis 60-jährigen Beschäftigten nähern sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen der Un-/Angelernten zwischen BIBB/BAuA-ETB 2006 und SOEP 2006 sogar auf vier Prozentpunkte an, was die zuvor getroffene Annahme bekräftigt.

Um die Panelstruktur von SIAB und SOEP zu nutzen, berechneten wir ergänzend für beide Datensätze ein Hybridmodell. Die so bestimmten qualifikatorischen Bildungsrenditen sind zwar höher als ihre Pendanten der OLS-Regression, der Abstand zueinander unterscheidet sich jedoch kaum. Es zeigt sich, dass die gefundenen Ähnlichkeiten von SIAB und SOEP auch bei einer anderen Methode als OLS bestehen bleiben.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die Wahl des Datensatzes die berechneten qualifikatorischen Bildungsrenditen beeinflussen kann. Konzentriert man sich auf abhängig Beschäftigte, die einen beruflichen Abschluss haben, so spielt die Wahl des Datensatzes (zwischen BIBB/BAuA-ETB, SIAB und SOEP) keine Rolle. Die Entscheidung für einen Analysedatensatz kann anhand des jeweiligen Auswertungsinteresses und der datensatzspezifischen Vorteile getroffen werden. Stehen allerdings Erwerbstätige ohne beruflichen Abschluss im Fokus des Interesses, gilt es zu bedenken, dass mit der BIBB/BAuA-ETB niedrigere Renditen zu erwarten sind. An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass unsere empirischen Befunde zeigen, dass es sich bei den Un-/Angelernten per se um eine sehr heterogene Personengruppe handelt. Im Gegensatz zu den drei anderen Bildungsniveaus (Ausbildung, Aufstiegsfortbildung, Uni/FH), fehlt ein standardisiertes Merkmal in Form eines Zertifikats, das als Abgrenzungskriterium herangezogen werden kann. Die Höhe der qualifikatorischen Bildungsrenditen kann auch durch die Zusammensetzung der Untersuchungspopulation beeinflusst und sogar verzerrt werden, wenn unähnliche Personengruppen miteinander verglichen werden. Wir vermuten, dass dies einer der Gründe für die gefundenen Unterschiede in den qualifikatorischen Bildungsrenditen der Un-/Angelernten ist, wie sie sich in BIBB/BAuA-ETB manifestieren. Im Vergleich zu den beiden anderen Datenquellen, zeigen sich für die Un-/Angelernten höhere Lohnmalusse. Dies bedeutet, dass eine Analyse ebendieser Gruppe von Erwerbstätigen eine präzise Determination für jede einzelne Datenquelle voraussetzt, wer zu dieser Gruppe zählt. Ob nun allerdings die Renditen der BIBB/BAuA-ETB nach unten oder die von SIAB und SOEP nach oben verzerrt sind, können wir an dieser Stelle nicht abschließend beurteilen. Jedoch scheint es für die BIBB/BAuA-ETB ratsam, auch bei der Betrachtung von abhängig Beschäftigten in Vollzeit die Arbeitszeit mit ins Modell aufzunehmen.

Für zukünftige Auswertungen ist es interessant, den von uns betriebenen Datensatzvergleich auf weitere Datensätze, etwa das NEPS, auszuweiten oder aber mit der neuesten Erhebungswelle der BIBB/BAuA-ETB aus dem Jahr 2018 zu untersuchen, ob sich die Renditen der Datensätze weiter angleichen. Ferner ist eine Gegenüberstellung von qualifikatorischen Bildungsrenditen, die mit harmonisierten Datensätzen, aber verschiedenen Methoden bestimmt wurden, sicherlich ein lohnender Ausgangspunkt für zukünftige Forschungsarbeiten zur Vergleichbarkeit von qualifikatorischen Bildungsrenditen. Ein fruchtbarer Ansatz für weitere Forschungsarbeiten könnte auch eine Analyse zur Zusammensetzung der Gruppe der Un-/Angelernten sein, um den Einfluss auf qualifikatorische Bildungsrenditen zu überprüfen.

# Literaturverzeichnis

- ALDA, Holger; ROHRBACH-SCHMIDT, Daniela: Imputation fehlender Werte für die Einkommensvariable in der BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung 2006. Bonn 2011
- ALLISON, Paul D.: Fixed effects regression models. 2009
- ALLMENDINGER, Jutta: Educational Systems and Labor Market Outcomes. In: *European Sociological Review*, 5 (1989), S. 231–250
- AMMERMÜLLER, Andreas; WEBER, Andrea Maria: Educational attainment and returns to education in Germany. 2005
- ANGER, Christina; PLÜNNECKE, Axel; SCHMIDT, Jörg: Bildungsrenditen in Deutschland-Einflussfaktoren, politische Optionen und volkswirtschaftliche Effekte. In: *Institut der deutschen Wirtschaft Köln*, 15 (2010)
- ANTONCZYK, Dirk; DELEIRE, Thomas; FITZENBERGER, Bernd: Polarization and rising wage inequality: comparing the US and Germany. In: *Econometrics*, 6 (2018) 2, S. 20
- BECKER, Gary S.: *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York. 1964
- BECKER, Sascha O.; SIEBERN-THOMAS, Frank: Schooling infrastructure, educational attainment and earnings. 2007.
- BIEWEN, Martin; JUHASZ, Andos: Understanding Rising Income Inequality in Germany, 1999/2000–2005/2006. In: *Review of Income and Wealth*, 58 (2012) 4, S. 622–647
- BILLS, David B.: Credentials, signals, and screens: Explaining the relationship between schooling and job assignment. In: *Review of Educational Research*, 73 (2003) 4, S. 441–449
- BONIN, Holger; FITZENBERGER, Bernd; HILLERICH, Annette: Schule–Berufsausbildung–Arbeitsmarkt. In: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 17 (2016) 3, S. 208–231
- BOOCKMANN, Bernhard; STEINER, Viktor: Cohort effects and the returns to education in West Germany. In: *Applied Economics*, 38 (2006) 10, S. 1135–1152
- BRÜDERL, Josef: Kausalanalysen mit Paneldaten. In: CHRISTOF, Wolf; BEST, Henning (Hrsg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden 2010, S. 963–994
- BUTZ, Marcus: Lohnt sich Bildung noch? In: Berger, Peter A.; Konietzka, Dirk (Hrsg.): *Die Erwerbsgesellschaft*. 2001, S. 95–117
- CARD, David; HEINING, Jörg; KLINE, Patrick: Workplace heterogeneity and the rise of West German wage inequality. In: *The quarterly journal of Economics*, 128 (2013) 3, S. 967–1015
- CARD, David: The causal effect of education on earnings. In: *Handbook of labor economics*, 3 (1999), S. 1801–1863
- CASTELLANO, Rosalia; PUNZO, Gennaro: Patterns of earnings differentials across three conservative European welfare regimes with alternative education systems. In: *Journal of Applied Statistics*, 43 (2016) 1, S. 140–168
- DE LEEUW, Edith D.; HOX, JOOP J.; DILLMAN, DON A.: *International handbook of survey methodology*. New York. 2008.
- DIECKHOFF, Martina: Skills and occupational attainment: a comparative study of Germany, Denmark and the UK. In: *Work, Employment & Society*, 22 (2008) 1, S. 89–108

- EHRL, Philipp: A breakdown of residual wage inequality in Germany: wage decompositions using worker-, plant-, region-, and sector-specific determinants. In: *Oxford Economic Papers* (2016), S. 1–22
- FELBERMAYR, G.; BAUMGARTEN, D.; LEHWALD, S.: Wachsende Lohnungleichheit in Deutschland – Welche Rolle spielt der internationale Handel? Bertelsmann-Stiftung, Gütersloh. 2014.
- FITZENBERGER, Bernd; OSIKOMINU, Aderonke; VÖLTER, Robert: Imputation Rules to Improve the Education in the IAB Employment Subsample. In: *FDZ-Methodenreport*, 3/2005.
- FRICK, Joachim R.; GRABKA, Markus M.: Item nonresponse on income questions in panel surveys: Incidence, imputation and the impact on inequality and mobility. In: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 89 (2005) 1, S. 49–61
- FRICK, Joachim R. u. a.: Zur Erfassung von Einkommen und Vermögen in Haushaltssurveys: Hocheinkommensstichprobe und Vermögensbilanz im SOEP. 2007
- GARTNER, Hermann: The imputation of wages above the contribution limit with the German IAB employment sample. In: *FDZ-Methodenreport*, 2/2005
- GEBEL, Michael; PFEIFFER, Friedhelm: Educational expansion and its heterogeneous returns for wage workers. In: *Schmollers Jahrbuch*, 130 (2010) 1, S. 19–42
- GIESECKE, Johannes; VERWIEBE, Roland: Die Zunahme der Lohnungleichheit in der Bundesrepublik: Aktuelle Befunde für den Zeitraum von 1998 bis 2005. In: *Zeitschrift für Soziologie*, 37 (2008) 5, S. 403–422
- GLITZ, Albrecht; WISSMANN, Daniel: Skill Premiums and the Supply of Young Workers in Germany. 2017
- GLOCKER, Daniela; STORCK, Johanna: Uni, Fachhochschule oder Ausbildung: Welche Fächer bringen die höchsten Löhne? In: *DIW-Wochenbericht*, 79 (2012) 13, S. 3–8
- GOEBEL, Jan u. a.: Mikrodaten, Gewichtung und Datenstruktur der Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP). In: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 77 (2008) 3, S. 77–109
- GÖGSEL, Kathrin: Sinkende Bildungsrenditen durch Bildungsreformen? Evidenz aus Mikrozensus und SOEP. 2007.
- GOLDIN, Claudia; KATZ, Lawrence F: The Origins of Technology-Skill Complementarity. In: *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (1998) 3, S. 693–732
- GOLDIN, Claudia; KATZ, Lawrence F.: Technology, Skill, and the Wage Structure: Insights from the Past In: *The American Economic Review* 86 (1996) 2, S. 252-257
- GROSS, Martin: Individuelle Qualifikation, berufliche Schließung oder betriebliche Lohnpolitik – was steht hinter dem Anstieg der Lohnungleichheit? In: *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 64 (2012) 3, S. 455-478
- HADJAR, Andreas; BECKER, Rolf: Erwartete und unerwartete Folgen der Bildungsexpansion in Deutschland. In: BECKER, Rolf (Hrsg.): *Lehrbuch der Bildungssoziologie*. Wiesbaden 2017
- HAIKEN-DE NEW, John P.; FRICK, Joachim R.: SOEP Desktop Compendium (DTC). Target Population and Samples. 2017. – URL: <http://about.paneldata.org/soep/dtc/sample.html>
- HALL, Anja; SIEFER, Anke; TIEMANN, Michael (2015): BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung 2012 – Arbeit und Beruf im Wandel. Erwerb und Verwertung beruflicher Qualifikationen. suf\_4.0; Forschungsdatenzentrum im BIBB (Hrsg.); GESIS Köln, (Datenzugang); Bonn: Bundesinstitut für Berufsbildung doi:10.7803/501.12.1.1.40
- HALL, Anja; TIEMANN, Michael (2009): BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung 2006 – Arbeit und Beruf im Wandel. Erwerb und Verwertung beruflicher Qualifikationen. suf\_1.0; Forschungsdatenzentrum im BIBB (Hrsg.); GESIS Köln, (Datenzugang); Bonn: Bundesinstitut für Berufsbildung doi:10.4232/1.11072

- HANUSHEK, Eric A. u. a.: Returns to skills around the world: Evidence from PIAAC. In: *European Economic Review*, 73 (2015), S. 103–130
- HAUPT, Andreas: Zugang zu Berufen und Lohnungleichheit in Deutschland. 2016
- HAUSMANN, Ann-Christin; KLEINERT, Corinna; LEUZE, Kathrin: Entwertung von Frauenberufen oder Entwertung von Frauen im Beruf? In: *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 67 (2015) 2, S. 217–242
- HEUERMANN, Daniel: Human capital externalities in Western Germany. In: *Spatial Economic Analysis*, 6 (2011) 2, S. 139–165
- HILLMERT, Steffen u. a.: Projekt: „Ausbildungs- und Berufsverläufe der Geburtskohorten 1964 und 1971 in Westdeutschland“. Dokumentation. In: *Materialien aus der Bildungsforschung*, 79 (2004), S. 1–32
- HINZ, Thomas; GARTNER, Hermann: Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede in Branchen, Berufen und Betrieben. In: *Zeitschrift für Soziologie* (2005), S. 22–39
- ICHINO, Andrea; WINTER-EBMER, Rudolf: Lower and upper bounds of returns to schooling: An exercise in IV estimation with different instruments. In: *European Economic Review*, 43 (1999) 4-6, S. 889–901
- JÄGER, Delia u. a.: Mikrozensus Scientific Use File 2006 Dokumentation und Datenaufbereitung. In: *GESIS Methodenberichte* 1/2009
- LAUER, Charlotte; STEINER, Viktor: Returns to education in West Germany: an empirical assessment. In: *ZEW Discussion Papers*, No. 00-04 (2000)
- MENDOLICCHIO, Concetta; RHEIN, Thomas: The gender gap of returns on education across West European countries. In: *International Journal of Manpower*, 35 (2014) 3, S. 219–249
- MINCER, Jacob: Investment in human capital and personal income distribution. In: *Journal of political economy*, 66 (1958) 4, S. 281–302
- MINCER, Jacob: *Schooling, experience, and earnings*. New York 1974
- MÖLLER, Joachim: Lohnungleichheit – Gibt es eine Trendwende? In: *IAB Discussion Paper*, 9/2016, S. 1–20
- PROTSCH, Paula; SOLGA, Heike: The social stratification of the German VET system. In: *Journal of Education and Work*, 29 (2016) 6, S. 637–661
- REILICH, Julia: Regionale Bildungsrenditen – Von der Methode zur Rendite. In: *Review of Economics*, 63 (2012) 1, S. 84–112
- REILICH, Julia: Regionale Bildungsrenditen und weitere Disparitäten in Deutschland. In: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 33 (2013) 1, S. 49–72
- ROHRBACH-SCHMIDT, Daniela: *The BIBB/IAB- and BIBB/BAuA-Surveys of the Working Population on Qualification and Working Conditions in Germany*. Bonn 2009
- ROHRBACH-SCHMIDT, Daniela; HALL, Anja: *BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung 2012*. Bonn 2013
- SAUER, Carsten; VALET, Peter; LIEBIG, Stefan: Welche Lohnungleichheiten sind gerecht? In: *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 68 (2016) 4, S. 619–645
- SCHUNCK, Reinhard: Within and between estimates in random-effects models: Advantages and drawbacks of correlated random effects and hybrid models. In: *Stata Journal*, 13 (2013) 1, S. 65–76
- SCHUNCK, Reinhard; PERALES, Francisco: Within-and between-cluster effects in generalized linear mixed models: A discussion of approaches and the xthybrid command. In: *Stata Journal*, 17 (2017) 1, S. 89–115

- SHAVIT, Yossi; MÜLLER, Walter: From school to work: a comparative study of educational qualifications and occupational destinations. Oxford 1998
- SOCIO-ECONOMIC Panel (SOEP), data for years 1984–2019, version 32, SOEP, 2015, doi:10.5684/soep.v32
- SPENCE, Michael: Job market signaling. In: The quarterly journal of Economics, 87 (1973) 3, S. 355–374
- SPENCE, Michael: Signaling, screening, and information. In: Rosen, S. (Hrsg.): Studies in labor markets. Chicago 1981, S. 319–375
- TIEDMANN, Birte: Teilzeitbeschäftigung. Dossier Arbeitsmarktpolitik. 2014. – URL: <http://www.bpb.de/politik/innenpolitik/arbeitsmarktpolitik/187795/teilzeitbeschaeftigung?p=all>
- VOM Berge, Philipp; KÖNIG, Marion; SETH, Stefan: Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (SIAB) 1975–2010: Version 1. 2013
- WAGNER, Gert G. u. a.: Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender). In: AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv, 2 (2008) 4, S. 301–328
- WEBER, Max: Wirtschaft und Gesellschaft. Band 1. Tübingen 1925
- WEEDEN, Kim A: Why do some occupations pay more than others? Social closure and earnings inequality in the United States. In: American Journal of Sociology, 108 (2002) 1, S. 55–101

## 8 Anhang

### A 8.1: Literaturüberblick

Studie	Datensatz Untersuchungszeitraum	Theoretischer Hintergrund	Untersuchungspopulation	Methoden	Kontrollvariablen	Bildungsrenditen
Haupt 2016	BIBB/BAuA-ETB 2006	Soziale Schließung	Abhängig Beschäftigte über 15 Jahre, mit einer Wochenarbeitszeit von mindestens zehn Stunden	OLS (mit cluster-robusten Standardfehlern) Abhängige Variable: logarithmierter Brutstundenlohn	Alter, Beschäftigungsdauer, Unternehmensgröße Wirtschaftszweig, Geschlecht, Region  Sonstige: Weiterbildung, Führungsverantwortung, Merkmale Teilarbeitsmarkt, Vertragsart	<b>Referenz: Realschule mit Ausbildung</b>  ▶ kein Abschluss -0,182*** ▶ Hauptschulabschluss ohne Ausbildung -0,141*** ▶ Hauptschulabschluss mit Ausbildung -0,055*** ▶ Realschulabschluss ohne Ausbildung -0,052 ▶ Abitur ohne Ausbildung -0,034 ▶ Abitur mit Ausbildung 0,057*** ▶ Hochschulabschluss 0,28***
Sauer u. a. 2016	SOEP 2009, 2011 und 2013	HK, SBTC, Soziale Schließung	Abhängig Beschäftigte	Gepoolte OLS (mit cluster-robusten Standardfehlern)  Abhängige Variable: logarithmierter Brutstundenlohn	Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeit, Betriebsgröße, Branche, West/Ost, Vollzeit/Teilzeit/geringfügig beschäftigt, Befristung  Sonstige: Einarbeitung, Zeit-/Leiharbeit, Arbeit im erlernten Beruf, Über-/Unterqualifizierung, höchster Schulabschluss,	<b>Referenz: Keine Ausbildung</b>  ▶ Berufliche Ausbildung/Lehre 0,229*** ▶ Fachhochschul-/Universitätsabschluss 0,493***

Studie	Datensatz Untersuchungszeitraum	Theoretischer Hintergrund	Untersuchungspopulation	Methoden	Kontrollvariablen	Bildungsrenditen
Heuermann 2011	SIAB 1975-2001	„Moretti-Modell“ zur Analyse von individueller Produktivität (externe Effekte von Humankapital)	Abhängig Beschäftigte in Vollzeit in Westdeutschland	Panelregression (fixed effects) IV-Schätzer Abhängige Variable: logarithmierter Bruttotageslohn	Alter, Betriebszugehörigkeit, Branchen Geschlecht, Nationalität, Regionen Sonstige: Zwei Interaktionsterme und zwar Anteil hochqualifizierte in Region*hohe Qualifikation und Anteil niedrigqualifizierte in Region*niedrig Qualifiziert ; regionale Kontrollvariablen (Arbeitslosigkeit, Attraktivität, Grundstückspreise), Berufe	<b>Referenz: Abitur</b> <b>Panelregression</b> ▶ Keine Ausbildung -0,015*** ▶ Berufliche Ausbildung 0,048*** ▶ Berufliche Ausbildung und Abitur 0,099** ▶ Fachhochschulabschluss 0,086** ▶ Universitätsabschluss 0,177*** <b>IV-Schätzer</b> ▶ Keine Ausbildung -0,013*** ▶ Berufliche Ausbildung 0,046*** ▶ Berufliche Ausbildung und Abitur 0,099** ▶ Fachhochschulabschluss 0,049** ▶ Universitätsabschluss 0,139***
Anger u. a. 2010	SOEP 2002-2007	HK	Erwerbstätige zwischen 30 und 65 Jahren	OLS Abhängige Variable: logarithmierter Bruttotstundenlohn	Berufserfahrung, Dummy Sekundarstufe II Abschluss	<b>Referenz: Abschluss Sekundarstufe II</b> <b>Westdeutschland</b> ▶ Abschluss Sekundarstufe II 0,256*** ▶ Meister/Techniker 0,459*** ▶ Hochschulabschluss 0,783*** <b>Ostdeutschland</b> ▶ Abschluss Sekundarstufe II 0,256*** ▶ Meister/Techniker 0,199** ▶ Hochschulabschluss 0,033***

Studie	Datensatz Untersuchungszeitraum	Theoretischer Hintergrund	Untersuchungspopulation	Methoden	Kontrollvariablen	Bildungsrenditen
<b>Dieckhoff 2008</b>	European Community Household Panel (für Deutschland Daten des SOEP enthalten) 2000	HK, Queuing Theorie	Erwerbstätige, die mindestens 15 Stunden arbeiten	OLS Abhängige Variable: logarithmierter Brutlohn	Alter, Betriebszugehörigkeit, Branchen, Geschlecht  Sonstige: bisherige Arbeitslosigkeit	<b>Referenz: Sekundarstufe I und berufliche Ausbildung</b> ▶ Abschluss Sekundarstufe I ohne Ausbildung -0,110*** ▶ Abschluss Sekundarstufe II ohne Ausbildung -0,068 ▶ Abschluss Sekundarstufe II mit Ausbildung 0,179*** ▶ Fachhochschulabschluss 1,773*** ▶ Universitätsabschluss 3,268***
<b>Giesecke/Verwiebe 2008</b>	SOEP 1998-2005	HK, SBTC	Abhängig Beschäftigte zwischen 16 und 65 Jahren	OLS Abhängige Variable: logarithmierter Brutlohn	Alter, Betriebszugehörigkeit, Betriebsgröße, Branche, Nationalität, Vollzeit/Teilzeit/geringfügig beschäftigt, Befristung  Sonstiges: Arbeitslosigkeit, EGP	<b>Referenz: niedriges Niveau (CASMIN Stufe 1)</b>  <b>Männer 1998</b> ▶ Mittleres berufliches Niveau (2a, 2c_gen) 0,07** ▶ Mittleres allgemeines Niveau (2b, 2c_voc) 0,05 ▶ Hohes Niveau (3a, 3b) 0,236*** 2005 ▶ Mittleres berufliches Niveau (2a, 2c_gen) 0,02 ▶ Mittleres allgemeines Niveau (2b, 2c_voc) -0,11* ▶ Hohes Niveau (3a, 3b) 0,141***

Studie	Datensatz Unter- suchungszeitraum	Theoretischer Hintergrund	Untersuchungs- population	Methoden	Kontrollvariablen	Bildungsrenditen
						<p><b>Frauen</b> 1998</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Mittleres berufliches Niveau (2a, 2c_gen) 0,125***</li> <li>▶ Mittleres allgemeines Niveau (2b, 2c_voc) 0,194***</li> <li>▶ Hohes Niveau (3a, 3b) 0,311***</li> </ul> <p>2005</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Mittleres berufliches Niveau (2a, 2c_gen) 0,055+</li> <li>▶ Mittleres allgemeines Niveau (2b, 2c_voc) -0,012</li> <li>▶ Hohes Niveau (3a, 3b) 0,266***</li> </ul>
Boockmann/ Steiner 2006	SOEP 1984-1997	HK (Mincer-Modell)	Deutsche Erwerbs- tätige der Geburts- kohorten 1925-1974 ohne Militär, Beamte und den öffentlichen Dienst in West- deutschland	GLS Abhängige Variable: logarithmierter Net- tostundenlohn	Arbeitsmarkterfah- rung, Betriebszuge- hörigkeit, Betriebs- größe, Branche, Bundesländer, Voll- zeit/Teilzeit	<p><b>Referenz: Sekundarstufe ohne Ausbildung</b></p> <p><b>Männer</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Abschluss Sekundar- stufe I mit Ausbildung 0,099</li> <li>▶ Meister/Techniker 0,247</li> <li>▶ Abitur -0,069</li> <li>▶ Abitur und Ausbildung 0,351</li> <li>▶ Fachhochschulabschluss 0,303</li> <li>▶ Universitätsabschluss 0,565</li> </ul> <p><b>Frauen</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Abschluss Sekundar- stufe I mit Ausbildung 0,209</li> <li>▶ Meister/Techniker 0,442</li> <li>▶ Abitur -0,342</li> <li>▶ Abitur und Ausbildung 0,328</li> </ul>

Studie	Datensatz Unter- suchungszeitraum	Theoretischer Hintergrund	Untersuchungs- population	Methoden	Kontrollvariablen	Bildungsrenditen
<b>Ammermüller/ Weber 2005</b>	Subsample des Mikrozensus 2000 & SOEP West: 1985–2002 und Ost: 1992–2002	HK (Mincer-Modell)	Erwerbsbevölkerung ohne Selbstständige zwischen 30 und 60 Jahren	OLS Abhängige Variable: Stundenlöhne	Berufserfahrung	<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Fachhochschulabschluss 0,347</li> <li>▶ Universitätsabschluss 1,274</li> </ul> <p><b>Referenz: kein Abschluss</b></p> <p><b>Männer</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Berufliche Ausbildung 5,33%</li> <li>▶ Abitur 8,28%</li> <li>▶ Tertiärer Bildungs- abschluss 9,67%</li> </ul> <p><b>Frauen</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Berufliche Ausbildung 7,06%</li> <li>▶ Abitur 10,08%</li> <li>▶ Tertiärer Bildungs- abschluss 10,44%</li> </ul>
<b>Butz 2001</b>	Mikrozensus 1982 und 1995	HK, Signaling, Queuing Theorie, Arbeitsmarkt- segmentation	Erwerbstätige in Voll- zeit zwischen 25 und 55 Jahren in West- deutschland	OLS Abhängige Variable: logarithmierter Net- tomonatslohn	Berufserfahrung  Sonstige: Familien- stand, Anzahl der Kinder, Anzahl der verdienenden Perso- nen im Haushalt	<p><b>Referenz: Hauptschulabschluss ohne berufliche Bildung</b></p> <p><b>1982</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Hauptschulabschluss mit Ausbildung 0,142</li> <li>▶ Realschulabschluss ohne Ausbildung 0,315</li> <li>▶ Realschulabschluss mit Ausbildung 0,375</li> <li>▶ Abitur ohne Ausbildung 0,428</li> <li>▶ Abitur mit Ausbildung 0,486</li> <li>▶ Fachhochschulabschluss 0,614</li> <li>▶ Universitätsabschluss 0,735</li> </ul>

Studie	Datensatz Unter- suchungszeitraum	Theoretischer Hintergrund	Untersuchungs- population	Methoden	Kontrollvariablen	Bildungsrenditen
						<b>1995</b> ▶ Hauptschulabschluss mit Ausbildung 0,162 ▶ Realschulabschluss ohne Ausbildung 0,250 ▶ Realschulabschluss mit Ausbildung 0,342 ▶ Abitur ohne Ausbildung 0,340 ▶ Abitur mit Ausbildung 0,465 ▶ Fachschulabschluss 0,652 ▶ Universitätsabschluss 0,749
Lauer/Steiner 2000	SOEP 1984-1997		Abhängig Beschäftig- te zwischen 30 und 60 Jahren in West- deutschland	OLS Abhängige Variable: logarithmierter Brut- tomonatslohn	Arbeitsmarkt- erfahrung	<b>Referenz: kein Abschluss</b>  <b>Männer 1984</b> ▶ Berufliche Ausbildung 0,079 ▶ Meister/Techniker 0,121 ▶ Abitur 0,086 ▶ Fachschulabschluss 0,079 ▶ Universitätsabschluss 0,075 <b>Männer 1997</b> ▶ Berufliche Ausbildung 0,091 ▶ Meister/Techniker 0,057 ▶ Abitur 0,083 ▶ Fachschulabschluss 0,072 <b>Frauen 1984</b> ▶ Berufliche Ausbildung 0,113 ▶ Meister/Techniker 0,155 ▶ Abitur 0,118

Studie	Datensatz Unter- suchungszeitraum	Theoretischer Hintergrund	Untersuchungs- population	Methoden	Kontrollvariablen	Bildungsrenditen
						<ul style="list-style-type: none"> <li>▶ Fachhochschulabschluss 0,104</li> <li>▶ Universitätsabschluss 0,096</li> <li><b>Frauen 1997</b></li> <li>▶ Berufliche Ausbildung 0,080</li> <li>▶ Meister/Techniker 0,114</li> <li>▶ Abitur 0,072</li> <li>▶ Fachhochschulabschluss 0,083</li> <li>▶ Universitätsabschluss 0,088</li> </ul>

## A 8.2 Operationalisierung der unabhängigen Variablen

	BIBB/BAUA-ETB		SIAB		SOEP	
	Messung/Definition	Harmonisierungsschritte	Messung/Definition	Harmonisierungsschritte	Messung/Definition	Harmonisierungsschritte
<b>Variablen:</b> Ausprägung						
<b>Alter:</b> Metrisch in Jahren	Direkte Abfrage des Geburtsjahres und -monats	Altersvariable im Datensatz enthalten	Direkte Meldung des Geburtsjahres	Berechnung des Alters aus Befragungsjahr und Geburtsjahr	Direkte Abfrage des Geburtsjahres und -monats	Berechnung des Alters aus Befragungsjahr und Geburtsjahr
<b>Geschlecht:</b> männlich – weiblich	Direkte Abfrage	Nicht nötig	Direkte Meldung	Nicht nötig	Direkte Abfrage	Nicht nötig
<b>Beruf:</b> 3-Steller KIdB 1988	ETB 2006: Berufliche Tätigkeit wird als offene Abfrage erfragt und vom Erhebungsinstitut (Infratest) u. a. in die KIdB 1988 vercodet (4-Steller)	ETB 2006: Schwach besetzte Berufe werden auf der 3-Steller-Ebene zusammengefasst, Erstellung des 3-Stellers der KIdB 1988	Ausgeübte Tätigkeit wird vom Arbeitgeber in KIdB1988 geschlüsselt und gemeldet	Schwach besetzte Berufe werden auf der 3-Steller Ebene zusammengefasst, Erstellung des 3-Stellers der KIdB 1988	Berufliche Tätigkeit wird als offene Abfrage erfragt und vom Erhebungsinstitut (Infratest) in die KIdB 1992 vercodet (4-Steller)	Umschlüsselung des KIdB 1992 4-stellers in den KIdB 1988 3-steller, Schwach besetzte Berufe werden auf der 3-steller Ebene zusammengefasst
<b>Wirtschaftszweige:</b> 11 Kategorien in WZ2003 bzw. WZ1993	ETB 2006: Wird als offene Abfrage erfragt und vom Erhebungsinstitut (Infratest)	Zusammenfassen in 11 Kategorien	Wird als Betriebsmerkmal in der WZ2003 gemeldet	Zusammenfassen in 11 Kategorien	Wird als offene Abfrage erfragt und vom Erhebungsinstitut (Infratest) in die WZ1993 vercodet (2-Steller)	Zusammenfassen in 11 Kategorien

## SOEP

## SIAB

## BIBB/BAUA-ETB

	in die WZ2003 vercodet (2-Steller)								
	ETB 2012: Wird als offene Angabe erfragt und vom Erhebungsinstitut (Infratest) u. a. in die WZ2003 vercodet (2-Steller)								
<b>Betriebszugehörigkeit:</b>	Direkte Abfrage der Jahreszahl seit wann bei jetzigem Arbeitgeber bzw. Betrieb beschäftigt auch quadriert	Berechnung der Dauer in Jahren aus Interviewjahr und abgefragter Jahresangabe, Multiplikation mit zwölf, um Dauer in Monaten zu erhalten	Jahr der ersten Beschäftigung im Betrieb erfasst	Gebildet aus über Beschäftigungsspiels pro Betriebsnummer und Jahr	Einmalige Abfrage seit wann in Betrieb beschäftigt, anschließend nach Veränderung des Arbeitgebers gefragt	Angabe im Datensatz enthalten			
<b>Arbeitsmarkterfahrung:</b>	Direkte Abfrage des Jahres der ersten beruflichen Tätigkeit. Zusätzliche Filterfrage, ob es eine Unterbrechung der Berufstätigkeit gab und falls ja, wie lange (Dauer in Jahren).	Berechnung durch Subtraktion des Jahrs der ersten beruflichen Tätigkeit vom Interviewjahr, Multiplikation mit zwölf, um Dauer in Monaten zu erhalten. Für Personen, die Unterbrechung der Berufstätigkeit berichten, wird zusätzlich die Unterbrechungszeit (in Jahren) subtrahiert. Falls Unterbrechungsdauer der Berufstätigkeit $\leq 6$ Monate, erfolgt	Jahr der ersten Beschäftigung erfasst	Gebildet aus über Beschäftigungsspiels pro Jahr (Vollzeit und Teilzeit)	Aus Angaben über monatlichen Erwerbstatus und Jahresangaben aus Biografiedatensatz getrennt für Voll- und Teilzeit berechnet	Angaben zu Voll- und Teilzeit Arbeitsmarkterfahrung wurden addiert			

## BIBB/BAuA-ETB

## SIAB

## SOEP

Kodierung auf null Jahre, um negative und ungenaue Angaben über Unterbrechungszeiten auszuschließen.

<b>Nationalität:</b> Deutsch – Nicht Deutsch	Direkte Abfrage von 15 verschiedenen Staatsangehörigkeiten (inkl. Sonstige und staatenlos)	Zusammenfassen der Information in einer Dummy-Variable	Meldung der Staatsangehörigkeit nach Staatenschlüssel des Statistischen Bundesamtes	Zusammenfassen der Information in einer Dummy-Variable	Direkte Abfrage ob deutsche Staatsangehörigkeit besteht Zusammenfassen der Information in einer Dummy-Variable
<b>Bundesland:</b> West inkl. Berlin-Ost	Direkte Abfrage des Bundeslandes in dem der Betrieb liegt	Bilden des Dummies West/Ost	Meldung des Bundeslands des Betriebes	Bilden des Dummies West/Ost	Bilden des Dummies West/Ost
<b>Nebentätigkeit:</b> ja – nein	Direkte Abfrage ob mehrere berufliche Tätigkeiten ausgeübt werden	Nicht nötig	Alle sozialversicherungspflichtigen Tätigkeiten gemeldet	Anzahl an parallelen Spells gezählt und daraus Dummy gebildet	Abgefragt ob Einkommen aus Nebentätigkeit erzielt Aus Angaben zum Einkommen aus Nebentätigkeit Dummy gebildet
<b>Betriebsgröße:</b> unter 20, 20 bis unter 100, 100 bis unter 200 bzw. 200 bis unter 250, 200 und mehr bzw. 250 und mehr	Direkt in elf Kategorien abgefragt wie viele Beschäftigte einschließlich Auszubildende der Betrieb hat	Kategorien wurden zusammengefasst	Alle Mitarbeiter eines Betriebs werden gemeldet inklusive Teilzeit und geringfügig Beschäftigte (ab 1999) und ruhende Beschäftigungsverhältnisse	Zusammenfassen in Kategorien	Direkt abgefragt wie viele Beschäftigte Gesamtunternehmen hat Harmonisierung der Angaben über die Jahre und Zusammenfassung der Kategorien

A 8.3: Koeffizienten der Kontrollvariablen (volles ungewichtetes Modell) Berichtsjahr 2006

	BIBB/BAuA-ETB 2006	SIAB 2006	SOEP 2006
Geschlecht (Referenz: Männlich)	-0,21***	-0,22***	-0,20***
Arbeitsort (Referenz: West)	-0,26***	-0,20***	-0,29***
Nationalität (Referenz: Deutsch)	0,03	0,01	-0,01
Nebenjob (Referenz: nein)	-0,05*	-0,12***	-0,01
Betriebszugehörigkeit	0,002***	0,001***	0,002***
Arbeitsmarkterfahrung	0,002***	0,002***	0,004***
Betriebsgröße (Referenz: 200/250 und mehr)			
unter 20	-0,19***	-0,31***	-0,22***
20-99	-0,11***	-0,16***	-0,15***
100-199/100-249	-0,04***	-0,10***	-0,09***
R <sup>2</sup>	0,54	0,59	0,59
N	9.948	366.475	5.053

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SIAB V7510; SOEP v32; eigene Berechnungen. Anmerkungen: Interpretation der Signifikanzniveaus: \*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$ . Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet.

Tabelle A 8.4: Deskription Erwerbstätiger ohne beruflichen Bildungsabschluss für das Jahr 2006

	ETB	SIAB	SOEP
Fallzahl	662	32.562	470
Alter in Jahren	39,6	39,4	40,3
Betriebszugehörigkeit in Monaten	127,6	93,3	122,4
Arbeitsmarktzugehörigkeit in Monaten	230,9	163,5	221,6
<b>Anteil in %</b>			
Männer	69,5	61,7	66,9
West	89,6	95,4	92,5
Deutsch	77,2	76,3	72,3
Keine Nebentätigkeit	94,2	99,7	97,7

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SIAB V7510; SOEP v32; eigene Berechnungen.

Anmerkung: Die ausgewiesenen Werte sind auf jeweils eine Nachkommastellen gerundet.

**Tabelle A 8.5: Qualifikatorische Bildungsrenditen der ausgewählten Datensätze für die Jahre 2010 bzw. 2012 (volles Modell)**

Referenz keine Ausbildung	BIBB/BAuA-ETB 2012	SOEP 2012	SIAB 2010	SOEP 2010
Kein beruflicher Bildungsabschluss	-0,17	-0,12	-0,03	-0,09
Aufstiegsfortbildungen	0,10	0,14	0,13	0,11
Hochschulabschluss	0,26	0,23	0,25	0,24
R <sup>2</sup>	0,56	0,60	0,59	0,58
N	9.437	6.926	369.212	5.916

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2012; SIAB V7510; SOEP v32; eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant. Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet.

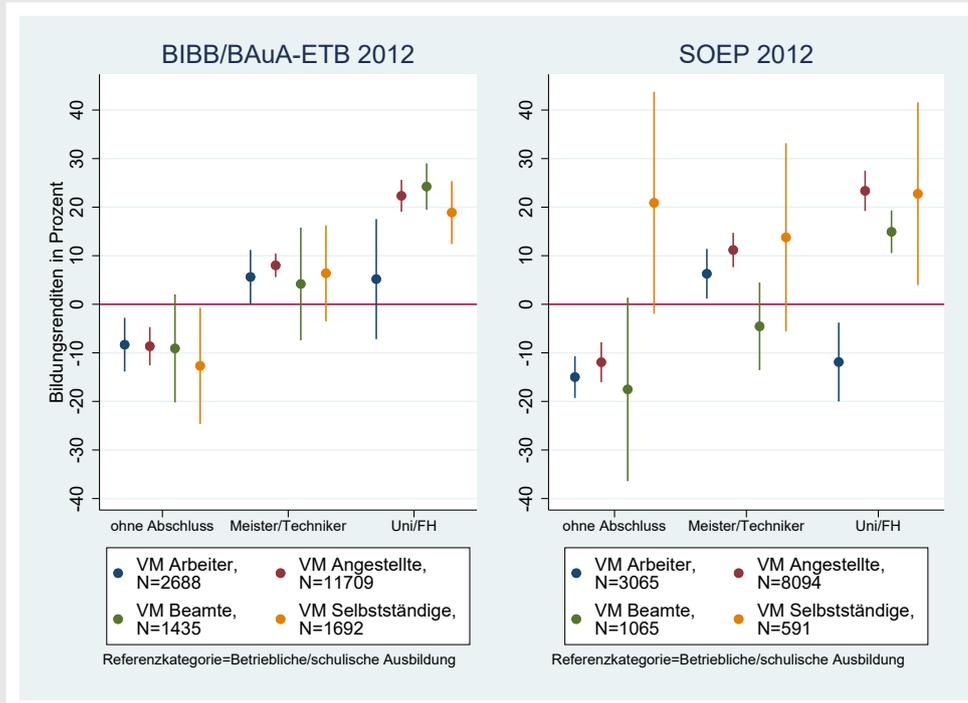
**Tabelle A 8.6: Koeffizienten der Kontrollvariablen, erweiterte Grundgesamtheit**

	BIBB/BAuA-ETB 2012	SOEP 2012
Geschlecht (Referenz: Männlich)	-0,14***	-0,16***
Arbeitsort (Referenz: West)	-0,24***	-0,27***
Nationalität (Referenz: Deutsch)	0,02	-0,02
Nebenjob (Referenz: nein)	-0,03*	0,02
Vollzeit (Referenz: nein)	-0,03**	0,07***
Betriebszugehörigkeit	0,002***	0,002***
Arbeitsmarkterfahrung	0,001***	0,0004***
Arbeitszeit	0,06***	0,07***
<b>Stellung im Beruf (Referenz: Arbeiter)</b>		
Angestellte/-r	0,1***	0,09***
Beamtin/Beamter	-0,03	0,03
Selbstständige/Freiberufler	0,01***	0,21***
<b>Betriebsgröße (Referenz: 200/250 und mehr)</b>		
unter 20	-0,20***	-0,25***
20-99	-0,11***	-0,13***
100-199/100-249	-0,07***	-0,08***
R <sup>2</sup>	0,71	0,75
N	17.524	12.815

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SOEP v32; eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Interpretation der Signifikanzniveaus: \*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$ . Die ausgewiesenen Koeffizienten sind gerundet.

Abbildung A 8.7: Qualifikatorische Bildungsrenditen nach der Stellung im Beruf für das Jahr 2012



Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Tabelle A 8.8: Qualifikatorische Bildungsrenditen mit und ohne Arbeitszeit inklusive Teilzeitbeschäftigte

Referenz: Betriebliche/ schulische Be- rufsausbildung	Ohne Arbeitszeit				Mit Arbeitszeit			
	BIBB/ BAuA- ETB 2006	SOEP 2006	BIBB/ BAuA- ETB 2012	SOEP 2012	BIBB/ BAuA- ETB 2006	SOEP 2006	BIBB/ BAuA- ETB 2012	SOEP 2012
Kein berufli- cher Bildungs- abschluss	-0,29	-0,18	-0,19	-0,18	-0,15	-0,08	-0,09	-0,14
Aufstiegsfort- bildungen	0,11	0,15	0,11	0,15	0,07	0,10	0,09	0,10
Hochschul- abschluss	0,25	0,24	0,26	0,27	0,20	0,18	0,23	0,22
N	14.803	7.624	14.416	11.367	14.803	7.499	14.397	11.250
R2	0,54	0,56	0,53	0,57	0,76	0,75	0,74	0,78

Quellen: BIBB/BAuA-ETB 2006; BIBB/BAuA-ETB 2012; SOEP v32; eigene Darstellung und Berechnungen.

Anmerkungen: Sofern keine Signifikanzniveaus indiziert werden, sind alle ausgewiesenen Werte auf dem 1 %-Niveau signifikant. Die ausgewiesenen Koeffizienten sind auf jeweils zwei Nachkommastellen gerundet.

Tabelle A 8.9: Koeffizienten der Kontrollvariablen, Panelmodell

	SIAB 2005-2010	SOEP 2005-2010
Geschlecht (Referenz: Männlich)	-0,26***	-0,27***
Arbeitsort (Referenz: West) <i>within</i>	-0,11***	-0,05**
Arbeitsort (Referenz: West) <i>between</i>	-0,17***	-0,30***
Nationalität (Referenz: Deutsch)	-0,01***	0,03
Nebenjob (Referenz: nein) <i>within</i>	-0,08***	-0,003
Nebenjob (Referenz: nein) <i>between</i>	-0,17***	-0,01
Betriebszugehörigkeit <i>within</i>	0,0001***	0,0001
Betriebszugehörigkeit <i>between</i>	0,0004***	0,0007***
Arbeitsmarkterfahrung <i>within</i>	0,002***	0,0002
Arbeitsmarkterfahrung <i>between</i>	0,001***	0,0005***
<b>Betriebsgröße (Referenz: 200/250 und mehr)</b>		
unter 20	0,04***	0,03*
20-99	0,06***	0,04***
100-199/100-249 <i>within</i>	0,10***	0,05***
<b>Betriebsgröße (Referenz: 200/250 und mehr)</b>		
unter 20	0,20***	0,10***
20-99	0,26***	0,16***
100-199/100-249 <i>between</i>	0,39***	0,27***
Anzahl Beobachtungen	2.225.757	31.555
Anzahl Personen	513.575	10.341

Quellen: SIAB V7510; SOEP v32; eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Interpretation der Signifikanzniveaus: \*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$ . Die ausgewiesenen Koeffizienten sind gerundet.

## Zusammenfassung

In Deutschland sind Bildungszertifikate zentrale Weichensteller, da sie die Platzierung auf dem Arbeitsmarkt, das Erwerbseinkommen und damit die Lebenschancen von Personen maßgeblich beeinflussen. Eine Synopse aktueller Studien offenbart, dass sich die Höhe von Lohnprämien für gleiche Bildungsniveaus zwischen Studien unterscheidet. Wir untersuchen empirisch, ob qualifikatorische Bildungsrenditen abhängig vom gewählten Datensatz systematisch variieren. Unterschiede in den Bildungsrenditen könnten bei angeglicherer Untersuchungspopulation und identisch angewendeten methodischen Analyseverfahren auf die Erhebungsmethodik, die Messung zentraler erklärender Variablen oder die Verteilung der Merkmale in den jeweiligen Datenquellen zurückzuführen sein. Für den Vergleich der Datensätze bestimmen wir zunächst die qualifikatorischen Bildungsrenditen mit einem einheitlichen Set an Variablen, identischen OLS-Lohnregressionen und vergleichbaren Populationen für drei verschiedene Datenquellen: BIBB/BAuA-ETB (Erwerbstätigenbefragung), SOEP (Sozio-oekonomisches Panel) und SIAB (Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien). Mit unserem einheitlichen Schätzmodell können wir zeigen, dass die drei Datensätze für beruflich qualifizierende Bildungsabschlüsse vergleichbare qualifikatorische Bildungsrenditen liefern. Betrachtet man dagegen Personen ohne beruflichen Abschluss, weist die BIBB/BAuA-ETB deutlich niedrigere Koeffizienten auf als SIAB und SOEP. Dieses Ergebnis bleibt bei sukzessiver Variation des Untersuchungsjahrs, der Grundgesamtheit und der Analysemethoden bestehen. Nimmt man dagegen für die BIBB/BAuA-ETB die tatsächliche Arbeitszeit ins Modell auf, gleichen sich die qualifikatorischen Bildungsrenditen der Un-/Angelernten zwischen den Datensätzen an.

# Die Autorinnen

## Anett Friedrich

Wissenschaftliche Mitarbeiterin im Bundesinstitut für Berufsbildung, Arbeitsbereich Forschungsdatenzentrum

E-Mail: [anett.friedrich@bibb.de](mailto:anett.friedrich@bibb.de)

## Sandra Horn

Wissenschaftliche Mitarbeiterin im Bundesinstitut für Berufsbildung, Arbeitsbereich Forschungsdatenzentrum

E-Mail: [horn@bibb.de](mailto:horn@bibb.de)

## Abstract

Eine Synopse aktueller Forschungsliteratur zeigt, dass sich die Höhe der qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen Studien unterscheidet. Wir untersuchen empirisch, ob die Variation der Renditen systematisch vom gewählten Datensatz abhängt. Die qualifikatorischen Bildungsrenditen werden mit einem einheitlichen Variablenset, identischen OLS-Lohnregressionen und vergleichbaren Populationen mit drei verschiedenen Datenquellen: BIBB/BAuA-ETB, SOEP und SIAB bestimmt. Wir zeigen, dass für berufliche Abschlüsse vergleichbare Renditen ermittelt werden können, anders als für Personen ohne einen beruflichen Bildungsabschluss. Die tatsächliche Arbeitszeit stellt sich als zentrales lohnwirksames Merkmal heraus, um gefundene Unterschiede zwischen den Datensätzen in den Bildungsrenditen zu erklären.

Analysing the current research literature reveals that the returns to education vary noticeably between the considered studies. We investigate empirically whether the decision for a dataset systematically entails the variation of returns to education. We estimate educational wage returns by using a uniform set of variables, identical OLS wage regressions and similar study populations for three different data sources: BIBB/BAuA-ETB, SOEP und SIAB. Our estimation model unveils similar returns for vocational education and training but not for employees who do not obtain a vocational qualified degree. The actual working time turns out to be a crucial wage effective attribute that explains detected variations in educational wage returns.





Eine Synopse aktueller Forschungsliteratur zeigt, dass sich die Höhe der qualifikatorischen Bildungsrenditen zwischen Studien unterscheidet. Die Autorinnen untersuchen empirisch, ob die Variation der Renditen systematisch vom gewählten Datensatz abhängt. Die qualifikatorischen Bildungsrenditen werden mit einem einheitlichen Variablenset, identischen OLS-Lohnregressionen und vergleichbaren Populationen mit drei verschiedenen Datenquellen: BIBB/BAuA-ETB, SOEP und SIAB bestimmt. Es zeigt sich, dass für berufliche Abschlüsse vergleichbare Renditen ermittelt werden können, anders als für Personen ohne einen beruflichen Bildungsabschluss. Die tatsächliche Arbeitszeit stellt sich als zentrales lohnwirksames Merkmal heraus, um gefundene Unterschiede zwischen den Datensätzen in den Bildungsrenditen zu erklären.

Bundesinstitut für Berufsbildung  
Robert-Schuman-Platz 3  
53175 Bonn

Telefon (0228) 107-0

Internet: [www.bibb.de](http://www.bibb.de)  
E-Mail: [zentrale@bibb.de](mailto:zentrale@bibb.de)



ISBN 978-3-8474-2308-9