

# Bildungsrenditen in Deutschland – eine empirische Analyse

J. Reilich\*

## Zusammenfassung

Der Artikel liefert einen Beitrag zur Ermittlung von Bildungsrenditen. Ziel dieser Arbeit ist es, die Humankapitalverzinsung für Deutschland insgesamt, im Ost-West-Vergleich sowie in einer regionalen Analyse möglichst unverzerrt zu schätzen. Die Robustheit der Ergebnisse wird mit verschiedenen Methoden verifiziert. Als Resultat ergibt sich eine durchschnittliche Rendite für ein zusätzliches Jahr Schulbildung von ca. 8 %. Im direkten Ost-West-Vergleich kann für die neuen Bundesländer eine deutlich höhere Rendite ermittelt werden. Eine weitere Separierung auf Bundesländer zeigt auch innerhalb der Ost- und Westregionen Heterogenitäten.

## 1 Einleitung

Bildung beeinflusst das individuelle Einkommen. Diese Überlegung, dass jedes Wirtschaftssubjekt seine Fähigkeiten und Fertigkeiten weiterentwickeln kann, indem es sich ausbildet und damit ein höheres Einkommen generieren kann, ist einleuchtend. Fähigkeiten weiterentwickeln, d. h. Humankapital akkumulieren, kann in zweierlei Weisen erfolgen. Es kann allgemeines und firmenspezifisches Kapital betrachtet werden. Ausgehend von einer „produktiven Lebenszeit“, die mit der Schulzeit beginnt und dem Renteneintrittsalter endet, kann diese Zeit für drei Arten von Tätigkeit aufgewandt werden: a) allgemeinbildende Schule, b) firmenspezifische Bildung sowie c) die produktive Tätigkeit der Arbeit an sich. Während der allgemeinbildenden Schule, wird – so die übliche Annahme – keine produktive Arbeit verrichtet, d. h. kein positives Einkommen generiert. Damit entstehen für das sich bildende Wirtschaftssubjekt Opportunitätskosten in Form von entgangener Entlohnung. Je

---

\*Universität Potsdam, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, August-Bebel-Str. 89, 14482 Potsdam, Deutschland. E-Mail: reilich@uni-potsdam.de.

höher das Qualifikationslevel umso höher ist die entgangene Entlohnung. Diese Opportunitätskosten müssen sich rentieren, in dem sie sich durch höhere Löhne in der späteren Arbeitsphase kompensieren. Ziel ist es, das Lebensarbeitseinkommen zu maximieren. Diese Arbeit stellt anhand aktueller Daten eine durchschnittliche Verzinsung pro zusätzlichem allgemeinen Schuljahr für das deutsche Bundesgebiet dar. Diverse Autoren konnten für Deutschland in der Höhe ähnliche Bildungsrenditen errechnen. Jochmann und Pohlmeier (2004) ermittelt mit den Standardverfahren eine Rendite zwischen 6,3 und 10 %. Krenz (2008) schätzt eine Bildungsrendite für 2001 i.H.v 7,2 %. Aus Daten vom IAB vom Jahr 1999 ermitteln Maier et al. (2004) einen Wert von 8,7 %. Bei regionale Betrachtung konnten Anger und Lupo (2007) für Ost- und Westdeutschland verschiedene Bildungsrenditen ermitteln. Im Jahr 2005 ergibt sich demnach eine Rendite in Westdeutschland von 7,5 %, in Ostdeutschland 7,7 %.

In dieser Untersuchung soll ebenso neben der allgemeinen Berechnung für den gesamtdeutschen Raum diese Separierung vorgenommen werden. Zusätzlich findet eine weitere regionale Separierung Anwendung. Dabei werden nicht nur zwei deutsche Regionen untersucht, sondern die Regression wird ausgeweitet auf eine Untersuchung pro Bundesland.

Der Artikel gliedert sich wie folgt. Im zweiten Abschnitt wird der Datensatz und die Variablen beschrieben. Weiterhin wird eine Repräsentativitätsprüfung des Datensatzes vorgenommen. Im dritten Abschnitt werden die Modelle zur Ermittlung der Bildungsrendite sowie die daraus resultierenden Ergebnisse dargestellt. Im letzten Abschnitt folgt ein zusammenfassendes Fazit.

## 2 Datensatz und deskriptive Analyse

Die Berechnung der Bildungsrendite erfolgt auf Basis des sozioökonomischen Panels (SOEP) vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW). Dabei handelt es sich um „eine repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte in Deutschland, die im jährlichen Rhythmus seit 1984 bei denselben Personen und Familien in der Bundesrepublik durchgeführt wird“.<sup>1</sup> Im hier betrachteten Erhebungsjahr 2008 umfasste die Stichprobe fast 11.000 Haushalte mit insgesamt ca. 20.000 Personen. Befragt wurden private Haushalte und deren Mitglieder, die das 16. Lebensjahr erreicht bzw. überschritten haben. Die Teilnehmer am SOEP werden zufällig ausgewählt. Die Fragen werden per Interview in persönlichem Gespräch mit jedem einzelnen Haushaltsmitglied beantwortet.

---

<sup>1</sup> Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011).

## 2.1 Datensatzeingrenzung

Zur Berechnung der Bildungsrendite soll der Ansatz von Jacob Mincer<sup>2</sup> angewendet werden. Dabei sind ausschließlich nichtselbständige Erwerbstätige<sup>3</sup> in die Untersuchung einbezogen, die zumindest in Teilzeit beschäftigt sind. Einige Datensatzreduzierungen mussten aufgrund von fehlenden Antworten vorgenommen werden. Eine weitere – in der Literatur übliche – Reduktion ist durch eine Altersbeschränkung gegeben. Die hier durchgeführte Analyse bezieht sich auf Individuen zwischen dem 30. und 60. Lebensjahr. Grund dieser Einschränkung ist, dass für hohe Qualifizierung ein langer Bildungsweg nötig ist und damit viele unter 30-Jährige, die ein akademisches Niveau anstreben zumeist noch im Ausbildungsprozess sind. Die obere Grenze ist notwendig, da viele Erwerbstätige nicht bis zum Renteneintrittsalter tätig sind. Berücksichtigt man die genannten Einschränkungen, reduziert sich der Datensatz auf 4693 Individuen.

Merkmal	Stichprobenumfang
aus Grunddatei, nur Voll- und Teilerwerbstätige, die Angaben zur Dauer der Ausbildung gemacht haben und nicht Selbständig bzw. noch im Ausbildungsprozess sind	8719
Altersbeschränkung auf das Intervall 30-60 Jahre	7119
nur positives Bruttoeinkommen	7112
ohne missing values	4693

Tab. 1: Reduktion aus der Grunddatei, Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen. Jahr: 2008.

Aufgrund der eben genannten Reduzierungen muss die Aussagekraft – bei gegebener Repräsentativität<sup>4</sup> – auf die betrachtete Gruppe eingeschränkt werden. Alle Ergebnisse dieser Arbeit beziehen sich ausschließlich auf nichtselbständige Voll- oder Teilzeiterwerbstätige im Alter von 30-60 Jahren. Alle weiteren Personengruppen werden in der Analyse nicht berücksichtigt und können deswegen nicht in die Interpretation einbezogen werden.

---

<sup>2</sup> Siehe hierzu Mincer (1974).

<sup>3</sup> Damit gelten alle Aussagen lediglich für die abhängig Erwerbstätigen. Würde eine allgemeine Bildungsrendite Ziel der Berechnung sein, müsste der Anteil der Arbeitslosen mit einer Rendite von Null mit berücksichtigt werden. Dies hätte eine deutliche Reduzierung der Rendite zur Folge.

<sup>4</sup> Siehe hierzu Abschnitt 2.2.

## 2.2 Repräsentativität und Beschreibung des Datensatzes

Um die Ergebnisse aus diesem Datensatz auf die Grundgesamtheit übertragen zu können, muss dieser die Grundgesamtheit repräsentieren. Dies ist gegeben, wenn die befragten Individuen repräsentativ ausgewählt werden. Von Repräsentativität ist auszugehen, wenn „die Teilerhebung in der Verteilung aller interessierenden Merkmale der Gesamtmasse entspricht, d. h. ein zwar verkleinertes, aber sonst wirklichkeitstreu Abbild der Gesamtheit darstellt“.<sup>5</sup> Zur Prüfung der Verallgemeinerungswürdigkeit der sich hier durch die Stichprobe ergebenden Ergebnisse sollen zweierlei Überlegungen angesetzt werden:

Zum Einen muss die Stichprobenerhebung an sich auf Repräsentativität geprüft werden. Da die hier verwendeten Daten vom DIW erhoben werden, ist an dieser Stelle auf die Dokumentation der Erhebung zurückzugreifen und der tatsächlichen Durchführung auf repräsentativer Basis zu vertrauen.

Zum Anderen sollen zur weiteren Repräsentativitätsprüfung einige Daten des statistischen Bundesamtes<sup>6</sup> mit dem gegebenem Datensatz verglichen werden. Da es sich bei den Vergleichsdaten auch um eine Stichprobe handelt, muss an dieser Stelle angenommen werden, dass es keine Unterschiede zwischen den Individuen gibt, die an diesen Befragungen teilgenommen haben und den Nichtteilnehmern. Andernfalls müsste von einer Selbstselektion der Antwortenden ausgegangen werden und es könnten, trotz ähnlicher deskriptiver Statistiken beider Stichproben für die betrachtete Grundgesamtheit keine unverzerrten Aussagen getroffen werden.

Die Auswahl der Befragten erfolgt auch bei dem Datensatz des statistischen Bundesamtes aufgrund repräsentativer Überlegungen. Nachfolgend werden ein paar beliebige Vergleichszahlen dargestellt.

Merkmal	Mikrozensus	verwendeter Datensatz
Teilerwerbstätig	22 %	24 %
Anteil der Männer	54,5 %	53 %
durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit	35 h	35 h

Tab. 2: Repräsentativitätsprüfung; Quelle: Statistisches Bundesamt (2008), Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen.

<sup>5</sup> von der Lippe und Kladroba (2002), S. 3.

<sup>6</sup> Bei diesen Daten handelt es sich ebenso um eine Stichprobe. Das statistische Bundesamt befragt im Rahmen der Erhebung des Mikrozensus ein Prozent der deutschen Bevölkerung.

Beim Vergleich dieser ausgewählten deskriptiven Statistiken kann festgestellt werden, dass im Mikrozensus bei den 30- bis 59-Jährigen<sup>7</sup> 22 % teilerwerbstätig sind, wohingegen im oben bereits beschriebenen Datensatz der Anteil bei knapp 24 % liegt. Im Mikrozensus sind mit 54,5 % männlichen Geschlechts, 1,5 % mehr als in den eigenen Daten, jedoch ist in beiden Stichproben eine leichte Männerdominanz<sup>8</sup> erkennbar. Die durchschnittlich wöchentliche Arbeitszeit<sup>9</sup> ist bei beiden Stichproben so gut wie identisch bei ca. 35 Stunden.

### 2.3 Variablenbeschreibung

**aktuelles Bruttoerwerbseinkommen** Das Bruttoerwerbseinkommen ist die monatliche Bruttoentlohnung für die produktive Arbeit. Umgerechnet wird es in den Bruttostundenlohn<sup>10</sup> um die Vergleichbarkeit auch bei unterschiedlichen Arbeitsdauern zu gewährleisten. Zur Linearisierung ist bei der Regressionsanalyse der *Bruttostundenlohn*<sup>11</sup> zu verwenden. Im Durchschnitt verdient ein Arbeitnehmer dieser Stichprobe 17,66€ (9,39)<sup>12</sup> brutto pro Stunde.

**Dauer der Ausbildung** Die *Dauer der Ausbildung* wird in Jahren gemessen. Die Variable ist vom DIW generiert, so dass pro allgemeinbildendem Abschluss immer die gleiche Anzahl an Ausbildungsjahren angenommen wird. Damit sollen Verzerrungen durch zum Beispiel Sitzenbleiber und Langzeitstudenten eliminiert werden, d. h. es werden pro Abschluss jedem, unabhängig davon, wie lange die tatsächliche Ausbildungsdauer war, die gleiche Anzahl an Jahren zugeordnet. In Tabelle 3 wird die Kodierung des DIW dargestellt. In Abbildung 1 wird der Zusammenhang zwischen der Dauer der Ausbildung und dem mittleren Bruttostundenlohn dargestellt.

Die Tendenz bei längerer Ausbildungsdauer einen höheren Bruttostundenlohn zu erhalten, ist eindeutig erkennbar. Kleinere Schwankungen entstehen durch verschiedene Beurteilungen von Ausbildungen, d. h. firmenspezifisches Kapital und allgemeinbildende Schule. So wird ein Arbeitnehmer, der keinen Schulabschluss, dafür aber eine abgeschlossene

<sup>7</sup> Der Unterschied um das Grenzjahr 60 muss aufgrund von verschiedener Datenaufbereitung akzeptiert werden.

<sup>8</sup> Dies erscheint nicht kontraintuitiv, da Frauen aufgrund von traditioneller Rollenverteilung oder der Fertilitätspause kurzzeitige Unterbrechungen im Arbeitsalltag hinnehmen müssen.

<sup>9</sup> Aufgrund mangelnder Daten des statistischen Bundesamtes ist hier als Vergleich die gesamte Altersspanne der abhängig Beschäftigten berücksichtigt.

<sup>10</sup> Berechnungsformel:  $(\text{aktuelles Bruttoerwerbseinkommen} / \text{Anzahl der Wochen pro Monat} / \text{vereinbarte Arbeitszeit}) = \text{Bruttostundenlohn}$  Ein Monat hat genau 4,34812141 Wochen.

<sup>11</sup> Siehe hierzu Mincer (1974).

<sup>12</sup> Die in Klammern beschriebene Zahl stellt die Standardabweichung dar. Im Folgenden wird stets nachfolgend zum Mittelwert die Streuung in dieser Weise gezeigt.

Qualifikation	Anzahl der generierten Jahre gesamt	Qualifikation	Anzahl der generierten Jahre gesamt
keinen Schulabschluss	7	Abitur oder Realschule mit Fachhochschule	13
ohne Hauptschulabschluss mit abgeschlossener Lehre	8,5	Fachhochschulreife und Lehre	13,5
ohne Hauptschulabschluss mit spezieller Lehrausbildung bzw. Hauptschulabschluss ohne Lehre	9	Fachhochschulreife mit spezieller Ausbildung	14
Realschulabschluss	10	Abitur und Lehre	14,5
Hauptschulabschluss mit Lehre	10,5	Fachhochschulreife und Fachhochschulabschluss; Abitur und höher qualifizierende Ausbildungen	15
Hauptschulabschluss mit spezieller Ausbildung	11	Abitur und Fachhochschulabschluss	16
Realschulabschluss mit Lehre	11,5	Fachhochschulreife und Universitätsabschluss	17
Realschulabschluss mit spezieller Ausbildung	12	Abitur und Universitätsabschluss	18

Tab. 3: Anzahl der gesamt generierten Jahre mit zugehörigem Abschluss, Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011).

Berufsausbildung vorweisen kann im Durchschnitt einen deutlich höheren Stundenlohn generieren, als jener, der lediglich einen Realschulabschluss vorweisen kann, trotzdem dafür eine längere Ausbildungszeit vonnöten ist. Weiterhin ist der Unterschied in den durchschnittlichen Stundenlöhnen zwischen Personen mit Fachhochschulreife und dann folgendem Uniabschluss und Erwerbstätige mit Abitur und folgendem Uniabschluss erkennbar.

Der durchschnittliche Bruttostundenlohn der Erstgenannten liegt bei 28,54 € (13,36), dagegen verdienen jene mit Abitur und Uniabschluss bei 26,17 € (12,30). Diese Verzerrung kommt durch verschiedene Fallzahlen zustande.

Dass ein Uniabschluss nach der Fachhochschulreife erzielt wird, ist eine Ausnahme. In dem hier verwendeten Datensatz sind dies 19 Personen. Das höchste Bildungslevel dagegen haben 686 Personen.

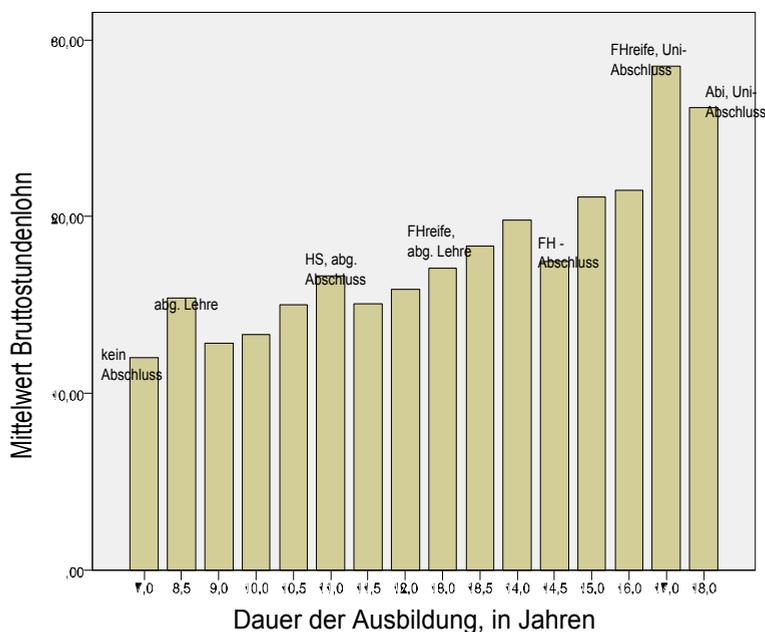


Abb. 1: Dauer der Ausbildung vs. Bruttostundenlohn, Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen.

Die Spannweite zwischen dem niedrigsten durchschnittlichen Einkommenslevel – keiner abgeschlossenen Ausbildung – und dem höchsten – also einem abgeschlossenen Hochschulstudium – liegt bei ca. 14,12 € pro Stunde.

**Erfahrung** Mit dieser Variable soll die potenzielle Dauer der Berufstätigkeit abgebildet werden. Dabei wird davon ausgegangen, dass nach abgeschlossener Ausbildung sofort die Jahre der *Berufserfahrung* anschließen. Die Erfahrungvariable<sup>13</sup> berechnet sich aus dem Alter abzüglich der Dauer der Ausbildung, der Dauer der Arbeitslosigkeit, abzüglich dem Alter “6”. Es wird davon ausgegangen, dass mit 6 Jahren die Zeit der Ausbildung beginnt und das Individuum damit in die „produktive“ Lebensphase einsteigt. Anders als bei ande-

<sup>13</sup> Wie bereits beschrieben, kann in der Zeit der Schulbildung nicht gearbeitet werden, sodass auch kein firmenspezifisches Kapital akkumuliert werden kann.

ren Untersuchungen<sup>14</sup> wird zusätzlich die Dauer der bisherigen Arbeitslosigkeit abgezogen um der potentiellen Berufserfahrungsdauer<sup>15</sup> eher gerecht zu werden. Diese Variable wird in ihrer quadrierten Form hinzugezogen. Es ist davon auszugehen, dass das Grenzprodukt der Berufserfahrung mit zunehmender Zahl an gearbeiteten Jahren abnimmt, das heißt, dass das erste Jahr, in dem firmenspezifisches Humankapital angesammelt wird, wesentlich produktivitätssteigernder wirkt als spätere Jahre. Somit ist die Verzinsung positiv, aber abnehmend.

**Geschlecht** In vielen Untersuchungen wird die verschiedene geschlechtsspezifische Rolle auf dem Arbeitsmarkt untersucht. Dies soll auch an dieser Stelle nicht vernachlässigt werden. Daher wird eine Kontrollvariable im Modell aufgenommen. Diese Dummyvariable erhält den Wert 1, wenn das betrachtete Individuum weiblich ist. In dem gegebenen Datensatz sind 53 % männlich. Der durchschnittliche Bruttostundenlohn der Männer liegt im Mittel bei 19,71 € (10,21) pro Stunde, Frauen verdienen 15,37 € (7,77) und haben demnach nicht nur ein geringeren durchschnittlichen Stundenlohn, auch die Standardabweichung ist deutlich geringer.

**Familienstand** Der Familienstand ist eine Kontrollvariable innerhalb der Regression, deren Bedeutung in diversen Untersuchungen geklärt werden konnte. So wird beispielsweise erwartet, dass verheiratete Personen ein höheres Einkommen erzielen.<sup>16</sup> In diese Untersuchung wird die Variable als dichotome Größe eingehen. Dabei bedeutet 1 das die Person verheiratet bzw. in einer eheähnlichen Gemeinschaft lebt. Alle anderen, also Ledige, Verwitwete, Geschiedene oder Personen in Trennung werden mit 0 gelistet. 70 % der 4693 in der Stichprobe berücksichtigten Personen sind verheiratet oder leben in einer eheähnlichen Gemeinschaft. Berechnet man für beide Gruppen getrennt den durchschnittlichen Bruttostundenlohn, so sprechen knapp 2 € pro Stunde Differenz für die Nutzung von Spezialisierungsgewinnen, die eine Ehe oder ein eheähnliches Zusammenleben ermöglicht. Dabei wird davon ausgegangen, dass Paare sich durch komparative oder absolute Vorteile privat sowie beruflich ergänzen und unterstützen. Im Mittel verdient eine verheiratete Person 18,22 € (9,82).

**Unternehmensgröße** Je nach Art und Größe eines Unternehmens kann ein unterschiedlicher Lohn bezahlt werden. Des Weiteren sind große Unternehmen häufig über Betriebsräte oder Tariflöhne weniger flexibel in der Lohngestaltung. Um dem gerecht zu werden soll

<sup>14</sup> Siehe hierzu Lauer und Steiner (2000) und Ammermüller et al. (2006).

<sup>15</sup> Eventuelle Nichtarbeit in der „produktiven“ Lebensphase (außer Arbeitslosigkeit), wie zum Beispiel der Mutterschutz, werden nicht berücksichtigt. Daher handelt es sich bei dieser Variable um die *potentielle* Berufserfahrung.

<sup>16</sup> Siehe hierzu Krenz (2008).

die Unternehmensgröße<sup>17</sup> in die Betrachtung einbezogen werden. Der Einfachheit halber wird die Unternehmensgröße als Dummyvariable in der Regression berücksichtigt. Dabei ist die Grenze bei 200 Mitarbeitern gesetzt. In der Stichprobe sind die Individuen gleichermaßen auf große und kleine Unternehmen verteilt.

**Tätigkeit im erlernten Beruf** Individuen, die ihre ausgeübte Tätigkeit zuvor erlernt haben, werden im Allgemeinen ein höheres Einkommen generieren, als jene, die als Quereinsteiger arbeiten. Das mag zum Einen an verschiedenen Berufsgruppen liegen – so eignen sich geringqualifizierte Berufe eher zum Quereinstieg – zum Anderen hängt es auch von der Notwendigkeit der Substitution ab. Wer lange in seine Ausbildung investiert hat, wird weniger bereit sein diese aufzugeben, zudem auch eine geringere Notwendigkeit dafür haben. Die Arbeitslosenquoten in höher qualifiziertem Bereich belegen dies. Die Dummyvariable *Tätigkeit im erlernten Beruf* hat die Ausprägung 1, wenn die inhaltliche Tätigkeit sich seit der Ausbildung nicht verändert hat. 0 ergibt sich für all jene die nicht mehr im Ausbildungsberuf tätig sind, bzw. gar keinen Beruf erlernt haben. 63 % sind im erlernten Beruf tätig.

**ländliches Gebiet** Die wirtschaftliche Struktur ist zwischen Stadt und Land heterogen.<sup>18</sup> Die dichotome Variable soll diese Unterschiede berücksichtigen. Dabei gilt das regionale Gebiet eines Individuums als ländlich, wenn der Wohnort mehr als 25 km von einem Stadtzentrum entfernt ist. 61 % der Befragten wohnen im städtischen Gebiet. Es wird dabei angenommen, dass mit zunehmender Entfernung vom Stadtzentrum auch das Einkommen sinkt. Im Mittelwertvergleich kann dies bestätigt werden. Im städtischen Raum liegt der Stundenlohn bei 18,16 € (9,45), im ländlichen dagegen bei 16,86 € (9,25).

**familiärer Hintergrund** Um die soziale Herkunft zu berücksichtigen, soll approximativ die Bildung des Vaters einbezogen werden. Dabei werden aus einer zuvor ermittelten kategorialen Schulvariable zwei Dummyvariablen ermittelt. Die Erste steht für einen mittleren Abschluss, d. h. der Vater hat einen Realschulabschluss, das Abitur, die Fachhochschulreife und/ oder eine abgeschlossene Berufsausbildung. Die zweite Dummyvariable nimmt den Wert 1 an, wenn der Vater ein abgeschlossenes Studium vorweisen kann, dabei wird nicht zwischen einem Fachhochschul- und Universitätsabschluss unterschieden. Interpretiert werden können die sich ergebenden Koeffizienten relativ zum niedrigsten Qualitätslevel. Hierzu zählen all jene, die keinen Schulabschluss, keine Schule besucht oder lediglich einen Hauptschulabschluss haben ohne weitere abgeschlossene Berufsausbildung.

---

<sup>17</sup> Vgl. hierzu auch Krenz (2008).

<sup>18</sup> Vgl. Jochmann und Pohlmeier (2004).

Aufgrund von statistischen Gegebenheiten können nicht die Schulbildung des Vaters und die der Mutter gleichzeitig berücksichtigt werden. Aufgrund des höheren Einflusses des Vaters<sup>19</sup> auf die Bildungsentscheidung des Kindes wird die kategoriale Bildungsvariable des Vaters<sup>20</sup> als Dummy mit Bezug zur untersten Bildungskategorie verwendet.

**Anzahl der Bücher** Die Anzahl der Bücher im Haushalt ist als ordinale Variable definiert. Um der notwendigen Äquidistanz Rechnung zu tragen, wird die Variable aus dem DIW umkodiert in eine einfache Dummyvariable. Dabei wird die Grenze bei 200 Büchern gesetzt. All jene, die 200 und mehr Bücher besitzen, bekommen den Wert 1 zugeordnet. Alle Individuen die weniger als 200 Bücher haben, sind mit 0 gelistet. 69 % der Befragten haben weniger Bücher als der Grenzwert.

Berechnet man das durchschnittliche Einkommen für beide Gruppen separat, so haben jene mit über 200 Büchern einen durchschnittlichen Bruttostundenlohn von 20,97 € (10,88) und damit ein im Mittel über 4,50 € höheres Einkommen als diejenigen mit wenigen Büchern. Diese Variable soll als Instrument in die Hilfsregression zur Ermittlung der *Dauer der Ausbildung* eingehen.

**Anzahl der Geschwister** Es handelt sich hierbei um zwei metrische Variablen die die Anzahl der Brüder und Schwestern berücksichtigt. Gemäß der Theorie von Willis (1973) besteht zwischen der Quantität und Qualität der Kinder ein Substitutionsverhältnis, d. h. je mehr Kinder eine Familie hat, umso weniger Ressourcen können in die Qualität, also Ausbildung, eines jeden einzelnen Kindes investiert werden. Der vermutete Zusammenhang zwischen der Anzahl der Geschwister – unabhängig vom Geschlecht – und der Dauer der Ausbildung ist negativ. Auch diese beiden Variablen sollen als Instrument für die Hilfsregression verwendet werden.

**Bundesländer** Für die regionale Analyse wird grob eine Bundesländerkategorisierung verwendet. Das Saarland und Rheinland-Pfalz sind vom DIW stets gemeinschaftlich berücksichtigt. Betrachtet man lediglich die Ost-Westregionen, so ergibt sich in den Gebieten der ehemaligen DDR ein durchschnittlicher Stundenlohn i.H.v. 14,15 € (7,78), im Westen dagegen 18,71 € (9,58).

---

<sup>19</sup> Vgl. Reilich (2006).

<sup>20</sup> Berechnet man die Korrelationskoeffizienten der jeweiligen Schulbildung auf die Dauer der Ausbildung, kann für beide Elternteile ein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden. Der des Vaters ist jedoch mit 0,166\*\*\* deutlich größer, als jener der Mutter 0,041\*\*\*. Dadurch begründet sich die Auswahl des Vaters als Bildungsvariable.

Wird der Datensatz weiter separiert auf die einzelnen Bundesländer<sup>21</sup> ergeben sich damit folgende Stichprobengrößen mit zugehörigem Bruttostundenlohn:

Bundesland	n	mittlerer Bruttostundenlohn	Bundesland	n	mittlerer Bruttostundenlohn
BW	687	19,35 (8,30)	MV	109	14,90 (10,57)
BY	677	18,11 (9,26)	NW	971	19,20 (10,62)
BE	133	17,72 (9,73)	RP/SL	310	17,34 (8,37)
HB	41	16,10 (6,62)	SN	349	13,57 (6,84)
NI	412	17,70 (10,09)	BB	186	14,94 (7,91)
HH	59	20,16 (11,32)	ST	195	14,47 (8,64)
SH	128	18,51 (7,36)	TH	186	13,32 (6,50)
HE	349	19,81 (9,63)			

Tab. 5: Stichprobenumfang und durchschnittlicher Bruttostundenlohn pro Bundesland, Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011); eigene Berechnungen

### 3 Berechnung der Bildungsrenditen

#### 3.1 Durchschnittliche Bildungsrendite in Deutschland

Ziel der Untersuchung ist es eine möglichst konsistente und effiziente Bildungsrendite zu bestimmen. Das folgende Modell wird mit der einfachen Kleinstquadratmethode geschätzt.

Die Entscheidungsfaktoren der Individuen für einen bestimmten Bildungsweg bzw. für oder gegen ein Jobangebot sind heterogen. Damit erscheint es schwierig eine perfekte Spezifikation zu finden. Dieses Modell stellt daher einen Versuch dar, dieser Komplexität gerecht zu werden und einige Einflussgrößen zu erklären.

Das verwendete Regressionsmodell ist

<sup>21</sup> Die Abkürzungen der Bundesländer folgen den auf EU-Ebene vereinbarten Abkürzungen für Regionen mit BW=Baden-Württemberg, BY=Bayern, BE=Berlin, HB=Bremen, NI=Niedersachsen, HH=Hamburg, SH=Schleswig-Holstein, HE=Hessen, MV=Mecklenburg-Vorpommern, NW=Nordrhein-Westfalen, RP=Rheinland-Pfalz, SL=Saarland, SN=Sachsen, BB=Brandenburg, ST=Sachsen-Anhalt und TH=Thüringen.

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 Erf_i + \beta_3 Erf_i^2 + \beta_4 weibl_i + \beta_5 verhei_i + \beta_6 D_{gro\beta}_i + \beta_7 D_{erl.Beruf}_i + \beta_8 D_{l\ddot{a}ndl}_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

wobei der Index  $i$  für die einzelnen Individuen und  $Y_i$  für den individuellen Bruttolohn steht.  $\beta_j$ , wobei  $j = 1..8$ , beschreibt die einzelnen Koeffizienten zugehörig zu den Regressoren und  $\varepsilon$  stellt das Residuum dar. Die weiteren Variablenbezeichnungen werden in Tabelle 6 veranschaulicht, sowie ihre Skalierung mit vermuteter Richtung des Zusammenhangs zum logarithmierten Bruttolohn dargestellt.

Variable	Variablenname	Skalierung	vermuteter Zusammenhang
$S_i$	Dauer der Ausbildung	metrisch	positiv
$Erf_i$	Erfahrung	metrisch	positiv, im Quadrat negativ
$weibl_i$	weiblich	dichotom (1: Frau)	negativ
$verhei_i$	Familienstand	dichotom (1: verheiratet, eheähnliche Gemeinschaft)	positiv
$D_{gro\beta}_i$	großes Unternehmen	dichotom (1: mehr als 200 Mitarbeiter)	positiv
$D_{erl.Beruf}_i$	Tätigkeit im erlernten Beruf	dichotom (1: weiterhin im erlernten Beruf)	positiv
$D_{l\ddot{a}ndl}_i$	Wohnort ländlich	dichotom (1: mehr als 25km vom nächsten Stadtzentrum entfernt)	negativ

Tab. 6: Variablenbezeichnung.

Der Koeffizient  $\beta_1$  beschreibt die semilogarithmische<sup>22</sup> Bildungsrendite. Es ist damit die Beziehung zwischen der *Dauer der Ausbildung* und dem *Einkommen* hergestellt. Die Ergebnisse dieser Regression werden zusammen mit denen der Ost-West-Betrachtung in Kapitel 3.2 dargestellt.

### 3.2 Durchschnittliche Bildungsrendite in Ost- und Westdeutschland

Vielfach können Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland nachgewiesen werden. So zeigt Schöler (2006), dass es zwar eine Angleichung der Ost-West-Gehälter zwischen

<sup>22</sup> Um die prozentuale Bildungsrendite zu ermitteln wird  $(e^{\beta_1} - 1) * 100$  berechnet.

1996 und 2005 gab, dies aber ab einem 75 %-Level stagniert. In der aktuellen Studie von Anger et al. (2010) werden die Bildungsrenditen separat pro Region geschätzt. Dabei wird für den ostdeutschen Raum eine Rendite von 10,1 %, im Westen von 10,4 % ermittelt. Wie bereits in Abschnitt 1 beschrieben kommen andere Autoren nicht zwingend zu einer höheren Rendite im westdeutschen Gebiet. Um diese eventuelle Heterogenität in der Wertschätzung der Bildung pro Region zu ermitteln, soll nun das in Gleichung 1 beschriebene Modell neben der allgemeinen Betrachtung für die Bundesrepublik Deutschland insgesamt auch gesplittet für verschiedene Regionen geschätzt werden. Bei der Betrachtung der Ost-West-Gebiete Deutschlands, wird der in Kapitel 2.1 beschriebene Datensatz nach diesem Merkmal separiert. Es ergeben sich nun 1082 Individuen mit Wohnsitz im Osten und die restlichen 3611 Wirtschaftssubjekte leben im alten Bundesgebiet. Ziel der Analyse ist dabei die Heterogenität der verschiedenen Bundesgebiete zu bestimmen, insbesondere durch die Bildungsrenditen.

### 3.3 Ergebnisse

Die detaillierte Ergebnisdarstellung findet sich in Tabelle 7. Es ergibt sich aus der allgemeinen Regression eine jährliche Verzinsung im Durchschnitt von 7,9 %<sup>23</sup> pro zusätzlichem Bildungsjahr. Im Vergleich zu jenen ohne Schulabschluss, hier mit 7 Jahren Bildung gerechnet, verdient ein Individuum pro zusätzlichem Jahr 7,9 % mehr. Im Ost-West-Vergleich können deutliche Unterschiede zwischen den beiden Regionen ermittelt werden. So verzinst sich Humankapital im Gebiet der ehemaligen DDR mit 9,7 % und im Westen lediglich mit 8,1 %. Die geschätzten Koeffizienten zeigen eine deutliche Signifikanz. Auffällig ist dabei, dass die separierte Betrachtung in beiden Regionen eine höhere jährliche Rendite zeigt. Dieses recht kontraintuitive Ergebnis muss leider aufgrund von marginalen Schätzfehlern akzeptiert werden.

Beim Vergleich der Koeffizienten der Kontrollvariablen kann der zuvor vermutete Zusammenhang bei signifikantem Ergebnis bestätigt werden. Die Jahre der potentiellen Berufserfahrung, und damit das firmenspezifische Kapital, haben einen positiven Einfluss auf das Einkommen, das Quadrat hingegen hat einen infinitesimalen und doch signifikanten negativen Einfluss. Die Höhe des Koeffizienten ist in allen Betrachtungen recht ähnlich. Beim Vergleich der Regressionsergebnisse muss weiterhin festgestellt werden, dass im Osten Deutschlands der Einfluss des Familienstandes auf das Einkommen nicht signifikant nach-

---

<sup>23</sup> Die Werte entsprechen nicht genau denen in den Ergebnistabellen, da der semilogarithmische Zusammenhang in Prozente umgerechnet ist.

gewiesen werden kann. Bei Signifikanz ist der Effekt positiv, wirkt jedoch im gesamtdeutschen Raum stärker als in Westdeutschland. Der Einfluss von der Unternehmensgröße auf das Einkommen kann für alle Gebiete signifikant nachgewiesen werden. Allerdings wirkt ein großes Unternehmen im ostdeutschen Raum wesentlich einkommenssteigernder als im westdeutschen Raum. Hat ein Individuum seine im Job zu verrichtende Tätigkeit zuvor innerhalb einer Berufsausbildung oder eines Studiums erlernt, wirkt dies deutlich einkommenssteigernd, allerdings ist die Bedeutung der absolvierten Ausbildung in Ostdeutschland höher. Der Wohnort hat einen gewissen Einfluss auf das Einkommen. So verdient ein auf dem Land wohnender Erwerbstätiger im Durchschnitt 4,6 % weniger als ein vergleichbarer Arbeitnehmer aus der Stadt. Der Einfluss ist jedoch einzig für die gesamtdeutsche Betrachtung nachweisbar. Bei der separierten Betrachtung verliert sich dieser Effekt und kann demnach nicht signifikant bestätigt werden. Wie schon in Abschnitt 2.3, gezeigt, verdienen Frauen im Durchschnitt weniger als Männer. Die deskriptive Statistik wird auch durch die Regressionsergebnisse bestätigt. Der Einfluss ist im Vergleich zu den bisherigen Kontrolleinflüssen der Stärkste. Im Osten spielt das Geschlecht eine deutlich geringere Rolle als im Westen. Allerdings ist auch dort der Einfluss deutlich.

Zur Beurteilung dieses Regressionsmodell gilt es zunächst die Güte zu zeigen. Es kann ein  $R^2$  i.H.v. 36 bis 42 % ermittelt werden. In Anbetracht der Tatsache, dass es sich bei dieser Untersuchung um eine Analyse mit Mikrodaten handelt und sowohl die Einkommens-, als auch die Ausbildungsentscheidung sehr heterogen ist, ist dies ein zufriedenstellendes Ergebnis. Das Modell kann grundsätzlich signifikant den Gesamtzusammenhang darstellen und auch die einzelnen Variablen haben zumeist einen deutlichen Einfluss auf das zu erklärende Einkommen. Werden die Annahmen, die für die konsistente und effiziente Schätzung der Koeffizienten durch die OLS-Methode vonnöten sind, untersucht, ergibt sich folgendes: Die Normalverteilung der Residuen<sup>24</sup> ist nicht gegeben, trotzdem können aufgrund des großen Stichprobenumfangs approximativ die Koeffizienten der Regression als effizient akzeptiert werden. Auch die Homoskedastizität kann für die Residuen nicht bestätigt werden. Um die Effizienz der Koeffizienten trotzdem zu gewährleisten, werden Standardfehler nach White ermittelt und in eckigen Klammern dargestellt. Die Signifikanztests erfolgen auf der Basis dieser Standardfehler. Die Variable *Dauer der Ausbildung* zeigt keine Multikollinearität zu den anderen Regressoren. Der Test für die anderen Variablen ist im Anhang unter A.1 dargestellt. Abgesehen von der zu erwartenden Multikollinearitätsbeziehung zwischen den transformierten Erfahrungsvariablen, kann auch für die anderen Regressoren kein Problem dieser Art prognostiziert werden.

---

<sup>24</sup> Eine effizientere Analyse bietet hier die Maximum-Likelihood-Schätzung.

	Gesamt	Ostdeutschland	Westdeutschland
Konstante	1,419*** (0,058) [0,059]	0,858*** (0,110) [0,113]	1,492*** (0,064) [0,067]
Dauer der Ausbildung	0,076*** (0,002) [0,002]	0,093*** (0,005) [0,005]	0,078*** (0,002) [0,002]
Erfahrung	0,031*** (0,004) [0,004]	0,028*** (0,007) [0,007]	0,032*** (0,004) [0,004]
Erfahrung <sup>2</sup>	-0,000*** (0,000) [0,000]	-0,000*** (0,000) [0,000]	-0,000*** (0,000) [0,000]
verheiratet	0,047*** (0,013) [0,012]	0,036 (0,026) [0,025]	0,038*** (0,014) [0,013]
Dummy große Unternehmen (> 200 MA)	0,230*** (0,011) [0,011]	0,274*** (0,024) [0,024]	0,180*** (0,012) [0,012]
Dummy Tätigkeit im erlernten Beruf	0,148*** (0,012) [0,013]	0,208*** (0,024) [0,025]	0,115*** (0,013) [0,014]
Dummy ländlich	-0,045*** (0,017) [0,012]	-0,020 (0,023) [0,023]	-0,013 (0,013) [0,012]
weiblich	-0,234*** (0,011) [0,012]	-0,156*** (0,023) [0,023]	-0,253*** (0,012) [0,012]
korr. R <sup>2</sup>	0,36	0,42	0,38
F-Statistik	331	90	265
Test auf normalverteilte Residuen	abgelehnt***	abgelehnt***	abgelehnt***
<i>LM</i> <sub>Breusch-Pagan</sub>	abgelehnt***	abgelehnt***	abgelehnt***
<i>VIF</i> <sub>S</sub>	1,2	1,1	1,1
<i>LM</i> <sub>DWH</sub>	abgelehnt***	abgelehnt***	abgelehnt***
n	4693	1082	3611

Tab. 7: Ergebnistabelle einzelnen Regression nach alten und neuen Bundesländern; Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen, die Standardfehler der Regression werden in Klammern angegeben; in eckigen Klammern sind die Standardfehler nach White. Signifikanzlevel: \*\*\* 1 %, \*\* 5 % und \* 10 %.

Eine weitere bedeutende Annahme ist die Exogenität der Regressoren. Dies stellt bei der Untersuchung der Bildungsrenditen zumeist ein wirkliches Problem dar, welches zu inkonsistenten Schätzern führt. Zumeist muss angenommen werden, dass die Variable der *Dauer der Ausbildung* mit anderen Variablen korreliert, die jedoch nicht in dem Modell berücksichtigt wurden. Ziel der Analyse ist es, den Effekt den ein zusätzliches Bildungsjahr auf das Einkommen hat zu regressieren. Dabei gilt es die einzelnen Individuen charakterlich zu „homogenisieren“ und nur die Unterschiede in den Ausbildungszeiten zu berücksichtigen. Diese Homogenisierung ist jedoch z.T. aufgrund Unterschiede qualitativer Natur unmöglich machbar. So können deutliche Produktivitätsunterschiede aufgrund von individueller intrinsischer Motivation bzw. Fähigkeiten zustande kommen, obwohl die Personen die gleiche Anzahl an Ausbildungsjahren absolviert haben. Ein Herausrechnen dieser Eigenschaften ist aufgrund der fehlenden Quantifizierbarkeit nicht möglich. Mit Hilfe des Durbin-Wu-Hausmann-Tests soll das intuitiv vermutete Endogenitätsproblem untersucht werden. Erwartungsgemäß wird das Problem bestätigt. Um doch konsistente Schätzer zu erhalten wird ein weiteres Verfahren angewandt. Dabei gilt es die Regression in zwei Schritten durchzuführen. Zunächst wird die *Dauer der Ausbildung* als abhängige Variable über eine Zusatzregression geschätzt.

Variable	Variablenname	Skalierung	vermuteter Zusammenhang
$D_{MB_i}$	Vater hat mittleren Bildungsabschluss	dichotom (1: mittlerer Abschluss, rel. zu niedrigem Abschluss)	positiv
$D_{HB_i}$	Vater hat hohen Bildungsabschluss	dichotom (1: hoher Abschluss, rel. zu niedrigem Abschluss)	positiv
$N_{Buecher_i}$	Anzahl der Bücher im Haushalt	dichotom (1: mehr als 200 Bücher)	positiv
$N_{Schw_i}$	Anzahl der Schwestern	metrisch	negativ
$N_{Brued_i}$	Anzahl der Brüder	metrisch	negativ

Tab. 8: Variablenbezeichnung

Das Modell zur Regressierung lautet:  $S_i = \gamma_0 + \gamma_1 D_{MB_i} + \gamma_2 D_{HB_i} + \gamma_3 N_{Buecher_i} + \gamma_4 N_{Schw_i} + \gamma_5 N_{Brued_i} + \eta_i$ , wobei die Variablenbeschreibung in Tabelle 8 zu finden ist.  $\gamma_k$ , wobei  $k = 1..5$ , beschreibt die einzelnen Koeffizienten und mit  $\eta$  ist die Störgröße dieser Hilfsregression dargestellt. Ziel der im nachfolgenden beschriebenen Instrumente ist es die *Dauer*

der Ausbildung möglichst genau zu schätzen um die Verzerrungen über die beschriebenen charakterlichen Differenzen herauszurechnen. Die Ergebnisse der Hilfsregression sind im Anhang A.2 dargestellt. Die Ergebnisse des zweiten Schritts der Instrumentvariablenanalyse, d. h. die Schätzung der Lohngleichung finden sich in Tabelle 9.

	Gesamt	Ostdeutschland	Westdeutschland
Konstante	1,180*** (0,077)	0,383** (0,154)	1,307*** (0,084)
geschätzte Dauer der Ausbildung	0,092*** (0,004)	0,129*** (0,009)	0,091*** (0,004)
Erfahrung	0,033*** (0,004)	0,029*** (0,007)	0,035*** (0,004)
Erfahrung <sup>2</sup>	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
verheiratet	0,042*** (0,013)	0,024 (0,027)	0,035** (0,014)
Dummy große Unternehmen (> 200 MA)	0,224*** (0,012)	0,252*** (0,025)	0,176*** (0,012)
Dummy Tätigkeit im erlernten Beruf	0,125*** (0,013)	0,178*** (0,026)	0,096*** (0,015)
Dummy ländlich	-0,040*** (0,012)	-0,001 (0,024)	-0,009 (0,013)
weiblich	-0,236*** (0,012)	-0,163*** (0,024)	-0,255*** (0,012)
korr. R <sup>2</sup>	0,35	0,39	0,38
F-Statistik	251	72	201
<i>LM</i> <sub>Sargan</sub>	abgelehnt	abgelehnt	abgelehnt
n	4693	1082	3611

Tab. 9: Ergebnistabelle der Instrumentvariablenregression, abhängige Variable ist der logarithmierte Bruttostundenlohn; Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen, die Standardfehler der Regression werden in Klammern angegeben. Signifikanzlevel: \*\*\* 1 %, \*\* 5 % und \* 10 %.

Es kann bei Verwendung des Instrumentvariablenansatzes eine leicht höhere Rendite ermittelt werden. Somit verzinst sich nach dieser Methode das allgemeine Humankapital um 9,6 % im allgemeinen Modell. Im Osten ist die Verzinsung weiterhin mit 13,8% deutlich

höher als im Westen. Dort kann eine Rendite von 9,5 % ermittelt werden. Das Problem, dass die Rendite in der allgemeinen Betrachtung geringer ist, als in beiden Einzelbetrachtungen ist hier nicht mehr gegeben. Im Großen und Ganzen ändern sich die Koeffizienten der Kontrollvariablen nur geringfügig. Das um die Freiheitsgrade korrigierte  $R^2$  sinkt leicht. Zur Ermittlung konsistenterer Schätzer mit der Instrumentvariablenregression ist es zwingend notwendig, dass die verwendeten Instrumente a) einen Einfluss auf die *Dauer der Ausbildung* haben b) nicht mit dem Fehlerterm der ursprünglichen Regression korrelieren<sup>25</sup> sind. Der Sargan-Test analysiert die Validität der verwendeten Instrumente. In der gegebenen Regression kann die Validität nicht abgelehnt werden. Somit können die Ergebnisse des Instrumentvariablenregression als konsistent angesehen werden.

### 3.4 Durchschnittliche Bildungsrendite in deutschen Regionen

Aus der Ost-West-Betrachtung kann gezeigt werden, dass es deutliche Unterschiede gibt. Nachfolgend soll das Bundesgebiet weiter separiert werden. Die genaue Gebietsaufschlüsselung wurde bereits in Kapitel 2.3 beschrieben.

Das Modell, wie in Gleichung 1 beschrieben, soll weiterhin verwendet werden. Die genaue Darstellung aller Koeffizienten finden sich in den Tabellen 10 und 11. Die Ergebnisse werden anhand der nachfolgenden Karte, Abbildung 2, gezeigt. Für alle Bundesländer konnte der Zusammenhang zwischen dem Einkommen und der Dauer der Ausbildung signifikant gemessen werden. Es ist festzustellen, dass in Hamburg mit 6,9 % die geringste Bildungsrendite zu ermitteln ist. Die höchste Verzinsung des Humankapitals der alten Bundesländer ist in Nordrhein-Westfalen mit 8,5 % gegeben. Generell sind die Bildungsrenditen im Osten deutlich höher. Dabei ist festzustellen, dass sich für Mecklenburg Vorpommern mit 14,9 % der höchste Grad ergibt. Deutlich geringer dagegen Sachsen mit 8,3 %. Allerdings ist diese trotzdem deutlich über den meisten Bildungsrenditen des westdeutschen Bundesgebiets. Die Bundeshauptstadt Berlin kann eine mittlere Stellung unter den ostdeutschen Ländern einnehmen und liegt demnach mit 10,2 % deutlich über den westdeutschen Renditen. Bei Betrachtung der Kontrollvariablen kann für fast alle signifikanten Koeffizienten der vermutete Zusammenhang nachgewiesen werden. Die Signifikanz kann über den F-Test für alle Teilregressionen nachgewiesen werden. Die Güte der Modelle liegt zwischen 26 % in Hamburg und 48 % in Thüringen sowie 47 % in Bremen. Der kleinste Stichprobenumfang ist in Bremen mit nur 41 Beobachtungen gegeben, gefolgt von Hamburg mit 59.

---

<sup>25</sup> Sonst wäre das Endogenitätsproblem weiterhin existent.

Alle weiteren Beobachtungszahlen sind deutlich höher. Doch auch bei den geringen Fallzahlen kann für den fraglichen Koeffizienten ein eindeutig signifikanter Zusammenhang nachgewiesen werden.

Eine mögliche Ursache für die aufgezeigten Unterschiede könnten in unterschiedlichen Mobilitätsgraden der einzelnen Individuen mit verschiedenen Qualifikationsniveaus gesehen werden. Das Preisniveau ist in den östlichen Bundesländern deutlich geringer als in dem alten Bundesgebiet. Somit können sich die zumeist immobilen geringer Qualifizierten mit einem niedrigeren Lohnniveau begnügen. Für die deutlich mobileren höher Qualifizierten müssen zumindest landesweit approximativ ähnliche Löhne gezahlt werden, da dies andernfalls eine Entleerung dieser Gruppe in einzelner Regionen zur Folge hätte. Diese Angleichung muss nicht bis auf 100 % erfolgen, da von einer individuellen Trägheit bezüglich einer Regionsveränderung ausgegangen werden kann.

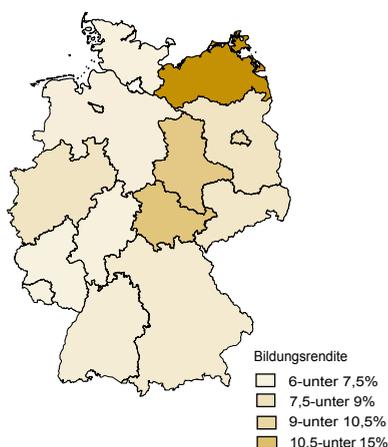


Abb. 2: Bildungsrenditen in Deutschland; Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen.

Vergleicht man nun den durchschnittlichen Anstieg, so wird dieser in den Ländern der ehemaligen DDR deutlich größer sein, da das Startniveau geringer ist und die obere Grenze zwar relativ zum Westgehalt geringer, aber im Vergleich zum Niedrigqualifizierten im Osten höher ist. Es können auch weitere Ursachen als Begründung herangezogen werden, wie

	BW	BY	BE	MV	BB	ST	TH	SN
Konstante	1,708*** (0,135)	1,241*** (0,154)	0,736* (0,378)	-0,222 (0,469)	1,480*** (0,304)	0,654** (0,250)	0,936*** (0,249)	1,039*** (0,189)
Dauer der Ausbildung	0,076*** (0,005)	0,078*** (0,006)	0,097*** (0,016)	0,139*** (0,015)	0,082*** (0,013)	0,101*** (0,011)	0,104*** (0,011)	0,080*** (0,008)
Erfahrung	0,032*** (0,008)	0,051*** (0,010)	0,056*** (0,023)	0,052 (0,029)	-0,009 (0,019)	0,039** (0,017)	0,016 (0,018)	0,027** (0,011)
Erfahrung <sup>2</sup>	-0,000*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)	0,001** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000* (0,000)
verheiratet	0,059*** (0,030)	0,008 (0,033)	-0,097 (0,091)	-0,054 (0,088)	0,044 (0,070)	0,179*** (0,064)	-0,001 (0,056)	-0,011 (0,042)
Dummy große Unternehmen (> 200 MA)	0,136*** (0,027)	0,149*** (0,030)	0,337*** (0,087)	0,170** (0,074)	0,227*** (0,062)	0,306*** (0,059)	0,357*** (0,053)	0,261*** (0,040)
Dummy Tätigkeit im erl. Beruf	0,076*** (0,029)	0,101*** (0,031)	0,025 (0,095)	0,264*** (0,078)	0,285*** (0,064)	0,272*** (0,060)	0,145** (0,057)	0,166*** (0,040)
Dummy ländlich weiblich	-0,041 (0,027)	0,076*** (0,030)	-0,070 (0,159)	-0,007 (0,076)	-0,024 (0,060)	-0,041 (0,060)	-0,045 (0,053)	-0,013 (0,038)
	-0,266*** (0,027)	-0,235*** (0,030)	-0,121 (0,088)	-0,077 (0,076)	-0,204*** (0,060)	-0,242*** (0,058)	-0,210*** (0,054)	-0,115*** (0,038)
korr. R <sup>2</sup>	0,43	0,35	0,27	0,47	0,38	0,48	0,48	0,39
F-Statistik	55	47	7	13	15	23	23	39
n	588	677	133	109	186	195	186	349

Tab. 10: Ergebnistabelle der der Einzelregressionen pro Region, Teil 2; Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen, die Standardfehler der Regression werden in Klammern angegeben. Signifikanzlevel: \*\*\* 1 %, \*\* 5 % und \* 10 %.

	SH	HH	NI	HB	NW	HE	RP/SL
Konstante	1,333*** (0,273)	2,130*** (0,471)	1,324*** (0,196)	0,815* (0,423)	1,612*** (0,131)	1,568*** (0,190)	1,453*** (0,249)
Dauer der Ausbildung	0,074*** (0,011)	0,067*** (0,019)	0,075*** (0,008)	0,078*** (0,019)	0,082*** (0,005)	0,074*** (0,007)	0,073*** (0,009)
Erfahrung	0,047*** (0,016)	-0,016 (0,033)	0,041*** (0,012)	0,057** (0,027)	0,021** (0,008)	0,026** (0,011)	0,040** (0,016)
Erfahrung <sup>2</sup>	-0,001** (0,000)	0,001 (0,001)	-0,001** (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001** (0,000)
verheiratet	-0,032 (0,059)	0,177 (0,118)	0,147*** (0,042)	-0,044 (0,100)	0,018 (0,027)	0,013 (0,045)	-0,011 (0,047)
Dummy große Unternehmen (> 200 MA)	0,163*** (0,052)	0,067 (0,116)	0,165*** (0,039)	0,154 (0,100)	0,182*** (0,024)	0,214*** (0,038)	0,263*** (0,042)
Dummy Tätigkeit im erlernten Beruf	0,137** (0,057)	0,105 (0,121)	0,070* (0,041)	0,219* (0,124)	0,137*** (0,026)	0,125*** (0,041)	0,243*** (0,045)
Dummy ländlich weiblich	-0,008 (0,054)	0,059 (0,204)	-0,049 (0,038)	0,051 (0,188)	-0,023 (0,028)	-0,036 (0,037)	-0,052 (0,041)
	-0,204*** (0,053)	-0,306*** (0,109)	-0,255*** (0,038)	-0,136 (0,095)	-0,285*** (0,024)	-0,172*** (0,038)	-0,323*** (0,041)
korr. R <sup>2</sup>	0,40	0,26	0,35	0,47	0,40	0,38	0,46
F-Statistik	11	3	39	6	82	28	34
n	128	59	412	41	971	349	310

Tab. 11: Ergebnistabelle der Einzelregressionen pro Region; Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen, die Standardfehler der Regression werden in Klammern angegeben. Signifikanzlevel: \*\*\* 1 %, \*\* 5 % und \* 10 %.

z.B. Strukturunterschiede in den Regionen und damit unterschiedliche Arbeitsnachfragen. Problematisch ist allerdings der Nachweis für tatsächlichen Ursachen. Die Datenlage bietet bei der hier angewandten Querschnittsanalyse lediglich eine Beobachtungszahl von 15. Eine sinnvolle statistische Analyse ist somit nicht möglich. Daher sollen die aufgezeigten Ursachen lediglich als mögliche Tendenzen verstanden werden.

## 4 Zusammenfassung und Fazit

Bei Berechnung der Bildungsrenditen kann für Gesamtdeutschland eine Verzinsung pro zusätzlichem Schuljahr von 7,9 % ermittelt werden. Für die regionenspezifische Betrachtung ist festzustellen, dass die Rendite in Ostdeutschland deutlich über der in den alten Bundesländern liegt. Wird der Datensatz weiter aufgesplittet und errechnet man dann die Bildungsrenditen pro Bundesland, kann die zuvor vermutete Heterogenität innerhalb Deutschlands bestätigt werden. Generell ist der Zusammenhang zwischen dem Einkommen und der Dauer der Ausbildung positiv und liegt zwischen 6,9 und 14,9 %. Dabei ist festzustellen, dass für Hamburg die geringste und für Mecklenburg Vorpommern die höchste Humankapitalverzinsung ermittelt werden kann. Der Endogenitätstest zeigt eine mögliche verzerrte Schätzung bei Verwendung der Methode der Kleinsten Quadrate. Um der Verzerrung gerecht zu werden findet der Instrumentvariablenansatz Verwendung. In der gesamtdeutschen Betrachtung steigt die Bildungsrendite auf 9,6 %. Im Osten liegt die Bildungsrendite bei Verwendung dieser Methode bei 13,8 %, im Westen bei 9,5 %. Das generelle Ergebnis einer höheren Bildungsrendite im Osten bzw. in den neuen Bundesländern wird durch das weitere Verfahren bestätigt.

## Literatur

Ammermüller, A., Kuckulenz, A. und Zwick, T. (2006). 'Aggregate Unemployment decreases individual returns to education.' *ZEW-Discussion papers, 06-034*, Bd. 34.

Anger, C., Pluenecke, A. und Schmidt, J. (2010). 'Bildungsrenditen in Deutschland- Einflussfaktoren, politische Optionen und volkswirtschaftliche Effekte.' *Institut der deutschen Wirtschaft Köln*.

Anger, S. und Lupo, K. (2007). 'Bildungsrenditen von Vollzeitbeschäftigten in Deutschland: Der Osten hat aufgeholt.' *DIW- Wochenbericht*, Bd. 10, S. 149–158.

- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011). 'SOEP Dokumentation.' URL <http://www.diw.de/deutsch/soep/26628.html>.
- Heij, C., Boer, P.d., Franses, P.H. et al. (2004). *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. Oxford University Press.
- Jochmann, M. und Pohlmeier, W. (2004). 'Der Kausaleffekt von Bildungsinvestitionen: Empirische Evidenz für Deutschland.' *ZEW Discussionpaper*.
- Krenz, A. (2008). 'Theorie und Empirie über den Wirkungszusammenhang zwischen sozialer Herkunft, kulturellem und sozialem Kapital, Bildung und Einkommen in der Bundesrepublik Deutschland.' *SOEP Papers*, Bd. 128.
- Lauer, C. und Steiner, V. (2000). 'Returns to Education in West Germany- An empirical Assessment.' *ZEW Discussionpaper*, Bd. 4.
- Maier, M., Pfeiffer, F. und Pohlmeier, W. (2004). 'Returns to education and individual heterogeneity.' *ZEW Discussionpaper*.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research.
- Reilich, J. (2006). 'Return to Schooling in Germany.' *Statistische Diskussionsbeiträge, Prof. Strohe*, Bd. 24.
- Schöler, K. (2006). 'Transformationsprozesse und neue ökonomische Geographie.' *Volks-wirtschaftliche Diskussionsbeiträge*, Bd. 85.
- Statistisches Bundesamt (2008). 'Bildungsfinanzbericht 2008.' *Dstatits*.
- von der Lippe, P. und Kladroba, A. (2002). 'Repräsentativität von Stichproben.' *Marketing*, Bd. 24, S. 227–238.
- Willis, R. (1973). 'A new approach to the economic theory of fertility.' *Journal of Political Economy*, Bd. 81, S. 14–64.

## Anhang

### A Modellprüfung

#### A.1 Multikollinearitätsprüfung

In nachfolgender Tabelle 12 sind Multikollinearitätsprüfungen für die einzelnen Regressoren des Modells dargestellt. Der kritische Wert wird in der Literatur<sup>26</sup> auf 5 bzw. 10 gesetzt. In diesem Artikel wird von einem Multikollinearitätsproblem ausgegangen, wenn der kritische Wert 5 überschritten wird. Da die Werte der Variance Inflation Factors zwischen dem gesamtdeutschen Modell und den regionalspezifischen Modell in keiner Weise differieren, sind sie ohne Unterscheidung in der Tabelle aufgeführt.

	VIF
Dauer der Ausbildung	1,2
Erfahrung	29
Erfahrung <sup>2</sup>	29
verheiratet	1,1
Dummy große Unternehmen (> 200 MA)	1,0
Dummy Tätigkeit im erlernten Beruf	1,1
Dummy ländlich	1,0
weiblich	1,0

Tab. 12: Multikollinearitätsprüfung. Darstellung der Variance inflation factors; Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen

#### A.2 Darstellung der Modellergebnisse für den Instrumentvariablenansatz

An dieser Stelle werden die Koeffizienten der Hilfsregression in Tabelle 13 dargestellt. Diese Modell wurde, wie bereits im Text beschrieben mit folgender Gleichung geschätzt:

$$S_i = \gamma_0 + \gamma_1 D_{MB_i} + \gamma_2 D_{HB_i} + \gamma_3 N_{Buecher_i} + \gamma_4 N_{Schw_i} + \gamma_5 N_{Brued_i} + \eta_i.$$

---

<sup>26</sup> Vgl. Heij et al. (2004), S. 160.

	Gesamt	Ostdeutschland	Westdeutschland
Konstante	12,527*** (0,266)	11,377*** (0,523)	13,136*** (0,308)
mittlere Schulbildung Vater	1,456*** (0,072)	1,275*** (0,144)	1,501*** (0,083)
hohe Schulbildung Vater	3,806*** (0,138)	3,557*** (0,251)	3,829*** (0,164)
Dummy Anzahl der Bücher	1,521*** (0,069)	1,427*** (0,139)	1,547*** (0,079)
$NSchw_i$	-0,127*** (0,030)	-0,226*** (0,065)	-0,091*** (0,034)
$NBrued_i$	-0,191*** (0,030)	-0,115* (0,063)	-0,197*** (0,033)
Erfahrung	-0,049** (0,019)	0,057 (0,039)	-0,100*** (0,022)
Erfahrung <sup>2</sup>	-0,000 (0,000)	-0,002** (0,001)	0,001** (0,000)
verheiratet	0,239*** (0,069)	0,199 (0,141)	0,226*** (0,076)
Dummy große Unternehmen (> 200 MA)	0,130** (0,062)	0,321** (0,129)	0,116* (0,071)
Dummy Tätigkeit im erlernten Beruf	0,984*** (0,065)	0,504*** (0,132)	1,115*** (0,074)
Dummy ländlich	-0,116* (0,063)	-0,355*** (0,126)	-0,083 (0,073)
weiblich	-0,037 (0,062)	0,213* (0,126)	-0,037 (0,071)
korr. R <sup>2</sup>	0,42	0,36	0,44
F-Statistik	281	51	237

Tab. 13: Ergebnistabelle der Instrumentvariablenregression: abhängige Variable: *Dauer der Ausbildung*; Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen, die Standardfehler der Regression werden in Klammern angegeben. Signifikanzlevel: \*\*\* 1 %, \*\* 5 % und \* 10 %.