

**Bildungsbeteiligung, Studiendauer und  
Bildungsrenditen an deutschen  
Hochschulen: Eine mikroökonomische  
Analyse über heterogene Agenten im  
Kontext der Studiengebührenpolitik**

**Dissertation zur Erlangung des akademischen Grades des  
Doktors der Wirtschaftswissenschaften an der Universität  
Konstanz im Fachbereich Wirtschaftswissenschaften**

**vorgelegt von**

**Roland A. Amann**

Tag der mündlichen Prüfung: 04.12.2006

Referent: Prof. Dr. Friedrich Breyer

Referent: PD Dr. Friedhelm Pfeiffer

# Vorwort

Diese Dissertation ist aus den Arbeiten meiner Tätigkeit als Mitglied der Forschergruppe „Heterogene Arbeit: Positive und normative Aspekte der Qualifikationsstruktur“ entstanden.

Die Arbeit richtet sich vor allem an Wissenschaftler, die sich mit dem Thema der Studiengebührenpolitik auseinandersetzen. In positiven und normativen Analysen versuche ich mögliche Auswirkungen einer Studiengebühren-einführung auf die Studiendauer und die Bildungsbeteiligung in Deutschland aufzuzeigen. Die Auswahl dieses Themas ergab sich einerseits durch mein intrinsisches Interesse und andererseits durch die hochaktuelle Brisanz, die sich aus der Tatsache erklärt, dass im Sommersemester 2007 an vielen deutschen Hochschulen zum ersten Mal eine Studiengebühr erhoben wird.

Diese Arbeit wäre nicht ohne externe finanzielle Unterstützungen entstanden. Mein Dank gilt hier vor allem der Deutschen Forschungsgemeinschaft und der Friedrich-Ebert-Stiftung. Des Weiteren profitierte diese Arbeit von Anregungen zahlreicher Professoren und Kollegen. Mein größter Dank gilt hierbei meinem Doktorvater Prof. Dr. Breyer. Darüber hinaus möchte ich mich bei allen meinen Kollegen vom Lehrstuhl, den Mitgliedern der oben genannten Forschergruppe und des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz, sowie den Kollegen des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften am University College London und an der University of California, Berkeley, recht herzlich bedanken.

Hinterhof/Friedrichshafen im Dezember 2006

Roland A. Amann

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Das deutsche Hochschulsystem im internationalen Vergleich</b>	<b>6</b>
2.1	Bildungsbeteiligung . . . . .	6
2.2	Studiendauer . . . . .	7
2.3	Bildungsrenditen . . . . .	9
<b>3</b>	<b>Die Effekte einer Erwerbstätigkeit auf die Studiendauer</b>	<b>16</b>
3.1	Relevante Literatur . . . . .	18
3.2	Daten . . . . .	20
3.3	Regressionsmodell . . . . .	28
3.4	Spezifikation der Hazardrate . . . . .	28
3.5	Berücksichtigung von unbeobachtbarer Heterogenität . . . . .	30
3.6	Schätzergebnisse . . . . .	32
3.7	Erwartete Effekte der Erwerbstätigkeit auf die Studiendauer . . . . .	34
3.8	Modell mit wetteifernden Risiken . . . . .	40
<b>4</b>	<b>Die monetären Bildungsrenditen im deutschen Hochschulbereich</b>	<b>50</b>
4.1	Bestimmung der Lohndifferenz zwischen postsekundären Ausbildungen . . . . .	51
4.1.1	Relevante Literatur . . . . .	51
4.1.2	Ökonometrisches Modell und Identifikationsstrategie . . . . .	53
4.1.3	Daten und Spezifikationen . . . . .	55
4.1.4	Schätzergebnisse der Bildungsrenditen für die gesamte Stichprobe . . . . .	60

4.1.5	Schätzergebnisse der Bildungsrenditen für die relevante Stichprobe . . . . .	62
4.2	Bildungsrenditen von Studiengängen . . . . .	67
4.2.1	Relevante Literatur . . . . .	67
4.2.2	Daten . . . . .	68
4.2.3	Ökonometrisches Modell und Ergebnisse . . . . .	69
4.3	Lohnzuwächse über die Betriebszugehörigkeit . . . . .	72
4.3.1	Relevante Literatur . . . . .	79
4.3.2	Eine Identifikationsstrategie . . . . .	80
4.3.3	Schätzergebnisse . . . . .	82
4.4	Asymmetrische Informationen und heterogene Lohnprofile . . . .	84
4.4.1	Relevante Literatur . . . . .	84
4.4.2	Ein Modell . . . . .	95
4.4.3	Monopson . . . . .	97
4.4.4	Vollkommene Konkurrenz . . . . .	103
<b>5</b>	<b>Die Entscheidung einer Beteiligung im tertiären Bildungsbereich</b>	<b>110</b>
5.1	Relevante Literatur . . . . .	110
5.2	Ein Modell . . . . .	114
<b>6</b>	<b>Die Finanzierung des deutschen Hochschulsystems</b>	<b>133</b>
6.1	Relevante Literatur . . . . .	133
6.2	Staaatsbudget . . . . .	136
6.3	Auswirkungen einer Studiengebührenerhöhung auf die Studierendauer . . . . .	137
6.4	Auswirkungen einer Studiengebührenerhöhung auf die Bildungsbeteiligung . . . . .	140

6.5 Implikationen für das deutsche Hochschulsystem . . . . .	141
<b>7 Schlussbemerkungen</b>	<b>151</b>
<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>155</b>

# Abbildungsverzeichnis

1	Bildungsbeteiligung im tertiären Bildungsbereich nach Schulabschluss des Vaters. . . . .	11
2	Bildungsbeteiligung im tertiären Bildungsbereich nach sozialer Herkunft. . . . .	12
3	Zeitliche Verteilung der Vollzeitbeschäftigung während des Studiums. . . . .	25
4	Zeitliche Verteilung der Teilzeitbeschäftigung während des Studiums. . . . .	26
5	Überlebensfunktion der Studiendauer. . . . .	27
6	Überlebensfunktion der Studiendauer für verschiedene Intensitäten der Vollzeiterwerbstätigkeit. . . . .	36
7	Überlebensfunktion der Studiendauer für verschiedene Intensitäten der Teilzeiterwerbstätigkeit. . . . .	37
8	Erwartete Studiendauer (in Monaten) für verschiedene Intensitäten der Teilzeiterwerbstätigkeit. . . . .	38
9	Erwartete Studiendauer (in Monaten) für verschiedene Intensitäten der Vollzeiterwerbstätigkeit. . . . .	39
10	Entwicklung der Erwerbstätigkeitsquote bei deutschen Studenten.	43
11	Finanzierungsbeitrag (in Euro) der Eltern nach sozialer Herkunft.	44
12	Veränderung des durchschnittlichen Einkommens (in Euro) von deutschen Studenten in den Jahren 1991-2003. . . . .	45
13	Differenz der konditionalen Dichtefunktionen für die Schulbildung von Individuen aus urbanisierten und ländlichen Gebieten.	58
14	Lohnzuwächse über das Altersprofil. . . . .	73
15	Lohnzuwächse über das Altersprofil für verschiedene Studienabschlüsse. Erster Teil. . . . .	74
16	Lohnzuwächse über das Altersprofil für verschiedene Studienabschlüsse. Zweiter Teil. . . . .	75

17	Lohnzuwächse über die Betriebszugehörigkeit. . . . .	76
18	Lohnzuwächse über die Betriebszugehörigkeit für verschiedene Studienabschlüsse. Erster Teil. . . . .	77
19	Lohnzuwächse über die Betriebszugehörigkeit für verschiedene Studienabschlüsse. Zweiter Teil. . . . .	78
20	Der Selektionsmechanismus in einem statischen Modell. . . . .	92
21	Heterogene Lohnprofile bei asymmetrischen Informationen. . . .	101
22	Bildungsbeteiligung an Hochschulen. . . . .	120
23	Verlauf des optimalen Freizeitkonsums bei variierenden Nettostudienkosten. . . . .	131
24	Verlauf der Studiendauer bei variierenden Nettostudienkosten. .	132
25	Häufigkeitsverteilung des zeitlichen Aufwands für das Lernen und die Erwerbstätigkeit. . . . .	138
26	Veränderung der indirekten Nutzenfunktion $V_i$ durch eine Studiengebühreneinführung. . . . .	150

# Tabellenverzeichnis

1	Trend der Bildungsbeteiligung in ausgewählten OECD-Ländern für die 25-64 Jahre alte Bevölkerungsgruppe. . . . .	12
2	Trend der Bildungsbeteiligung in ausgewählten OECD-Ländern für die 25-34 Jahre alte Bevölkerungsgruppe. . . . .	13
3	Durchschnittliche Studiendauer in ausgewählten OECD-Ländern.	13
4	Durchschnittliche Studiendauer (in Jahren), aufgeteilt nach Fächergruppen an deutschen Universitäten und Fachhochschulen. .	13
5	Studiendauer im Diplomstudiengang Biologie an deutschen Universitäten. . . . .	14
6	Abschlussquoten im tertiären Bildungsbereich für ausgewählte OECD-Länder. . . . .	14
7	Gründe für eine Unterbrechung des Studiums, aufgeteilt nach Studiengängen. . . . .	14
8	Bildungsrenditen nach dem Geschlecht der Arbeitnehmer gegliedert, für 25-64 und 30-44 Jahre alte Individuen in ausgewählten OECD-Ländern. . . . .	15
9	Trend der Arbeitslosenquoten für 25-64 Jahre alte Individuen nach Bildungsabschlüssen in ausgewählten OECD-Ländern. . . .	15
10	Beispiel zur Errechnung der durchschnittlichen Arbeitsintensität.	21
11	Prozentualer Zeitanteil von Teil- und Vollzeitbeschäftigungen während des Studiums. . . . .	21
12	Deskriptive Statistik. . . . .	22
13	Prozentualer Zeitanteil an Voll- und Teilzeitbeschäftigungen, aufgeteilt nach erklärenden Variablen des Modells. . . . .	23
14	Berechnung der relativen Hazardraten des Studienabschlusses. .	33
15	Berechnung der relativen Hazardraten des Studienabschlusses und -abbruchs. . . . .	41
16	Finanzierungsquellen eines Studenten in Deutschland. . . . .	42

17	Variablenerklärung. . . . .	42
18	Deskriptive Statistik. . . . .	56
19	Überprüfung eines möglichen Zusammenhangs zwischen der kognitiven Fähigkeit und des Urbanisierungsgrads. . . . .	57
20	Ergebnisse der Kleinst-Quadrate-Schätzung auf der ersten Stufe. . . . .	59
21	Schätzergebnisse auf der zweiten Stufe. . . . .	61
22	Ergebnisse der Kleinst-Quadrate-Schätzung auf der ersten Stufe für die relevante Stichprobe. . . . .	64
23	Schätzergebnisse auf der zweiten Stufe für die relevante Stichprobe. . . . .	66
24	Deskriptive Statistik. . . . .	69
25	Bildungsrenditen für tertiäre Bildungsabschlüsse in einem bestimmten Studiengang. . . . .	71
26	Schätzergebnisse der Lohnentwicklung über die Betriebszugehörigkeit. . . . .	83
27	Simulation des funktionalen Zusammenhangs zwischen $b$ und $\tau$ . . . . .	147

# 1 Einleitung

Das deutsche Hochschulsystem befindet sich zur Zeit in einer starken Umstrukturierungsphase. Dabei ist neben der Einführung der Master- und Bachelorstudiengängen die Einführung von Studiengebühren eine der einschneidendsten Politikmaßnahmen, die in Deutschland im tertiären Bildungsbereich implementiert wird.

Am 26. Januar 2005 entschied der zweite Senat des Bundesverfassungsgerichts, dass der Bund nicht die Gesetzgebungskompetenz besitzt, Studiengebühren zu verbieten. Dieses Urteil ebnete den Weg für die von vielen Landesregierungen beschlossene Studiengebühreneinführung. Deutschland wird demnach vielen anderen Nationen folgen, in denen eine Studiengebühr schon lange in das Hochschulsystem integriert wurde. Studiengebühren wurden bisher politisch sehr kontrovers diskutiert. Diese Arbeit soll einen Beitrag leisten, damit zukünftige politische Entscheidungen auf einer breiteren wissenschaftlichen Basis getroffen werden können.

Die Arbeit fokussiert auf Themen, die oft im Kontext der Studiengebührenpolitik diskutiert werden: Die lange *Studiendauer*, die ausreichend hohen *Bildungsrenditen* und die geringe *Bildungsbeteiligung* an deutschen Hochschulen.

Die Diskussionen über ein schnelleres Studium nehmen eine zentrale Position ein, da sowohl Verfechter<sup>1</sup> als auch Gegner von Studiengebühren die Studiendauer gerne als Begründung für eine (nicht) wünschenswerte Reform angeben. Befürworter postulieren, dass eine Studiengebühr ausreichend Anreize liefere, ein Studium zügiger abzuschließen. Gegner von Studiengebühren hingegen behaupten, dass der Anreizeffekt aufgrund von unvollkommenen Kapitalmärkten nicht zum Tragen komme. Vielmehr müsse mit einer längeren Studiendauer gerechnet werden, da Studenten durch eine Studiengebühreneinführung gezwungen seien, mehr Zeit in die Finanzierung des Studiums zu investieren. Diese Arbeit beschäftigt sich vor allem mit dem Argument der Studienfinanzierung unter der Annahme von unvollkommenen Kapitalmärkten. Es wird gezeigt, warum Studenten an gleichen Institutionen, im gleichen Studiengang und am gleichen Studienort immer noch starke Unterschiede in der Dauer

---

<sup>1</sup>In dieser Arbeit wird auf die Verwendung beider Geschlechtsformen verzichtet. Die Entscheidung, sich auf die männliche Form zu beschränken, basiert nicht auf diskriminierenden Absichten, sondern wurde allein aus Gründen der Übersichtlichkeit getroffen.

ihres Studiums aufweisen.

Studenten erzielen aus dem Studium an einer Hochschule grundsätzlich zwei Arten von Erträgen. Die erste Ertragsart kann man als monetäre Bildungsrendite zusammenfassen. Diese beinhaltet die Lohnsteigerungen, die durch einen Abschluss an einer Hochschule erreicht werden. Die zweite Ertragsart ergibt sich aus dem typischen Lebensstil eines Studenten. Diese Erträge können als nicht-monetäre Bildungsrenditen bezeichnet werden und bestehen aus allen unentgeltlichen Nutzenvorteilen, welche durch die spezielle Lebensführung als Student entstehen.<sup>2</sup> Die Bildungsrenditen sind von eminenter Bedeutung, weil sie in besonderem Maße für die Aufnahme eines Studiums an einer Hochschule verantwortlich sind. Es bedarf zum Beispiel einer ausreichend hohen Bildungsrendite bei der Einführung einer Studiengebühr, sodass sich Abiturienten trotz des Kostenanstiegs an einer Hochschule einschreiben. Die Arbeit wird sich aufgrund der besseren Bestimmbarkeit vor allem mit den monetären Renditen des Hochschulstudiums auseinandersetzen.

Die Bildungsbeteiligung ist folglich eine dritte wichtige Zustandsgröße in der Studiengebührendiskussion. Studiengebühren verursachen höhere Kosten des Studiums. Somit könnten Abiturienten abgeschreckt werden, Humankapital an einer Hochschule zu akkumulieren. In der endogenen Wachstumstheorie wird jedoch bewiesen, dass Humankapital einer der wichtigsten Faktoren für ein ständiges Wirtschaftswachstum ist.<sup>3</sup> Die einschlägige Literatur zeigt, dass eine erhöhte Humankapitalakkumulation zu einer steigenden Produktivität in der Gesellschaft führt. Als Hauptgrund werden, neben der individuellen Produktivitätserhöhung eines gebildeten Individuums, auch sogenannte „Spillover-Effekte“ - eine positive Auswirkung auf Menschen mit weniger Humankapital - angegeben. Aufgrund dieser Effekte sind Regierungen bemüht, eine hohe Bildungsbeteiligung an Hochschulen zu erreichen. Dennoch sollte das Akkumulieren von Humankapital in einem effizienten Rahmen erfolgen, da sich zum Beispiel eine lange Studiendauer hemmend auf Wachstumsprozesse auswirken könnte.<sup>4</sup>

---

<sup>2</sup>Als Beispiel wird oft die Möglichkeit einer flexiblen Zeitgestaltung während des Studiums genannt.

<sup>3</sup>Siehe dazu auch Lucas (1988) und Aghion und Howitt (1998).

<sup>4</sup>Wird die gleiche Menge an Humankapital schneller akkumuliert, kann ein Individuum länger seine Produktivität dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stellen.

Man sieht, dass sich Studiendauer, Bildungsrendite und Bildungsbeteiligung gegenseitig beeinflussen. Die Arbeit versucht mögliche Effekte einer Studiengebühreneinführung auf die Bildungsbeteiligung und Studiendauer aufzuzeigen und berücksichtigt dabei explizit die Interaktion der drei genannten Aspekte in den jeweiligen Analysen. Ein wichtiger methodischer Ansatz der Arbeit spiegelt sich in der Analyse von Bildungsbeteiligung, Studiendauer und Bildungsrendite im Kontext heterogener Agenten wider. Diese Herangehensweise scheint außerordentlich wichtig zu sein, da die Analyse von homogenen Individuen eine Einschränkung der Modellergebnisse zur Folge haben könnte.<sup>5</sup> Da im Folgenden auf Verhaltensänderungen eines einzelnen Studenten abgezielt wird, bedient sich die Arbeit theoretischer und ökonometrischer Modelle, die auf mikroökonomischer Ebene angewandt werden. Ordnungspolitische Theorien und makroökonomische Modelle werden nur an der Peripherie der Arbeit erwähnt.

Des Weiteren beinhaltet die Arbeit deskriptive Darstellungen des deutschen Hochschulsystems und vergleicht letzteres auf internationaler Ebene. Die Beschreibungen der Hochschulsysteme orientieren sich an den Inhalten dieser Arbeit und erklären vor allem die aktuellen Statistiken im Bereich der Studiendauer, -beteiligung und den Renditen im tertiären Bildungsbereich.

Die heutige Bildungsökonomik basiert in vielen Bereichen auf Erkenntnissen der klassischen Humankapitaltheorie. Wegweisende Arbeiten wie Becker (1964), haben die grundlegenden Prinzipien von Bildungsentscheidungen untersucht. Heutige Studien verwenden diese Ergebnisse, um unter anderem optimale empirische Bildungsökonomik zu modellieren oder quantitative Effekte im Bereich der empirischen Bildungsökonomik zu schätzen.<sup>6</sup> In dieser Arbeit sollen sowohl im Bereich der theoretischen als auch empirischen Bildungsökonomik neue Beiträge zur bestehenden Literatur geleistet werden.

Im Bereich der theoretischen Bildungsökonomik erweitert diese Arbeit drei Themengebiete: Im ersten Teil wird ein Modell entwickelt, das die beobachtbare Disparität in der Bildungsbeteiligung zwischen sozialen Klassen erklärt. Das Modell wird darüber hinaus verwendet, um das Gebiet der Hochschulfinanzierung zu analysieren. Der zweite Teil erweitert somit die Literatur der Hochschulfinanzierung. Dieser Ansatz berücksichtigt explizit, dass ein

---

<sup>5</sup>Zum Beispiel könnten Reformempfehlungen/-evaluationen durch die Vernachlässigung individueller Unterschiede verzerrte Schlussfolgerungen zulassen.

<sup>6</sup>Siehe dazu unter anderem Jacobs (2005) und Card (2001).

Steueraufkommen des Staates nicht nur von dem Steuersatz und dem Anteil der Steuerzahler abhängt, sondern vielmehr auch von der Zeit, in der eine Steuer gezahlt wird. Der dritte Beitrag zur theoretischen Literatur ist eine Erweiterung des klassischen Selektionsansatzes. Ausgehend von den bahnbrechenden Arbeiten von Akerlof (1970) und Spence (1973) wendeten Wissenschaftler<sup>7</sup> die gewonnenen Erkenntnisse im Bereich der asymmetrischen Informationen auch auf den Arbeitsmarkt an. In dieser Arbeit wird ein Selektionsmechanismus vorgestellt, bei dem verschiedene Typen von Arbeitern beschäftigt sind. Das Modell zeigt außerdem, dass trotz asymmetrischer Informationen eine „erst–beste“ Allokation gefunden werden kann.<sup>8</sup>

Im Bereich der empirischen Bildungsökonomik erweitert die Arbeit unter anderem die Literatur über Bildungsrenditen. Forscher haben seit der wegweisenden Arbeit von Mincer (1974) in verschiedensten Spezifikationen die Bildungsrenditen von Studenten quantifiziert. Diese Arbeit analysiert sowohl Bildungsrenditen eines weiteren Ausbildungsjahres als auch Verläufe von Bildungsrenditen über den Lebenszyklus. Das Schätzverfahren und die Wahl der Arbeitsstichprobe erweitern die bisherigen Analysen der Bildungsrenditen von deutschen Hochschulabgängern. Darüber hinaus wird gezeigt, inwiefern das deutsche Bildungssystem für präzisere Schätzungen der Bildungsrenditen genutzt werden kann. Der zweite empirische Teil beschäftigt sich mit der Studiendauer an deutschen Hochschulen. Mit Hilfe eines Verweildauermodells werden die Effekte eines Studentjobs auf die Wahrscheinlichkeit, ein Studium in einer bestimmten Zeit zu beenden, untersucht.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert: Kapitel 2 präsentiert eine komparative Analyse des deutschen Hochschulsystems. Dabei wird im Besonderen auf die Aspekte Bildungsbeteiligung, Studiendauer und Bildungsrendite eingegangen. In Kapitel 3 werden mögliche Effekte von Erwerbstätigkeiten während des Studiums auf die Studiendauer analysiert. Die Resultate aus Kapitel 3 dienen somit unter anderem dazu, die in Kapitel 5 zu treffenden Annahmen über die Effekte von unvollkommenen Kapitalmärkten auf die Studienzeit empirisch zu überprüfen. Im zweiten Teil des dritten Kapitels wird erörtert, ob Studententjobs die Abbrecherquote an Hochschulen erhöhen.

---

<sup>7</sup>Siehe dazu Salop und Salop (1976) und Guasch und Weiss (1981).

<sup>8</sup>Die Bezeichnung „erst–beste“ stammt vom englischen Ausdruck first–best.

Kapitel 4 beschäftigt sich ausführlich mit dem Thema der monetären Bildungsrenditen an deutschen Hochschulen. Neben einer empirischen Analyse von Bildungsrenditen, die durch ein weiteres Jahr an einer Hochschule erzielt werden, untersucht das Kapitel auch den Verlauf von Lohnprofilen. Des Weiteren liefert das vierte Kapitel eine theoretische Erklärung für heterogene Lohnprofile.

In Kapitel 5 wird ein theoretisches Modell zur Erklärung von Bildungsbeteiligungen im Hochschulbereich unter der Annahme unvollkommener Kapitalmärkte entwickelt.

Basierend auf den in Kapitel 5 erhaltenen Ergebnissen, analysiert Kapitel 6 die Finanzierung des Hochschulsystems. Dabei werden vor allem mögliche Effekte einer Studiengebührenreform auf die Studiendauer und auf die Bildungsbeteiligung dargestellt. Am Ende des sechsten Kapitels werden mögliche Implikationen für die deutsche Hochschulpolitik diskutiert.

Schlussbemerkungen und abschließende Worte sind in Kapitel 7 zusammengefasst.

## 2 Das deutsche Hochschulsystem im internationalen Vergleich

Dieses Kapitel gibt dem Leser eine deskriptive Übersicht, inwiefern sich das deutsche Hochschulsystem von Systemen anderer Länder unterscheidet. Das Kapitel gliedert sich in die für diese Arbeit relevanten Bereiche: Bildungsbeteiligung, Studiendauer und Bildungsrenditen.<sup>9</sup>

### 2.1 Bildungsbeteiligung

Der Zugang zu einer deutschen Hochschule ist vor allem an den Bildungsabschluss der Sekundarstufe II geknüpft. Der bestimmende Abschluss ist dabei die allgemeine Hochschulreife. Knapp 90 Prozent aller Studenten haben diese Art der Studienberechtigung erlangt. Die restlichen zehn Prozent besitzen eine fachgebundene Hochschul- oder eine Fachhochschulreife. Letztere Studienberechtigung spielt vor allem für Studenten an Fachhochschulen eine wichtige Rolle.

Laut Angaben des Statistischen Bundesamtes sind zur Zeit knapp zwei Millionen Studenten an deutschen Hochschulen immatrikuliert.<sup>10</sup> Die Zahl der Studienanfänger liegt bei 276.000. Der Frauenanteil der deutschen Studenten stieg in den letzten Jahren kontinuierlich an und liegt heute bei 48 Prozent. Ein wichtiger Erklärungsfaktor für die Bildungsbeteiligung an deutschen Hochschulen liegt im familiären Umfeld. Abbildungen 1 und 2 zeigen, unter der Berücksichtigung des Schulabschlusses des Vaters beziehungsweise der sozialen Herkunft des Studenten, welche Individuen an einer Hochschule studieren. Abbildung 2 offenbart, dass ein deutscher Jugendlicher aus der höchsten sozialen Schicht eine Wahrscheinlichkeit von über 80 Prozent besitzt, einen tertiären Bildungsabschluss zu erlangen, wohingegen ein deutscher Jugendlicher mit einer sozial schwachen Herkunft eine Chance von elf Prozent hat.<sup>11</sup> Im internationalen Vergleich gehört Deutschland damit zu den Ländern, in denen die soziale Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung stark ausgeprägt ist.<sup>12</sup>

---

<sup>9</sup>Die Tabellen in diesem Kapitel stammen aus OECD (2005) und OECD (2003) und die Abbildungen aus BMBF (2003).

<sup>10</sup>Diese Zahl beinhaltet auch ausländische Studenten an deutschen Hochschulen.

<sup>11</sup>Siehe auch BMBF (2003).

<sup>12</sup>Siehe dazu auch HIS (2005).

Vergleicht man die Hochschulbeteiligung in Deutschland mit jener in anderen Nationen, fallen vor allem die Trendwerte auf. Tabelle 1 zeigt den Verlauf der Bildungsbeteiligung in der gesamten Arbeitspopulation für die großen OECD-Bildungsnationen seit 1991.<sup>13</sup> Hatte Deutschland im Jahr 1991 noch die zweithöchste Immatrikulationsquote, so lag das deutsche Hochschulsystem im Jahr 2002 unter den großen Bildungsnationen auf dem letzten Platz. Spitzenreiter in der Bildungsbeteiligung sind die USA. Dort beträgt die Immatrikulationsquote der betrachteten Bevölkerungsgruppe 38 Prozent.

Die niedrige Quote in Deutschland resultiert vor allem aus der Bildungsbeteiligung der jüngeren Generationen. Tabelle 2 bestätigt diese Hypothese. Die Entwicklung der Hochschulimmatrikulationen für 25-34 Jahre alte Individuen ist in Deutschland zwischen 1991 und 2002 relativ konstant geblieben. Für den Rest der OECD-Länder erkennt man hingegen für diese Kohorte eine durchschnittliche Steigerung von 40 Prozent. Aufgrund der unterschiedlichen Ausbildungsperspektiven nach der Sekundarstufe, sind jedoch internationale Vergleiche auf Ebene der tertiären Bildungsbeteiligung kein politisch aussagekräftiger Indikator.<sup>14</sup>

## 2.2 Studiendauer

In Tabelle 3 wird die Studiendauer verschiedener OECD-Länder präsentiert. Ein deutscher Student verbringt im Durchschnitt über ein Jahr länger an der Hochschule, um seinen Abschluss zu erlangen.<sup>15</sup>

Deutsche Studenten weisen jedoch eine starke Heterogenität in der Studiendauer auf. Institutionelle Unterschiede erklären einen Teil dieser beobachtbaren Heterogenität. Tabelle 4 zeigt, dass Studenten an Fachhochschulen schneller zu ihrem Abschluss gelangen als Studenten an Universitäten. Eine starke Heterogenität in der Studiendauer ist auch zwischen den verschiedenen Studiengängen zu beobachten. Studenten der Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, der Veterinärmedizin und der Agrar-, Forst- und Ernährungswissenschaften erhalten ihren ersten Hochschulabschluss schneller als Studen-

---

<sup>13</sup>In der Zeile, die mit OECD gekennzeichnet ist, wird immer der Mittelwert über alle OECD-Länder angegeben.

<sup>14</sup>In Deutschland streben viele Abiturienten eine berufliche Ausbildung an, wohingegen zum Beispiel in den USA eine solche Alternative zur Hochschulausbildung nicht vorhanden ist.

<sup>15</sup>Siehe auch OECD (2005), OECD (2003), OECD (1998) und NCES (2003).

ten der Humanmedizin und der Sprach-, Kultur- und Ingenieurwissenschaften.<sup>16</sup> Eine weitere Unterteilung der in Tabelle 4 gezeigten Durchschnittswerte nach möglichen Universitätsstandorten würde einen weiteren Teil der Varianz in der Studiendauer offenbaren. Tabelle 5 illustriert die unterschiedlichen Studienzeiten für den Diplomstudiengang Biologie an deutschen Universitäten. Ein Student an der Universität Münster benötigt durchschnittlich 9,8 Semester, ein Student an der Universität Hohenheim jedoch 13,5 Semester, um sein Diplom zu erhalten.<sup>17</sup>

Auch die Abschlussquoten im tertiären Bildungsbereich sollten in der Diskussion über die Dauer eines Studiums einbezogen werden, da sich die Studiendauer durch den generellen Ausstieg aus der Hochschule determinieren lassen könnte. Tabelle 6 zeigt die Abschlussquoten im tertiären Bildungsbereich für die jeweiligen OECD-Länder. Deutschland nimmt mit 70 Prozent einen durchschnittlichen Platz ein. Die höchste Abschlussquote wird in Großbritannien erzielt, wo Studienanfänger mit einer 83-prozentigen Wahrscheinlichkeit am Ende ihres Studiums einen Abschluss erlangen. In Frankreich und den USA liegen diese Wahrscheinlichkeiten lediglich bei 59 beziehungsweise 66 Prozent.

Das Ab- oder Unterbrechen des Studiums kann verschiedenste Gründe haben. In Tabelle 7 werden Ursachen für das Unterbrechen eines Studiums in Deutschland aufgelistet. Der Zweifel am Sinn des Studiums wird im Durchschnitt als häufigster Grund angegeben.<sup>18</sup> Erwerbstätigkeiten und finanzielle Probleme scheinen außerdem eine zusätzliche Hürde während des Studiums darzustellen. Des Weiteren zeigt Tabelle 7, dass die Unterbrecherquote zwischen den Studiengängen variiert. In den Sprachwissenschaften unterbrechen 20 Prozent der Studenten ihr Studium, wohingegen in Medizin und in den Ingenieurwissenschaften die Quote 13 Prozent beträgt.

---

<sup>16</sup>Siehe dazu Heublin und Schwarzenberger (2005).

<sup>17</sup>Siehe dazu Wissenschaftsrat (2001).

<sup>18</sup>Die Angaben sind Prozentwerte, wobei Mehrfachnennungen möglich waren. Siehe auch BMBF (2003).

## 2.3 Bildungsrenditen

Unter dem Begriff Bildungsrendite subsumiert man alle positiven Erträge, die ein Student durch seine Bildungsbeteiligung an einer Hochschule erzielen kann. In diesem Kontext wird zwischen nicht-monetären und monetären Renditen unterschieden. Die erstgenannte Renditeform umfasst alle unentgeltlichen Vorteile des Studentenlebens. In der bisherigen Literatur wurden unter anderem die flexible Gestaltung des Tagesablaufes, das gesellige Leben als Student und möglicherweise der Spaß am Lernen als nicht-monetäre Renditen genannt.<sup>19</sup> Durch den intrinsischen Wert dieser Renditeform wird eine genaue Messung jedoch fast unmöglich. Dennoch kann davon ausgegangen werden, dass im deutschen Hochschulsystem relativ hohe nicht-monetäre Renditen erzielt werden. Das bisherige System verzichtete größtenteils auf Instrumente, wie zum Beispiel Studiengebühren oder Kreditpunktesysteme, die diese Renditeform stark beeinträchtigen würden.<sup>20</sup>

Monetäre Erträge setzen die extrinsischen Anreize eines Studiums. Durch das Ansammeln von Humankapital und den damit verbundenen Abschluss<sup>21</sup> qualifiziert sich ein Hochschulabsolvent in der Regel für einen besser bezahlten Beruf. Tabelle 8 unterteilt die Bildungsrenditen von Hochschulabsolventen nach Geschlecht und Alterskohorten. Laut der hier zitierten OECD-Studie wird der höchste Lohnzuwachs in den USA erzielt. Dort verdient ein Hochschulabsolvent im Durchschnitt über 80 Prozent mehr als eine Person, die direkt nach der Sekundarstufe in das Erwerbsleben eingetreten ist. In Deutschland ermöglicht der Hochschulabschluss einen Mehrverdienst von zirka 50 Prozent, wobei Männer und ältere Arbeitnehmer eine höhere Rendite erzielen.<sup>22</sup> Innerhalb der OECD-Länder sieht man hingegen keine klare Tendenz bei Vergleichen zwischen männlichen und weiblichen Beschäftigten und zwischen Altersgruppen der 25-64 und 30-44 Jahre alten Arbeitnehmern.

---

<sup>19</sup>Siehe dazu Alstadsaeter (2003), Fahr (2005), Dur und Glazer (2005) und Blundell, Dearden, Goodman und Reed (2000).

<sup>20</sup>Studiengebühren reduzieren den Freizeitkonsum, da die Opportunitätskosten steigen. Ein Kreditpunktesystem schränkt den Freizeitkonsum ein, da eine bestimmte Zeit für das Studium aufgewendet werden muss.

<sup>21</sup>In der Literatur wird unter anderem argumentiert, dass durch den Abschluss eine höhere monetäre Rendite erzielt wird als durch die pure Humankapitalakkumulation. Siehe dazu auch Weiss (1995).

<sup>22</sup>Es handelt sich hier jedoch um eine rein deskriptive Beschreibung der Lohnzuwächse. Die Renditen umfassen natürlich auch unbeobachtbare Faktoren, die die dargestellten Lohnunterschiede erklären könnten. Siehe dazu auch Kapitel 4.

Ein weiterer Aspekt, der in den erwarteten Zukunftslöhnen eines Abiturienten eine Rolle spielt, ist die Wahrscheinlichkeit überhaupt einen Arbeitsplatz zu erhalten. Tabelle 9 zeigt die durchschnittlichen Arbeitslosenquoten für bestimmte Bildungsabschlüsse. Für alle Länder fällt ein stabiles Muster auf: Ein Hochschulabschluss erhöht substanziell die Wahrscheinlichkeit beschäftigt zu sein. Die Betrachtung der Arbeitslosenquoten von 1991 bis 2003 zeigt außerdem, dass sich in Deutschland die Diskrepanz in der durchschnittlichen Arbeitslosigkeit zwischen einem Hochschulabsolventen und einer Person ohne Hochschulabschluss vergrößert hat. In den USA und in Großbritannien lässt sich hingegen ein inverser Verlauf beobachten.

Dieses Kapitel zeigte, dass sich das deutsche Hochschulsystem im internationalen Vergleich durch eine starke soziale Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung und durch eine sehr lange Studiendauer hervorhebt. In den folgenden Kapiteln wird versucht Erklärungen für diese Phänomene zu liefern. Außerdem wird analysiert, welcher kausale Zusammenhang zwischen der Investition in Humankapital und dem Einkommen besteht.

# Anhang

## Tabellen- und Abbildungsanhang

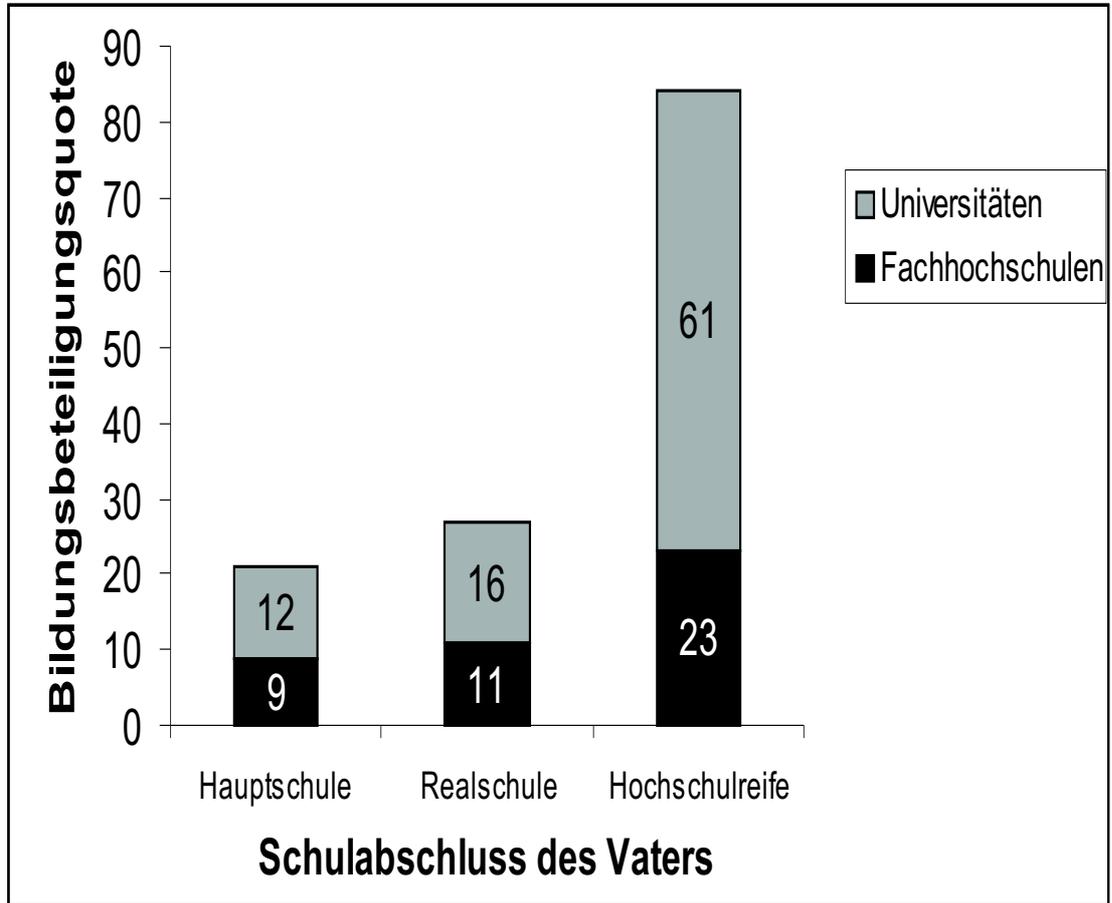


Abbildung 1: Bildungsbeteiligung im tertiären Bildungsbereich nach Schulabschluss des Vaters. Quelle: BMBF(2003).

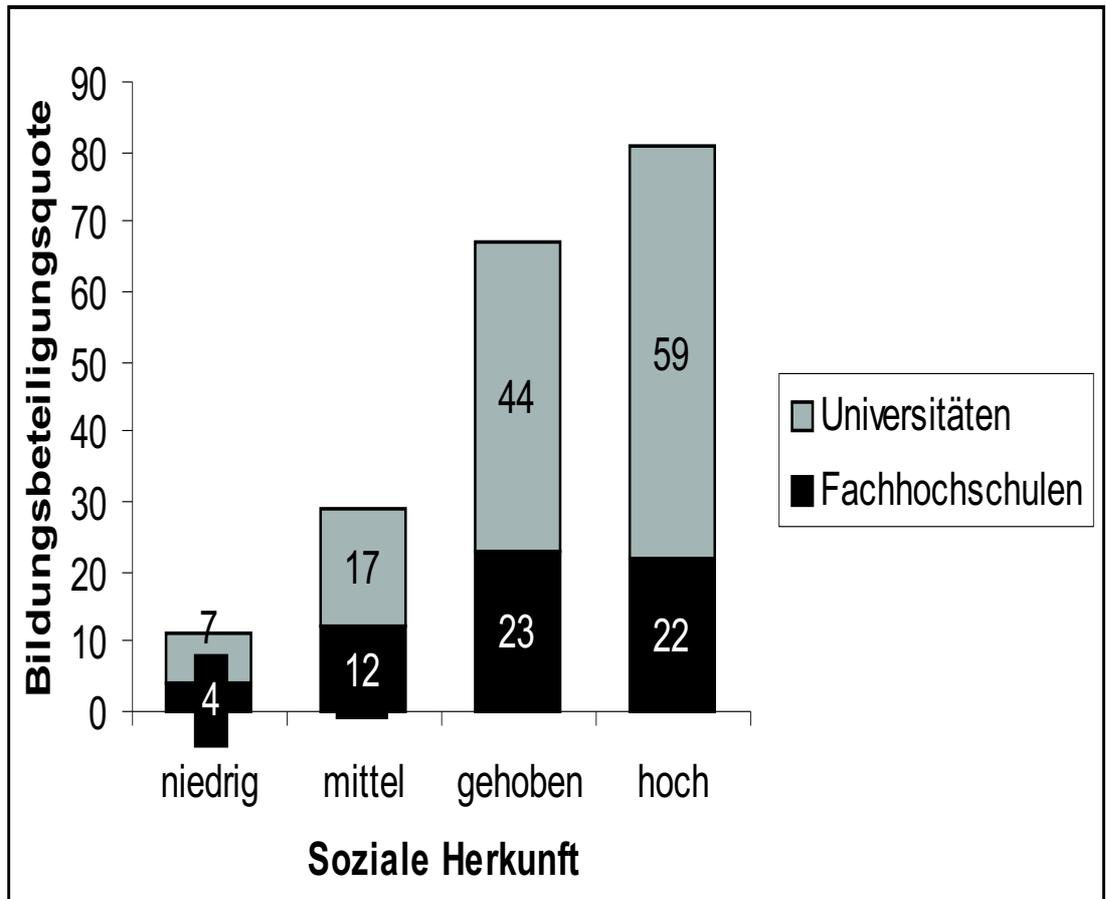


Abbildung 2: Bildungsbeteiligung im tertiären Bildungsbereich nach sozialer Herkunft. Quelle: BMBF(2003).

Tabelle 1: Trend der Bildungsbeteiligung in ausgewählten OECD-Ländern für die 25-64 Jahre alte Bevölkerungsgruppe (in Prozent). Quelle: OECD (2005).

Jahr	1991	1995	1998	1999	2000	2001	2002
Australien	22	24	25	27	27	29	31
Frankreich	15	19	21	21	22	23	24
Deutschland	22	23	23	23	23	23	23
Großbritannien	16	22	24	25	26	26	27
USA	30	33	35	36	36	37	38
<b>OECD</b>	<b>18</b>	<b>19</b>	<b>20</b>	<b>21</b>	<b>22</b>	<b>22</b>	<b>23</b>

Tabelle 2: Trend der Bildungsbeteiligung in ausgewählten OECD-Ländern für die 25-34 Jahre alte Bevölkerungsgruppe (in Prozent). Quelle: OECD (2005).

Jahr	1991	1995	1998	1999	2000	2001	2002
Australien	23	25	28	29	31	34	36
Frankreich	20	25	30	31	32	34	36
Deutschland	21	21	22	22	22	22	22
Großbritannien	19	23	26	27	29	29	31
USA	30	34	36	37	38	39	39
<b>OECD</b>	<b>20</b>	<b>22</b>	<b>25</b>	<b>25</b>	<b>26</b>	<b>27</b>	<b>28</b>

Tabelle 3: Durchschnittliche Studiendauer in ausgewählten OECD-Ländern (in Jahren). Quelle: OECD (2005).

	Studiendauer
Australien	2.53
Frankreich	4.68
Deutschland	5.28
Großbritannien	3.83
<b>OECD</b>	<b>4.21</b>

Tabelle 4: Durchschnittliche Studiendauer (in Jahren), aufgeteilt nach Fächergruppen an deutschen Universitäten und Fachhochschulen. Quelle: Heublin/Schwarzenberger (2005).

Fächergruppe	Universitäten	Fachhochschulen
Sprach- und Kulturwissenschaften	7,0	5,0
Sport	6,8	–
Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften	6,3	5,1
Mathematik, Naturwissenschaften	6,8	5,5
Humanmedizin	7,6	–
Veterinärmedizin	6,3	–
Agrar-, Fort- und Ernährungswissenschaften	6,3	5,2
Ingenieurwissenschaften	7,1	5,7
Kunst und Kunstwissenschaften	6,9	6,1
<b>Fächergruppen insgesamt</b>	<b>6,8</b>	<b>5,4</b>

Tabelle 5: Studiendauer für ein Staatsexamen in Biologie an deutschen Universitäten. Quelle: Wissenschaftsrat (2001).

<b>Universitäten</b>	<b>Studiendauer</b>
Münster	9,8
Bremen	13,2
Oldenburg	13,3
Hohenheim	13,5
<b>Median</b>	<b>11,9</b>

Tabelle 6: Abschlussquoten im tertiären Bildungsbereich für ausgewählte OECD-Länder. Quelle: OECD (2005).

	Abschlussquote
Australien	69
Frankreich	59
Deutschland	70
Großbritannien	83
USA	66
<b>OECD</b>	<b>70</b>

Tabelle 7: Gründe für eine Unterbrechung des Studiums, aufgeteilt nach Studiengängen. Quelle: BMBF (2003).

<b>Unterbrechungsgründe</b>	<b>Insgesamt</b>	<b>Ing.wiss.</b>	<b>Sprachwiss.</b>	<b>Medizin</b>
Zweifel am Sinn des Studiums	29	30	31	19
finanzielle Probleme	21	25	18	21
Erwerbstätigkeit	25	25	22	14
Schwangerschaft	11	10	10	11
sonstige Gründe	22	20	23	34
<b>Unterbrecherquoten</b>	<b>15</b>	<b>13</b>	<b>20</b>	<b>13</b>

Tabelle 8: Bildungsrenditen nach dem Geschlecht der Arbeitnehmer gegliedert, für 25-64 und 30-44 Jahre alte Individuen in ausgewählten OECD-Ländern. Basiswert: Höchster Abschluss in der Sekundarstufe = 100. Quelle: OECD (2005).

	Alter	25-64	30-44
Australien	Männer	142	142
	Frauen	146	154
	M + F	–	–
Frankreich	Männer	159	157
	Frauen	146	148
	M + F	150	150
Deutschland	Männer	150	145
	Frauen	145	134
	M + F	153	144
Großbritannien	Männer	151	151
	Frauen	180	179
	M + F	162	163
USA	Männer	189	192
	Frauen	177	183
	M + F	183	185

Tabelle 9: Trend der Arbeitslosenquoten für 25-64 Jahre alte Individuen nach Bildungsabschlüssen in ausgewählten OECD-Ländern. Hochschulreife beschreibt den höchsten Schulabschluss in der Sekundarstufe. Quelle: OECD (2005).

Jahr		1991	1995	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Australien	keine Hochschulreife	9,2	8,2	9,0	8,4	7,5	7,6	7,5	7,0
	Hochschulreife	6,8	6,2	5,8	5,1	4,5	4,7	4,3	4,3
	Hochschulabschluss	3,9	4,0	3,3	3,4	3,6	3,1	3,3	3,0
Frankreich	keine Hochschulreife	10,6	13,7	14,9	15,3	13,9	11,9	12,0	12,1
	Hochschulreife	6,6	9,0	9,6	9,2	7,9	6,9	6,8	7,5
	Hochschulabschluss	3,7	6,5	6,6	6,1	5,1	4,8	5,2	6,1
Deutschland	keine Hochschulreife	7,4	13,3	15,4	15,9	13,9	13,5	15,3	18,0
	Hochschulreife	4,7	7,9	10,3	8,8	8,1	8,2	9,0	10,2
	Hochschulabschluss	3,2	4,9	5,5	5,0	4,2	4,2	4,5	5,2
Großbr.	keine Hochschulreife	10,4	12,8	10,5	10,0	8,9	7,6	8,5	6,9
	Hochschulreife	6,5	17,5	5,0	4,9	4,6	3,9	4,1	3,9
	Hochschulabschluss	3,3	3,7	2,6	2,7	2,1	2,0	2,4	2,4
USA	keine Hochschulreife	12,3	10,0	8,5	7,7	7,9	8,1	10,2	9,9
	Hochschulreife	6,5	5,0	4,5	3,7	3,6	3,8	5,7	6,1
	Hochschulabschluss	2,9	12,7	2,1	2,1	1,8	2,1	3,0	3,4
<b>OECD</b>	<b>keine Hochschulreife</b>	<b>8,9</b>	<b>10,8</b>	<b>9,5</b>	<b>9,5</b>	<b>9,1</b>	<b>8,9</b>	<b>9,4</b>	<b>10,2</b>
	<b>Hochschulreife</b>	<b>5,9</b>	<b>7,3</b>	<b>6,4</b>	<b>6,3</b>	<b>5,8</b>	<b>5,6</b>	<b>5,8</b>	<b>6,2</b>
	<b>Hochschulabschluss</b>	<b>3,5</b>	<b>4,6</b>	<b>4,1</b>	<b>3,9</b>	<b>3,6</b>	<b>3,3</b>	<b>3,7</b>	<b>4,0</b>

### 3 Die Effekte einer Erwerbstätigkeit auf die Studiendauer

Im vorigen Kapitel wurde gezeigt, dass das deutsche Hochschulsystem im internationalen Vergleich durch eine lange Studiendauer gekennzeichnet ist. Tabelle 3 illustrierte, dass ein deutscher Student, verglichen mit einem durchschnittlichen Student der OECD-Länder, zusätzliche zwölf Monate benötigt, um seinen ersten Hochschulabschluss zu erreichen.

Die Gründe für die durchschnittlich lange Studienzzeit in Deutschland sind sicherlich vielschichtig. Zum einen tragen institutionelle Begebenheiten, wie die bis heute noch angestrebten Diplom- und Magisterabschlüsse, zu einer längeren Studienzzeit bei.<sup>23</sup> Zum anderen könnten sich aber auch soziologische Faktoren, wie die gesellschaftliche Akzeptanz einer längeren Studienzzeit, negativ auf einen raschen Studienabschluss auswirken.<sup>24</sup>

Aus Gründen der schweren Realisierbarkeit einer quantitativen Überprüfung der oben genannten Gründe, werden sie in diesem Kapitel nicht näher thematisiert. Vielmehr wird die Tatsache analysiert, dass ein deutscher Student unter anderem auch während seines Studiums arbeitet und inwiefern diese Tätigkeit die Studiendauer verändert.<sup>25</sup> Wie Abbildung 10 zeigt, ist es in der heutigen Zeit keine Ausnahme mehr, einer Erwerbstätigkeit im Studium nachzugehen. Im Jahr 2003 waren 68 Prozent aller Studenten in Deutschland entweder in einer Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung tätig, wohingegen 1991 die Rate 51 Prozent betrug. Obwohl die Gründe für die Aufnahme eines Studentenjobs vielfältig sind, kristallisiert sich eine wesentliche Ursache heraus.<sup>26</sup> Aus BMBF (2003) wird deutlich, dass deutsche Studenten hauptsächlich zur Finanzierung ihres Lebensunterhalts arbeiten. Tabelle 16 zeigt, dass der eigene Verdienst eine wichtige Rolle im Finanzhaushalt eines Studenten spielt. Im Jahr 2003 haben 63 Prozent der deutschen Studenten durchschnittlich 325 Euro pro Monat aus Erwerbstätigkeiten bezogen. Die Notwendigkeit zur Finanzierung des eigenen Lebensunterhalts und die Tatsache, dass lediglich zwei Prozent aller Studenten entweder ein Darlehen erhalten oder einen Bildungskredit auf-

---

<sup>23</sup>Siehe dazu auch Heublin und Schwarzenberger (2005).

<sup>24</sup>In Deutschland haben Studenten zum Beispiel die Möglichkeit ein Urlaubssemester einzulegen, welches nicht die Zahl der Fachsemester erhöht.

<sup>25</sup>Des Weiteren werden die empirischen Ergebnisse für die Annahmen des theoretischen Modells im Abschnitt 5.2 verwendet.

<sup>26</sup>Siehe dazu auch BMBF (2003).

nehmen, induzieren die Existenz von unvollkommenen Kapitalmärkten.

Hauptfinanzierungsquelle bleibt bei 89 Prozent aller Studenten die Transferzahlung der Eltern. Diese beläuft sich durchschnittlich auf 435 Euro pro Monat und differiert stark im Hinblick auf den sozialen Hintergrund des Studenten. Abbildung 11 illustriert den durchschnittlichen Zuschuss des Elternhauses für das Studium des Kindes. Ein Student mit einer schwachen sozialen Herkunft erhält 263 Euro, wohingegen ein Jugendlicher aus einer reichen Familie mehr als das Doppelte von seinen Eltern bezieht.<sup>27</sup> Die empirischen Fakten induzieren, dass man von höheren Nettokosten des Studiums für Studenten mit sozial schwacher Herkunft ausgehen kann.<sup>28</sup> In BMBF(2003) wird darüber hinaus gezeigt, dass die Beschäftigungsintensität bei Studenten aus sozial starker Herkunft schwächer ist.

Der Verlauf der Gesamteinkünfte eines repräsentativen deutschen Studenten ist in Abbildung 12 illustriert. Im Durchschnitt hatte ein Student im Jahr 2003 ein monatliches Einkommen von 767 Euro. Dieses betrug 1991 noch 561 Euro.<sup>29</sup>

In der in Deutschland geführte Studiengebührendebatte erhält die Problematik eines möglichen negativen Erwerbseffektes auf die Studiendauer eine besondere Aufmerksamkeit. Gegner von Studiengebühren vermuten, dass aus der Einführung von Gebühren nicht die gewünschte Reduzierung der Studienlänge resultiere, sondern eine abermalige Erhöhung entstünde. Ein Student müsse eine höhere Erwerbsintensität in Kauf nehmen, um die höheren Kosten des Studiums zu decken. Die folgende Analyse überprüft die Gültigkeit dieser These und versucht darüber hinaus, die Auswirkungen von Erwerbstätigkeiten während des Studiums zu quantifizieren.

---

<sup>27</sup>Die Beträge schließen jedoch nur Studenten ein, die auch einen Elterntransfer erhalten haben.

<sup>28</sup>Der Begriff Nettokosten des Studiums wird in Kapitel 5 ausführlich erklärt.

<sup>29</sup>Die Erhöhung spiegelt sich jedoch nur im nominalen Einkommen wider. Die Berücksichtigung der jeweiligen Preissteigerungsraten ergibt ein relativ konstantes Realeinkommen über den Zeitverlauf.

### 3.1 Relevante Literatur

Die Effekte von Erwerbstätigkeiten während der schulischen Ausbildung sind in internationalen Studien in verschiedenster Weise untersucht worden. Ein Teil der Literatur<sup>30</sup> untersucht den Effekt des Arbeitens auf die Bildungsrenditen. Die Analyse von Lohneffekten von Erwerbstätigkeiten vor dem eigentlichen Berufsleben zeigt, dass diese Art der Beschäftigung bereits positive Renditen erwirtschaftet. Neben diesem Literaturzweig existiert ein Forschungsbereich,<sup>31</sup> der sich mit dem direkten Effekt des Arbeitens auf die schulische Leistung befasst. Die meisten Studien finden einen negativen Effekt der Beschäftigung während der schulischen Ausbildung auf die Leistung.<sup>32</sup>

Ein methodisch relevanter Literaturstrang untersucht die Studiendauer, ohne dabei explizit Informationen über studentische Erwerbstätigkeiten zu haben. Heineck, Kifmann und Lorenz (2006) interessieren sich für den Effekt von Langzeitstudiengebühren auf die Studiendauer. Die Autoren verwenden Daten der Universität Konstanz und finden heraus, dass eine Langzeitstudiengebühr in den meisten Studiengängen zu einem schnelleren Studienabschluss führt. Des Weiteren untersuchen die Autoren den Effekt auf den Studienabbruch und finden heraus, dass eine Langzeitstudiengebühr die Abbruchwahrscheinlichkeit in fast allen Studiengängen signifikant erhöht.<sup>33</sup>

Die Arbeit von Booth und Satchell (1995) untersucht die Studiendauer von britischen Doktoranden. Die Autoren verwenden Daten einer im Jahr 1986 durchgeführten nationalen Umfrage, die sich vor allem an Absolventen des Jahres 1980 richtete. Als eine wichtige Determinante der Studiendauer wird der Studiengang identifiziert. Die Autoren finden heraus, dass Doktoranden in Kunst- und Sprachwissenschaften eine signifikant längere Studienzeit aufweisen als Promovenden der anderen Fächer. Dieses Resultat gilt sowohl für weibliche als auch für männliche Promovenden.

---

<sup>30</sup>Siehe dazu Ruhm (1997), Light (2001), Häkkinen (2004) und Hotz, Xu, Tienda und Ahituv (2002).

<sup>31</sup>Siehe dazu Hood, Craig und Bruce (1992), Paul (2001), Light (2003), Choy (1999) und Ehrenberg und Sherman (1987).

<sup>32</sup>Die Ausnahme stellt die Arbeit von Ehrenberg und Sherman (1987) dar. Hier wird gezeigt, dass Studenten, die einer Beschäftigung nachgehen, die inhaltlich eng mit ihrem Studium verknüpft ist, im Durchschnitt besser als ihre Kommilitonen abschneiden. Als gängiges Beispiel dient hier die Beschäftigung als wissenschaftliche Hilfskraft.

<sup>33</sup>In Chemie wirkt eine Langzeitstudiengebühr nicht beschleunigend. In Psychologie brechen nicht signifikant mehr Studenten ihr Studium ab.

Ridder und van Ours (2001) untersuchen die Studiendauer von niederländischen Doktoranden im Fach Wirtschaftswissenschaften. Der Datensatz umfasst 200 Individuen aus fünf Universitäten, die 1993 ein Doktorandenprogramm begonnen haben. Eines der zentralen Ergebnisse der Autoren ist, dass niederländische Doktoranden schneller und wahrscheinlich erfolgreicher ihre Promotion abschliessen, wenn ihr wissenschaftlicher Betreuer selbst aktiv Forschung betreibt.

Häkkinen und Uusitalo (2003) untersuchen die Studiendauer von finnischen Studenten und analysieren den Effekt einer Hochschulreform aus dem Jahr 1992. Die finnische Regierung führte eine zusätzliche finanzielle Unterstützung für Studenten ein, um die Finanzierung des Studiums zu erleichtern. Das Hauptziel dieser Reform lag in der Reduzierung der durchschnittlichen Studienzeit an finnischen Hochschulen. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass die Reform keinen starken reduzierenden Einfluss auf die Studiendauer hatte. Häkkinen und Uusitalo (2003) argumentieren, dass die zusätzliche finanzielle Unterstützung nicht zu einer Änderung des Arbeitsverhaltens der Studenten geführt hat. Studenten arbeiteten nach der Reform genauso viel wie vorher.

Es existieren bisher drei Arbeiten, die die Studiendauer analysieren und dabei explizit berücksichtigen, wie häufig ein Individuum während der Studienzeit arbeitet. Ehrenberg und Mavros (1995) verwenden Daten über Doktoranden, die zwischen 1962 und 1986 an der Universität Cornell in den Fächern Wirtschaftswissenschaften, Englisch, Physik und Mathematik eingeschrieben waren. Das Hauptinteresse der Studie gilt der Erwerbstätigkeit eines Doktoranden, beziehungsweise ihrer Auswirkung auf den Abschluss oder auf die vorzeitige Beendigung der Promotion. Im Artikel unterscheiden die Autoren drei Gruppen von Finanzierungsquellen: Stipendium, Lehrauftrag oder Forschungsstelle. Als Ergebnis stellt sich heraus, dass Doktoranden, die neben der Promotion eine Lehrtätigkeit ausüben, in jeder beobachteten Periode eine niedrigere Wahrscheinlichkeit aufweisen, ihre Promotion erfolgreich zu beenden. Gleichzeitig besitzen sie eine höhere Wahrscheinlichkeit die Promotion abzubrechen als ihre Kollegen, die ein Stipendium erhalten. Dieses Ergebnis zeigt sich für alle Promotionsstudiengänge. Nur im Fach Mathematik erhalten die Autoren eine niedrigere Wahrscheinlichkeit für das vorzeitige Beenden der Promotion für Doktoranden mit einer Forschungsstelle im Vergleich zu Doktoranden mit ei-

nem Stipendium. In einer anderen empirischen Studie bestätigen Siegfried und Stock (2001), dass amerikanische Doktoranden mit einer Nebenerwerbstätigkeit länger in der Promotion verweilen als ihre Kommilitonen, die keine Erwerbstätigkeit ausüben. Die Autoren verwenden einen selbsterstellten Datensatz mit 455 Individuen, die 1996/97 ihren Dokortitel erhielten. Einen negativen Effekt von Erwerbstätigkeiten auf das Erlangen eines Hochschultitels erhalten auch Ehrenberg und Sherman (1987). Mit dem National Longitudinal Survey of the High School Class of 1972 zeigen die Autoren, dass die Wahrscheinlichkeit eines erfolgreichen Studienabschlusses durch eine Erwerbstätigkeit sinkt.

### 3.2 Daten

Diese Arbeit basiert auf dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) und analysiert erstmalig den Effekt der Erwerbstätigkeit auf die Studiendauer von deutschen Studenten.<sup>34</sup> Das SOEP ist ein deutsches Haushaltspanel, das aus einer jährlichen Umfrage zu verschiedensten sozialen und ökonomischen Aspekten erstellt wird. Für die Analyse wurden nur westdeutsche Haushalte mit einem deutschen Familienoberhaupt herangezogen.<sup>35</sup> Die herangezogene Stichprobe umfasst 269 Studenten. Von den 269 Individuen können 105 vollständig - vom Einschreibungsmonat bis zum erfolgreichen Beenden des Studiums - beobachtet werden. Bei 103 Individuen sind die Informationen rechtszensiert, das heißt diese Studenten können vom Einschreibungsmonat an beobachtet werden, jedoch befanden sie sich am Ende des Beobachtungszeitraums noch im Studium. Bei 61 Studenten liegen Informationen vor, dass das Studium frühzeitig abgebrochen wurde. Alle Individuen können monatsgenau beobachtet werden. Durch die monatsgenauen Informationen über die Individuen beinhaltet die Studie insgesamt 17.903 Beobachtungen.

Das SOEP enthält viele Informationen über die beobachteten Studenten und deren Eltern. Die hier vorgenommene Analyse fokussiert vor allem auf die durchschnittliche Vollzeitarbeitsintensität, *Vollzeit*, und die durchschnittliche Teilzeitarbeitsintensität, *Teilzeit*.<sup>36</sup> Die Errechnung der Variablenwerte wird in Tabelle 10 gezeigt. Wird zum Beispiel ein Student über vier Monate beobachtet,

---

<sup>34</sup>Die Analyse basiert auf dem Artikel Amann (2005).

<sup>35</sup>Damit wurde gewährleistet, dass nur Studenten betrachtet werden, die ein identisches System durchlaufen haben.

<sup>36</sup>Als Vollzeitbeschäftigung wird eine Tätigkeit angesehen, die mindestens 35 Arbeitsstunden pro Woche erfordert.

hat er in jedem einzelnen Monat die Möglichkeit einer Erwerbstätigkeit nachzugehen. Falls eine Beschäftigung in Monat 2 angegeben wird, kennzeichnet man den Monat 2 mit einer 1. In der dritten Spalte zeigt sich die Arbeitsintensität in jedem Studienmonat. Der Durchschnitt aller Werte aus Spalte drei ergibt die gesuchte durchschnittliche Arbeitsintensität. Diese Spezifikation garantiert, dass der kumulative Effekt des Arbeitens geschätzt wird. Außerdem hängt der geschätzte Effekt nicht mehr von einem Zeittrend der Beschäftigungsvariable ab.<sup>37</sup>

Tabelle 10: Beispiel zur Errechnung der durchschnittlichen Arbeitsintensität.

Studienmonate	Arbeiten	Arbeitsintensität	$\emptyset$ -Arbeitsintensität
1	0	0	0,48
2	1	0,5	0,48
3	1	0,67	0,48
4	1	0,75	0,48

Tabelle 11 präsentiert den Zeitanteil, den deutsche Studenten entweder für eine Teil- oder Vollzeitbeschäftigung während des Studiums aufwenden. Diese Studie zeigt, dass bei ungefähr elf Prozent aller Beobachtungen eine Vollzeitbeschäftigung festzustellen ist, wohingegen der korrespondierende Wert für Teilzeitbeschäftigungen bei fast 20 Prozent liegt. Die kumulierte Größe erreicht somit über 30 Prozent und induziert die starke Präsenz von studentischen Erwerbstätigkeiten im heutigen Studium.

Tabelle 11: Prozentualer Zeitanteil von Teil- und Vollzeitbeschäftigungen während des Studiums. Quelle: SOEP.

Variable	Beobachtungen	prozentualer Zeitanteil
Gesamter Beobachtungszeitraum	17.903	100
Teilzeitbeschäftigung	3.365	18,80
Vollzeitbeschäftigung	2.070	11,56
Nicht beschäftigt	12.468	69,64

<sup>37</sup>Wie in Abbildung 3 zu sehen ist, steigt die Intensität der Vollzeitbeschäftigung mit zunehmender Studienzeit stark an.

Tabelle 12 zeigt die deskriptive Statistik der in der Studie verwendeten Variablen.<sup>38</sup> Wie man aus der Tabelle sieht, liegen über den Abschluss an einer bestimmten Hochschulinstitution oder in einem bestimmten Studiengang keine vollständigen Informationen vor. Deshalb wird eine Dummyvariable für die Nichtangabe in den folgenden Regressionen verwendet. Die Studiendauer wird im Datensatz monatsgenau errechnet und ergibt sich aus der Differenz zwischen dem Monat des Abschlusses und dem Monat der Einschreibung.<sup>39</sup>

Tabelle 12: Deskriptive Statistik. Quelle: SOEP.

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.	N
männlich	0,697	0,46	0	1	17.903
Universität	0,256	0,437	0	1	17.903
Andere Hochschulen	0,152	0,359	0	1	17.903
Alter	288,812	54,642	214	622	17.903
Bildung Vater niedrig	0,491	0,5	0	1	17.203
Bildung Mutter niedrig	0,528	0,499	0	1	17.704
Einschreibungsjahr	7,202	2,964	3	17	17.903
Kind	0,03	0,169	0	1	17.903
Medizin	0,021	0,143	0	1	17.903
Geisteswissenschaft	0,025	0,155	0	1	17.903
Naturwissenschaft	0,097	0,297	0	1	17.903
Rechts- und Wirtschafts- wissenschaft	0,124	0,33	0	1	17.903
Ingenieurwissenschaft	0,071	0,257	0	1	17.903
Sozialwissenschaft	0,028	0,165	0	1	17.903
Andere Wissenschaften	0,104	0,305	0	1	17.903

Tabelle 13 präsentiert den durchschnittlichen Anteil des jeweiligen Beschäftigungstyps gruppiert nach den erklärenden Variablen des Modells. Der Vergleich der Zeitanteile innerhalb einer Kovariate zeigt, dass bestimmte Gruppen einer Vollzeittätigkeit nachgehen. Dies wird im Besonderen bei den Studiengängen deutlich. Ingenieure, Juristen und Wirtschaftswissenschaftler gehen häufiger Vollzeittätigkeiten nach als Studenten anderer Studiengänge.

<sup>38</sup>Die Variablenerklärungen sind in Tabelle 17 dokumentiert.

<sup>39</sup>Aufgrund mangelnder Beobachtungen über das Arbeitseinkommen wird im Rahmen der Analyse nicht explizit auf diesen Punkt eingegangen.

Tabelle 13: Prozentualer Zeitanteil an Voll- und Teilzeitbeschäftigungen, aufgeteilt nach erklärenden Variablen des Modells. Quelle: SOEP.

<b>Variable</b>	<b>Vollzeit</b>	<b>Teilzeit</b>
männlich	11,4	19,5
weiblich	9,8	13,7
kein Kind	11,3	18,7
Kind	19,1	21,5
Bildung Vater hoch	5,3	17,5
Bildung Vater niedrig	17,6	18,3
Bildung Mutter hoch	7,7	18,9
Bildung Mutter niedrig	14,9	18,5
Andere Hochschulen	7,1	19,1
Universität	11,4	17,8
Medizin	1,1	17,1
Geisteswissenschaften	2,5	14,6
Naturwissenschaften	2,7	20,1
Rechts- und Wirtschaftswissenschaften	18,9	19,6
Ingenieurwissenschaften	8,1	8,4
Sozialwissenschaften	1,4	13,8
Andere Wissenschaften	13,0	20,0

Um in Deutschland den Effekt von Erwerbstätigkeiten auf die Studienlänge zu analysieren, erscheint es sinnvoll, die langen vorlesungsfreien Zeiten gesondert zu betrachten.<sup>40</sup> In der vorlesungsfreien Zeit haben die meisten Studenten keine Lernverpflichtungen. Deshalb wird im weiteren Verlauf der Analyse nur die Erwerbstätigkeit während des Semesters betrachtet.

Des Weiteren ist bei der Analyse das sogenannte Pflichtpraktikum zu berücksichtigen, das im Lehrplan von vielen Studiengängen verankert ist. Diese Praxisphase dauert meistens drei bis neun Monate und ist in der Regel in der zweiten Hälfte des Studiums angesiedelt.<sup>41</sup>

<sup>40</sup>In den Sommer- und Herbstmonaten hat ein deutscher Student drei Monate vorlesungsfreie Zeit zur Verfügung und in den Winter- und Frühjahrsmonaten hat er zwei Monate lang keine Vorlesungen.

<sup>41</sup>Siehe dazu auch die stark divergierenden Werte in der Intensität von Vollzeitbeschäftigungen zwischen den Studiengängen in Tabelle 13.

Im Rahmen dieser Untersuchung lässt sich sehr genau aufzeigen, wann ein deutscher Student eine Erwerbstätigkeit wahrnimmt. Dafür werden zwei weitere Variablen, *Wannvollzeit* und *Wannzeit*, generiert. Die Herleitung für diese Variablen sieht folgendermaßen aus:

$$Wannvollzeit_{ij} = \frac{Voll_{ij}}{Gesamtstudiendauer_i}, \quad (1)$$

wobei das Subskript  $i$  das Individuum und  $j$  den Studienmonat kennzeichnet.<sup>42</sup> Die Variable  $Voll_{ij}$  indiziert, dass Individuum  $i$  im Studienmonat  $j$  einer Vollzeitbeschäftigung nachgegangen ist. Dividiert man diese Monatsangabe durch die Gesamtstudienzeit, ergibt sich der anteilige Zeitpunkt der Beschäftigung während des Studiums. Abbildung 3 stellt die Dichtefunktion der Variable *whenfullwork* dar.<sup>43</sup> Es zeigt sich deutlich, dass dieser Typ von Beschäftigung vor allem im letzten Teil des Studiums auftritt und höchstwahrscheinlich die Pflichtpraktika während des Studiums oder die Bemühungen noch vor Abschluss des Studiums firmenspezifisches Humankapital zu akkumulieren, widerspiegelt.

Überraschender sind die Häufigkeiten von Teilzeitbeschäftigungen während des Studienverlaufs. Abbildung 4 illustriert, dass deutsche Studenten von Anfang bis Ende ihres Hochschulstudiums diesem Erwerbstyp nachgehen. Die Beschäftigung am Anfang des Studiums lässt sich wahrscheinlich durch eine gewisse Risikoaversion der Studenten erklären. Studenten im ersten Semester befinden sich in einer neuen, wirtschaftlich und sozialen unbekanntem Lebenssituation. Diese abrupte Änderung kann zu einer erhöhten Arbeitsbereitschaft führen, um sich gegen finanzielle Unsicherheiten in der Zukunft abzusichern. Für die erhöhte Erwerbstätigkeit in der Mitte und am Ende des Studiums könnten unterschiedliche Gründe verantwortlich sein: Studenten nutzen eventuell diese Phase, um firmenspezifisches Humankapital zu akkumulieren. Durch ein einfaches Suchmodell lässt sich leicht zeigen, dass es einfacher ist, am Ende des Studiums eine Arbeitsstelle zu finden.<sup>44</sup> Darüber hinaus könnten finanzielle Engpässe am Ende des Studiums zu einer Teilzeitbeschäftigung führen. Des Weiteren könnte die Finanzierung einer längeren „Auszeit“ nach dem Studien-

---

<sup>42</sup>Die Variable *Wannzeit* wird analog erstellt.

<sup>43</sup>Die Dichtefunktionen in den Abbildungen 3 und 4 wurden mit einem Kernelschätzer errechnet.

<sup>44</sup>Besonders nach oder während des Niederschreibens der Abschlussarbeit ergeben sich Teilzeitbeschäftigungen.

abschluss eine Teilzeitbeschäftigung erfordern.<sup>45</sup>

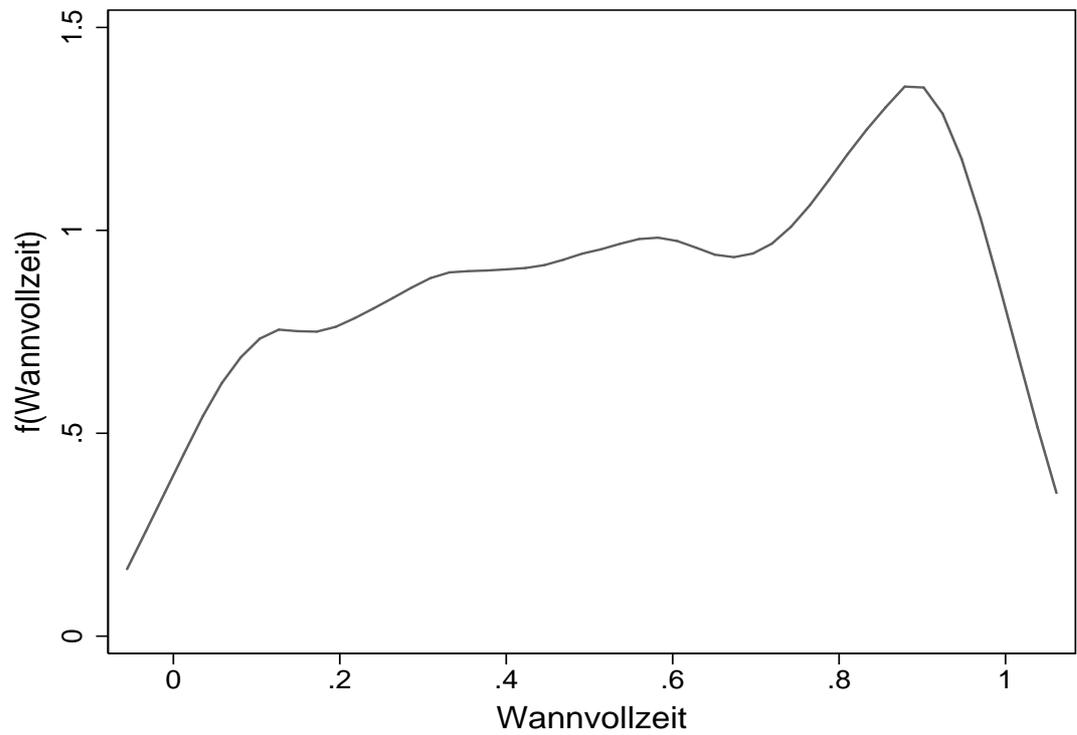


Abbildung 3: Zeitliche Verteilung der Vollzeitbeschäftigung während des Studiums. Quelle: Eigene Berechnung.

---

<sup>45</sup>Diese Auszeit wird in der Regel in Form einer längeren Reise genommen und ist vergleichbar mit dem angelsächsischen „gap year“.

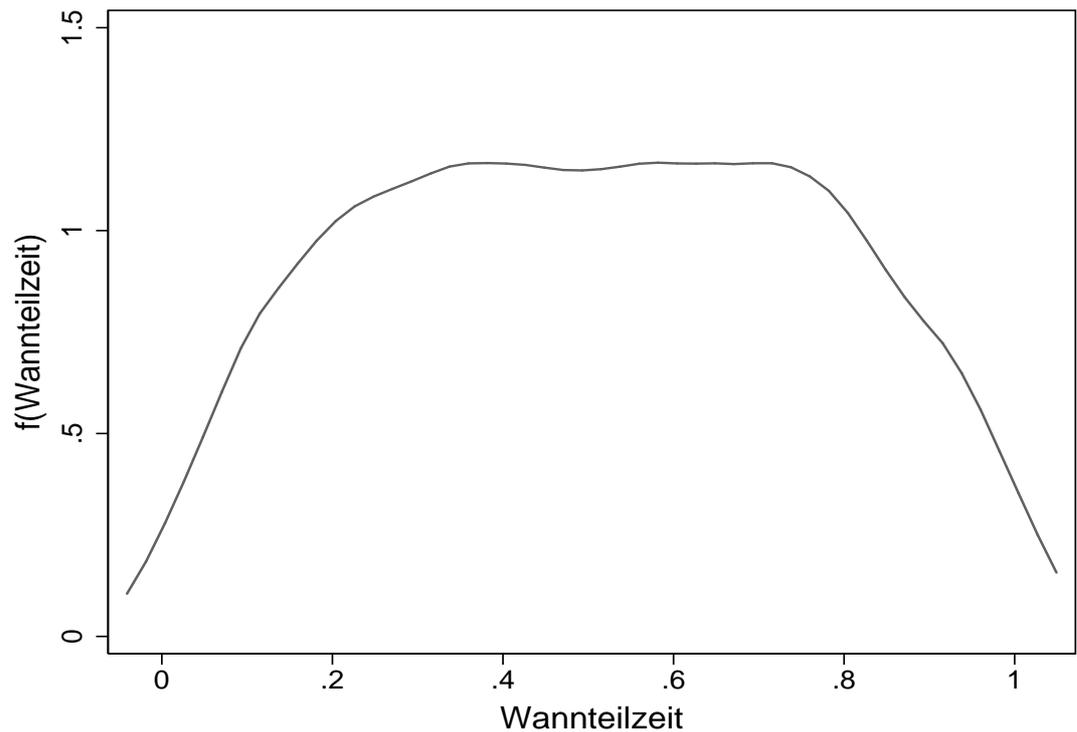


Abbildung 4: Zeitliche Verteilung der Teilzeitbeschäftigung während des Studiums. Quelle: Eigene Berechnung.

Als Abschluss des beschreibenden Teils der Daten stellt Abbildung 5 die Überlebensfunktion  $S(j)$  dar.<sup>46</sup> Die Überlebensfunktion  $S(j)$  beschreibt in den hier beschriebenen Daten die Wahrscheinlichkeit, dass ein Studienabschluss im Zeitpunkt  $T$  noch nicht zum Zeitpunkt  $j$  stattgefunden hat:

$$S(j) = Pr[T \geq j] = 1 - F(j), \quad (2)$$

wobei  $F(j)$  die Verteilungsfunktion der Studienabschlüsse darstellt.<sup>47</sup>

In Abbildung 5 erkennt man, dass die Überlebensfunktion trivialerweise am Anfang den Wert 1 hat und danach mit ansteigenden Studienmonaten fallend verläuft. Gleichung (2) zeigt, dass die Verteilungsfunktion und somit auch die Dichtefunktion der Ereignisse aus der in Abbildung 5 dargestellten Überlebensfunktion hergeleitet werden können. Aus dem Kurvenverlauf der Überlebensfunktion sieht man, dass am Anfang und am Ende fast keine Stu-

<sup>46</sup>Der Kurvenverlauf wurde mit einer Kaplan–Meier–Schätzung berechnet.

<sup>47</sup>Manche Autoren definieren die Überlebensfunktion mit  $S(j) = Pr[T > j]$ . Für den Vergleich, siehe Cameron und Trivedi (2005).

dienabschlüsse auftreten. Dieser ermittelte Verlauf der Ereignisse über die Zeit wird später zur Ermittlung der richtigen Spezifikation der konditionalen Hazardfunktion genutzt und wird Baselinehazardfunktion genannt.<sup>48</sup>

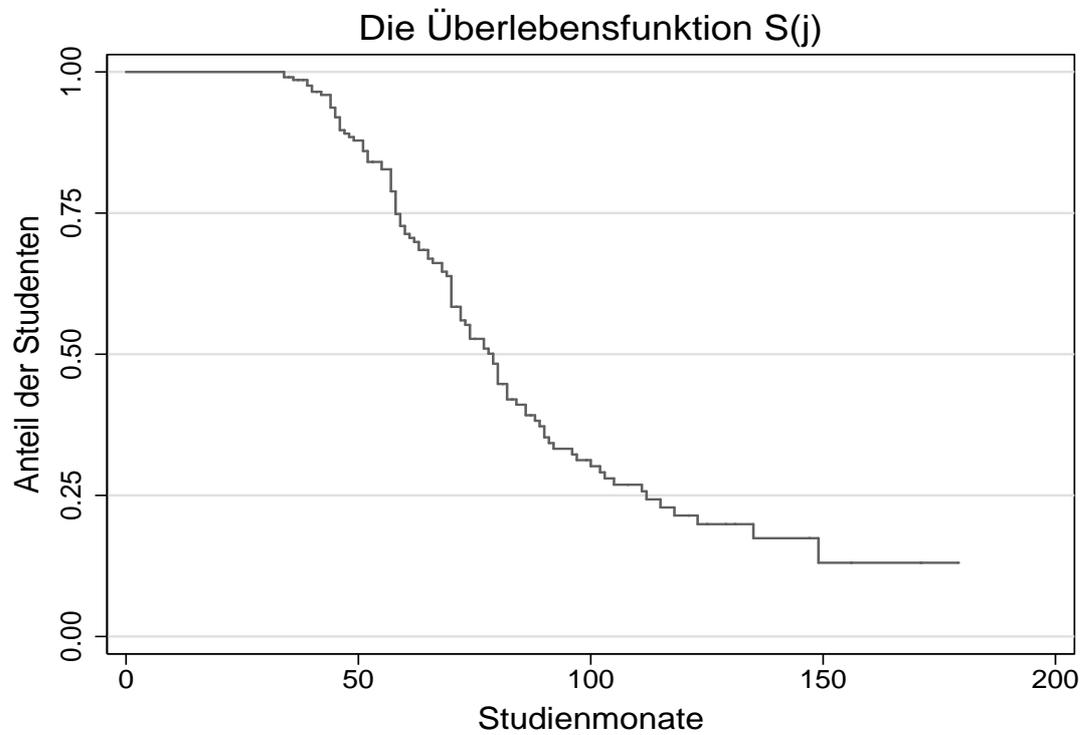


Abbildung 5: Überlebensfunktion der Studiendauer. Quelle: Eigene Berechnung.

---

<sup>48</sup>Siehe dazu auch die nächsten Unterkapitel.

### 3.3 Regressionsmodell

Die hierbei verwendete Methode findet sich in allen zitierten Artikeln wieder und wird Verweildaueranalyse genannt. Dieser Methodentyp wird deshalb bevorzugt verwendet, da man zum einen die Wahrscheinlichkeit des Ereigniseintritts<sup>49</sup> zu jedem Zeitpunkt des Beobachtungszeitraums ermitteln kann und man zum anderen Beobachtungen in die Analyse miteinziehen kann, über die noch keine Information bezüglich des Ereigniseintritts bekannt ist. Aus der Datenbeschreibung kann man sehen, dass nur ein Teil der Stichprobe vollständig beobachtet werden konnte. Es wird ebenfalls deutlich, dass die Informationen über den Studienabschluss in monatsgenauen Intervallen zur Verfügung stehen. Gegeben eines solchen Datensatzes, schätzt man ein Verweildauermodell mit gruppierten Verweildauern.<sup>50</sup>

In Jenkins (2004) wird bewiesen, dass ein gruppiertes Verweildauermodell einen Likelihoodwert besitzt, der mit einem gewöhnlichen binären Wahrscheinlichkeitsmodell exakt abgebildet werden kann.<sup>51</sup> Der Log-Likelihoodwert ist

$$\begin{aligned}\log L &= \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j y_{ik} \log \left( \frac{\lambda_{ik}}{1 - \lambda_{ik}} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j \log(1 - \lambda_{ik}) \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j [y_{ik} \log \lambda_{ik} + (1 - y_{ik}) \log(1 - \lambda_{ik})],\end{aligned}\quad (3)$$

wobei  $y_{ik}$  die binäre, abhängige Variable und  $\lambda_{ik}$  die Hazardrate von Individuum  $i$  im Studienmonat  $k$  darstellt.

### 3.4 Spezifikation der Hazardrate

Um das obige Modell schätzen zu können, muss die Hazardrate  $\lambda_{ik}$  spezifiziert werden. Bisher wurde die Hazardrate nur in Abhängigkeit der Zeit dargestellt. Bei den Schätzungen interessiert man sich jedoch dafür, inwiefern andere erklärende Variablen die Hazardrate beeinflussen. Unter der Annahme, dass sich die Hazardraten proportional über die Zeit verändern,<sup>52</sup> kann man die konditionale

---

<sup>49</sup>In diesem Fall handelt es sich um den Hochschulabschluss.

<sup>50</sup>Siehe auch Cameron und Trivedi (2005). Die Autoren nennen diesen Modelltyp auch proportionales Hazardmodell mit diskreter Zeit.

<sup>51</sup>Siehe Anhang für die Herleitung.

<sup>52</sup>Der Test mit dem STATA-Befehl *stphplot* zeigt, dass die verwendeten Daten diese Annahme nicht verletzen.

Hazardrate  $\lambda(j, x)$  mit einem proportionalen Hazard (PH) Modell schätzen.

$$\lambda(j, x) = g(x)\lambda_0(j), \quad (4)$$

wobei  $g(x) = \exp(\beta'x)$  mit  $\beta'x = \beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_mx_m$ .  $\lambda_0(j)$  beschreibt die Baselinehazardfunktion. Aus Gleichung (4) erkennt man, dass bei einem PH-Modell die Funktion  $g(x)$  nur von  $x$  und die Baselinehazardfunktion  $\lambda_0(j)$  nur von der Studienzeit abhängt.

Von einem stetigen Modell ist bekannt, dass sich die Überlebensfunktion gemäß

$$S(j, x) = \exp \left[ - \int_0^j \lambda(u, x) du \right] \quad (5)$$

verhält. Die PH Annahme impliziert, dass

$$S(j, x) = \exp \left[ - \int_0^j \lambda_0(u, x) du g(x) \right] \quad (6)$$

gilt. Für einen gruppierten Zeitverlauf ergibt sich die folgende Hazardrate

$$\lambda(j, x) = 1 - \exp \left[ g(x) \left( \int_0^{j-1} \lambda_0(u, x) du - \int_0^j \lambda_0(u, x) du \right) \right]. \quad (7)$$

Gleichung (7) lässt sich leicht zu

$$\log(-\log[1 - \lambda(j, x)]) = \beta'x + \gamma_j \quad (8)$$

umformen, wobei  $\gamma_j = \log \int_{a_{j-1}}^{a_j} \lambda_0(u, x) du$ . Die Variable  $\gamma_j$  stellt die logarithmierte Differenz der durch den Zeitverlauf induzierten Veränderung der Abschlusswahrscheinlichkeit zweier aufeinanderfolgender Zeitintervalle dar und beschreibt somit den Verlauf der Baselinehazardfunktion.<sup>53</sup> Außerdem zeigt Gleichung (8) die funktionale Form an, wie die Modellkoeffizienten  $\beta'$  geschätzt werden.<sup>54</sup>

<sup>53</sup>Für die Herleitung siehe auch Jenkins (2004).

<sup>54</sup>Man sieht auch anhand der Gleichung (8), warum dieses Modell das Log-log-Modell

Der letzte Schritt, um das Modell schätzen zu können, liegt in der Spezifikation der Baselinehazardfunktion  $\gamma_j$ . Ein gruppiertes Verweildauermodell hat den großen Vorteil, dass für jeden einzelnen Monat Veränderungen in der Abschlusswahrscheinlichkeit berücksichtigt werden können.<sup>55</sup> Da Abbildung 5 gezeigt hat, dass sich die Wahrscheinlichkeiten ein Studium zu beenden nur in einem kleinen Zeitfenster signifikant verändern, wird ein sogenannter stückweisen konstanter Verlauf der Hazardraten über die Studienzeit angenommen. Dies wird erreicht, indem man für die verschiedenen Abschnitte des Studiums Dummyvariablen einführt (*durat1* - *durat9*).

### 3.5 Berücksichtigung von unbeobachtbarer Heterogenität

Mit Hilfe der durchgeführten Spezifikationen können die gewünschten Hazardraten des Hochschulstudiums geschätzt werden. Jedoch würde ein solcher standardisierter Ansatz eine unbeobachtbare Heterogenität innerhalb der Stichprobe nicht berücksichtigen. Diese Art von Heterogenität ist in vielen ökonomischen Studien ein Problem. Informationen über Motivation oder Ambitionen von Individuen liegen in der Regel nicht vor. Im Modell werden diese unbeobachtbaren Attribute in der Variable  $v$  zusammengefasst. Trägt man für diesen Effekt Rechnung, kann das Modell folgendermaßen geschätzt werden:

$$\log(-\log[1 - \lambda(j, x)]) = \beta'x + \gamma_j + u, \quad (9)$$

wobei  $u = \log(v)$ . Die Einführung der unbeobachtbaren Heterogenität kann auf verschiedene Arten erfolgen. Entweder nimmt man eine bestimmte Verteilung der Variable  $v$  an oder man unterlässt dies. Um die Unterschiede der beiden Schätzungen aufzuzeigen, werden im Rahmen der Analyse beide Verfahren verwendet. Im parametrischen Ansatz wird eine Normalverteilung der unbeobachtbaren Eigenschaften angenommen.<sup>56</sup>

---

genannt wird.

<sup>55</sup>Bei stetigen Modellen werden häufig funktionale Verläufe der Abschlusswahrscheinlichkeit über die Zeit angenommen. Der bekannteste Typ ist die Weibullfunktion.

<sup>56</sup>Die Schätzung mit einer Gammaverteilung der Variable  $v$  ergab ähnliche Resultate, wie bei der Normalverteilungsannahme und wird deshalb hier nicht näher erläutert.

Der nicht-parametrische Ansatz basiert auf einer Pionierarbeit von Heckman und Singer (1984). Das Schätzmodell einer nicht-parametrischen Maximumlikelihoodschätzung (NPMLE) basiert auf der folgenden Idee: Es gibt zwei Typen von Individuen. Für die Likelihoodfunktion ergibt sich

$$L = \pi L_1 + (1 - \pi)L_2, \quad (10)$$

wobei

$$L_1 = \left( \frac{\lambda_1(j, x)}{1 - \lambda_1(j, x)} \right)^d \prod_{k=1}^j [1 - \lambda_1(k, x)] \quad (11)$$

und

$$L_2 = \left( \frac{\lambda_2(j, x)}{1 - \lambda_2(j, x)} \right)^d \prod_{k=1}^j [1 - \lambda_2(k, x)]. \quad (12)$$

$\pi$  bezeichnet die Wahrscheinlichkeit, dass das Individuum Typ 1 repräsentiert und  $d$  indiziert eine Zensierung in der Beobachtung.<sup>57</sup> Unterteilt man die Beobachtungen in  $N$  latente Klassen, steuert eine Person den folgenden Beitrag zur Likelihoodfunktion bei

$$L = \sum_{n=1}^N \pi_n L(\rho_n), \quad (13)$$

wobei  $\rho$  die Masse für  $N$  Klassen und die Verlaufsgrenzen der diskreten, multinomialen Verteilung kennzeichnet. Des Weiteren wird durch  $\pi_n$  die dazugehörige Wahrscheinlichkeit angegeben, in dieser Klasse zu liegen.<sup>58</sup>

---

<sup>57</sup>Die Likelihoodfunktion für die Typen ist in Gleichung (16) hergeleitet.

<sup>58</sup>Siehe dazu auch Heckman und Singer (1984).

### 3.6 Schätzergebnisse

Um Verzerrungen in den Resultaten zu vermeiden, werden in den Regressionen nur vollständige und rechtszensierte Beobachtungen verwendet. Studienabbrecher werden nicht berücksichtigt, da diese Gruppe einen sehr selektiven Typ von Student darstellt. Die Ergebnisse der parametrischen und der nicht-parametrischen Schätzung sind in Tabelle 14 zusammengefasst, wobei in der ersten Spalte die parametrischen Befunde gezeigt werden. Zur besseren Interpretation der Ergebnisse wurden anstatt der Koeffizienten des Log-log Modells gleich die relativen Hazardraten<sup>59</sup> angegeben. Die relative Hazardrate von *Vollzeit* besagt, dass ein Student, der in jedem einzelnen Monat des Studiums einer Vollzeittätigkeit nachgeht, eine Abschlusswahrscheinlichkeit von 4,7 Prozent aufweist, gegenüber einem Student, der in keinem Monat arbeitet. Dagegen ist der korrespondierende Effekt bei einer Teilzeitbeschäftigung 33,3 Prozent. Die Schätzung legt somit dar, dass beide Beschäftigungstypen die Wahrscheinlichkeit reduzieren, in einem bestimmten Monat einen Hochschulabschluss zu erlangen, wobei der Effekt der Vollzeitbeschäftigung um ein beträchtliches Maß stärker zu sein scheint als jener der Teilzeitbeschäftigung.<sup>60</sup>

Die Wichtigkeit der finanziellen Unterstützung aus dem elterlichen Haushalt spiegelt sich höchstwahrscheinlich in den stark differierenden Effekten für die Eltern wider. Die schulische Ausbildung des Vaters übt einen starken Einfluss auf die Studiendauer des Kindes aus. Im Gegensatz dazu führt die schulische Ausbildung der Mutter zu keinem signifikanten Effekt.<sup>61</sup>

Die anderen Variablen beschreiben den Effekt, der für einen bestimmten Studiengang an der Universität oder an anderen Hochschulen entsteht.<sup>62</sup> Da in dieser Studie die Studenten als Vergleichsgruppe herangezogen werden, über die keine Informationen zur Verfügung stehen<sup>63</sup>, erhält man für diesen Typ von erklärenden Variablen durchweg einen positiven Effekt.

---

<sup>59</sup>Der Begriff relative Hazardrate stammt vom englischen Ausdruck *relative risk ratio*. Hierbei wird anstatt dem Koeffizient  $\beta$  der transformierte Wert  $\exp(\beta)$  angegeben.

<sup>60</sup>Vergleiche dazu auch die theoretischen Ergebnisse aus Kapitel 6. Die Schätzungen wurden auch unter der Berücksichtigung, dass in den ersten drei Jahren kein Abschluss möglich ist, durchgeführt. Die Ergebnisse waren für diese Spezifikation robust.

<sup>61</sup>Wenn die Berufsstellung des Vaters als erklärende Variable eingesetzt wird, erhält man ein ähnliches Resultat.

<sup>62</sup>Der Zusatz Uni beschreibt die Studiengänge an einer Universität.

<sup>63</sup>Dies sind vor allem alle rechtszensierten Beobachtungen.

Tabelle 14: Berechnung der relativen Hazardraten des Studienabschlusses. Geschätzt mit einem parametrischen Log-log Modell und einem nicht-parametrischen Heckman/Singer PH-Modell. Quelle: Eigene Berechnung.

Variable	Relative Hazardrate (Parametrisch)	Relative Hazardrate (Nicht-parametrisch)
Vollzeit	0,047***	0,050***
Teilzeit	0,333**	0,345**
Alter	1,002	1,002
Kind	0,426	0,438
männlich	0,680	0,686
Bildung Mutter niedrig	0,917	0,911
Bildung Vater niedrig	0,579**	0,583**
Einschreibungsjahr	0,969	0,967
Andere Wissenschaften	4,069***	3,857***
Sozialwissenschaften	2,585	3,038
Ingenieurwissenschaften	2,171	2,082
Rechts- und Wirtschaftswissenschaften	3,207**	3,074**
Medizin	15,579**	12,702**
MedizinUni	4,190**	4,189**
GeisteswissenschaftenUni	4,859***	4,807***
NaturwissenschaftenUni	2,366**	2,322**
Rechts- und WirtschaftswissenschaftenUni	3,746***	3,675***
Ingenieurwissenschaften	2,811*	2,719*
SozialwissenschaftenUni	5,956**	5,480**
Andere WissenschaftenUni	4,804***	4,597***
durat1	0,000***	0,000***
durat2	0,005***	0,007***
durat3	0,010***	0,012***
durat4	0,012***	0,023***
durat5	0,021***	0,020***
durat6	0,025***	0,030***
durat7	0,018***	
durat8	0,025***	
durat9	0,030***	

Beide Regression basieren auf 13.449 Beobachtungen. Die zu erklärende Variable ist der Studienabschluss. Für die nicht-parametrische Schätzung werden die Beobachtungen in vier latente Klassen unterteilt, wobei  $\pi_1 = 0,54$ ,  $\pi_2 = 0,26$ ,  $\pi_3 = 0,11$  und  $\pi_4 = 0,09$ . Signifikanzniveau: \* : 10% \*\* : 5% \*\*\* : 1%

Die Zeitdummies<sup>64</sup> erklären den Verlauf der Baselinehazardfunktion und induzieren, dass vor allem am Anfang des Studiums, die Wahrscheinlichkeit einen Abschluss zu erhalten, sehr gering ist.

In Spalte 2 von Tabelle 14 können die Ergebnisse der nicht-parametrischen Schätzung abgelesen werden.<sup>65</sup> Die Effekte der beiden Tätigkeitstypen auf die Wahrscheinlichkeit einen Hochschulabschluss zu erlangen, sind mit einer NPMLE etwas schwächer. Es lässt sich somit vermuten, dass bessere Studenten tendenziell weniger Studentenjobs nachgehen. Die Koeffizienten der nicht-parametrischen Schätzung induzieren jedoch, dass die quantitativen Unterschiede zwischen den beiden Spezifikationen sehr gering sind. Auch die Koeffizienten der anderen Variablen liegen in der Nähe der parametrischen Schätzung.

### 3.7 Erwartete Effekte der Erwerbstätigkeit auf die Studiendauer

Die bisherigen Ausführungen haben sich größtenteils mit dem Effekt der Erwerbstätigkeit auf die Hazardrate beschäftigt. Da jedoch für bildungspolitische Entscheidungsträger der Effekt auf die Studiendauer von großer Bedeutung ist, wird in diesem Abschnitt eine auf den Schätzergebnissen<sup>66</sup> basierende Simulation dieses Effektes präsentiert.

Für die Simulation werden alle erklärenden Variablen auf ihren Durchschnittswert gesetzt. Die Intensität der beiden Erwerbstätigkeiten wird hingegen auf den Wert 0, 10, 20 oder 30 gesetzt. Die resultierenden Überlebensfunktionen für die Variation in der Intensität einer Vollzeitbeschäftigung zeigt Abbildung 6. Die korrespondierenden Überlebensfunktionen für Teilzeitbeschäftigungen werden in Abbildung 7 illustriert. Wie erwartet reduziert sich die Abschlusswahrscheinlichkeit für beide Typen von Erwerbstätigkeiten, wenn sich die Arbeitsintensität erhöht. Aus der Simulation lässt sich darüber hinaus ein konkaver [konvexer] Verlauf für die Intensität der Teilzeitbeschäftigung [Vollzeitbeschäftigung] indentifizieren.<sup>67</sup>

---

<sup>64</sup>Um ein Konvergieren der nicht-parametrischen Schätzung zu erlangen, werden nur sechs Zeitdummies verwendet.

<sup>65</sup>Die Bestimmung der optimalen Anzahl der latenten Klassen erfolgte nach Lancaster (1990).

<sup>66</sup>Es werden die Ergebnisse der nicht-parametrischen Schätzung benutzt.

<sup>67</sup>Im Gegensatz zur Vollzeitbeschäftigung verringert sich die Differenz der erwarteten

Die Übertragung der Überlebensfunktionen in Studienzeiten offenbart die gleichen Effekte. Der Anstieg der Studienzzeit steigt [sinkt] mit zunehmender Vollzeitarbeit [Teilzeitarbeit]. Diese Änderungen werden in den Abbildungen 8 und 9 illustriert. Man erkennt, welche Arbeitseffekte durch eine Studiengebühreneinführung auf die Studiendauer entstehen können. Nimmt man an, dass ein Student vor der Reform zehn Prozent seiner Studienzzeit der Finanzierung des Lebensunterhalts gewidmet hat, und dass eine Studiengebühr diesen Anteil auf 30 Prozent ansteigen ließe, dann ergibt sich durch die Erhöhung der Intensität in der Teilzeitbeschäftigung [Vollzeitbeschäftigung] eine zirka sechsmonatige [neunzehnmonatige] Verzögerung des Abschlusses.

Die Hypothese, dass das Arbeiten während des Studiums die Studienzzeit verlängert, wurde in diesem Kapitel für die Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigung empirisch bestätigt. Eine aus mindestens 35 Wochenstunden bestehende Beschäftigung verringert die Wahrscheinlichkeit erheblich, einen Abschluss in einem bestimmten Studienmonat zu erreichen. Dieser Effekt ist für eine in der Regel mit 15 Wochenstunden bestehende Beschäftigung wesentlich geringer.

---

Studiendauer bei zunehmender Intensität der Teilzeitbeschäftigung.

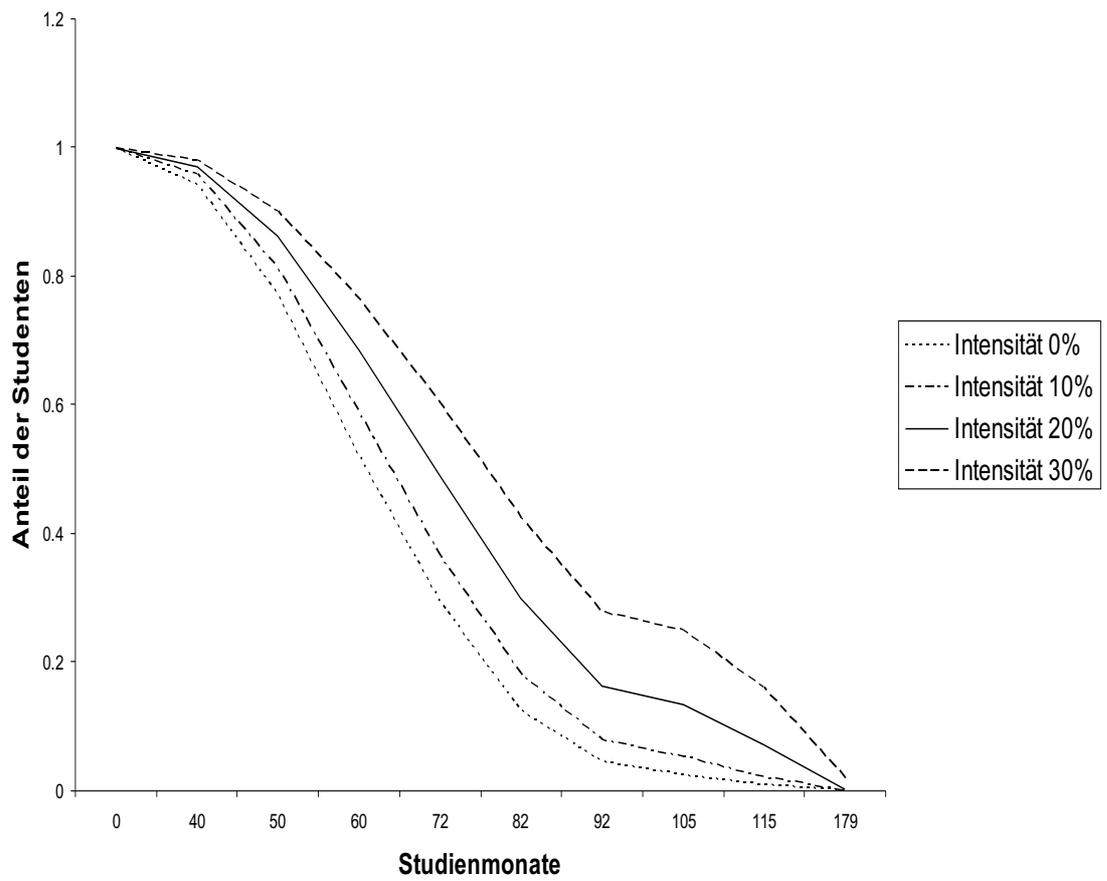


Abbildung 6: Überlebensfunktion der Studiendauer für verschiedene Intensitäten der Vollzeitwerbstätigkeit. Quelle: Eigene Berechnung.

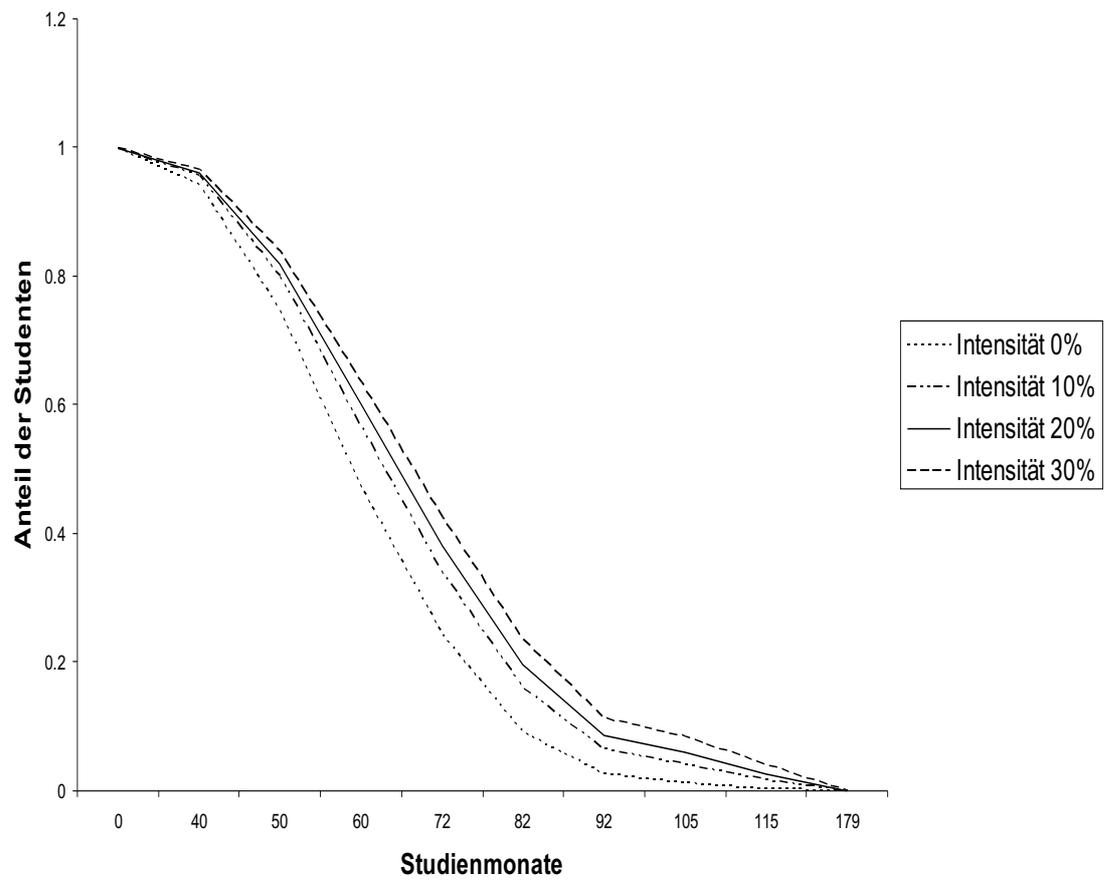


Abbildung 7: Überlebensfunktion der Studiendauer für verschiedene Intensitäten der Teilzeiterwerbstätigkeit. Quelle: Eigene Berechnung.

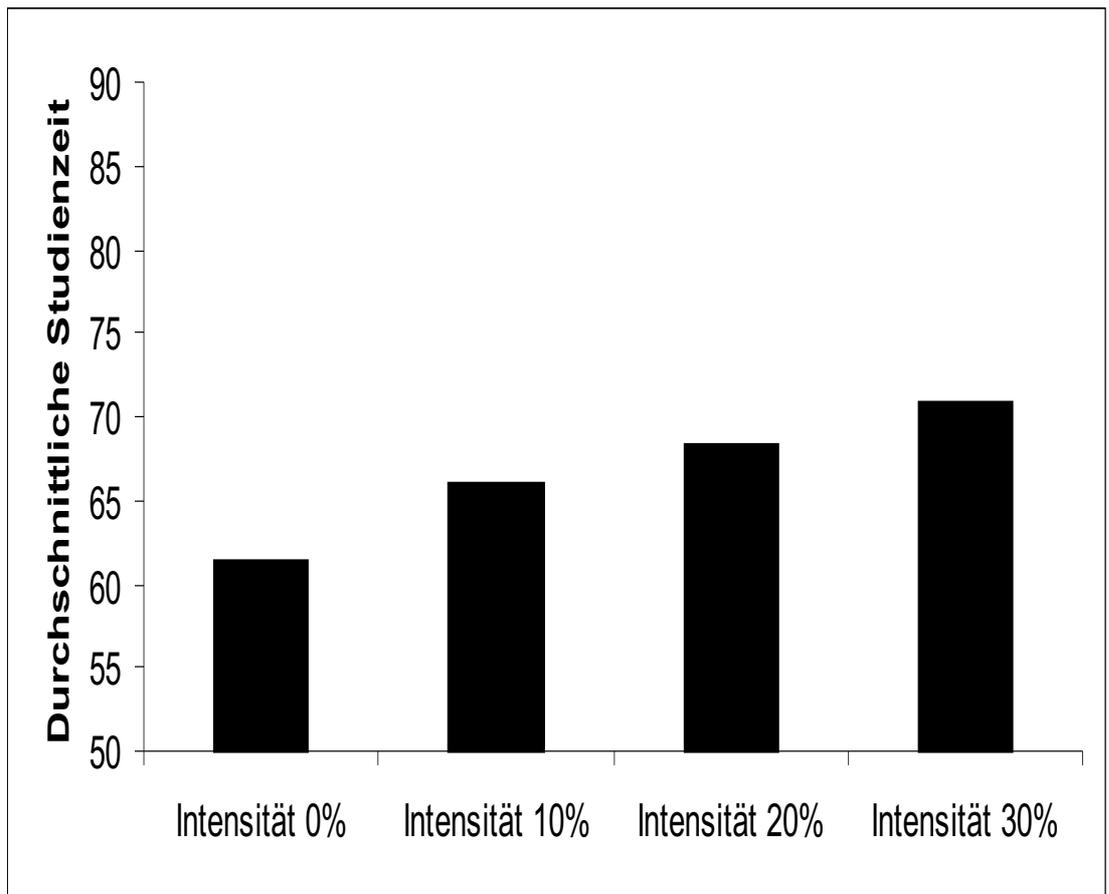


Abbildung 8: Erwartete Studiendauer (in Monaten) für verschiedene Intensitäten der Teilzeiterwerbstätigkeit. Quelle: Eigene Berechnung.

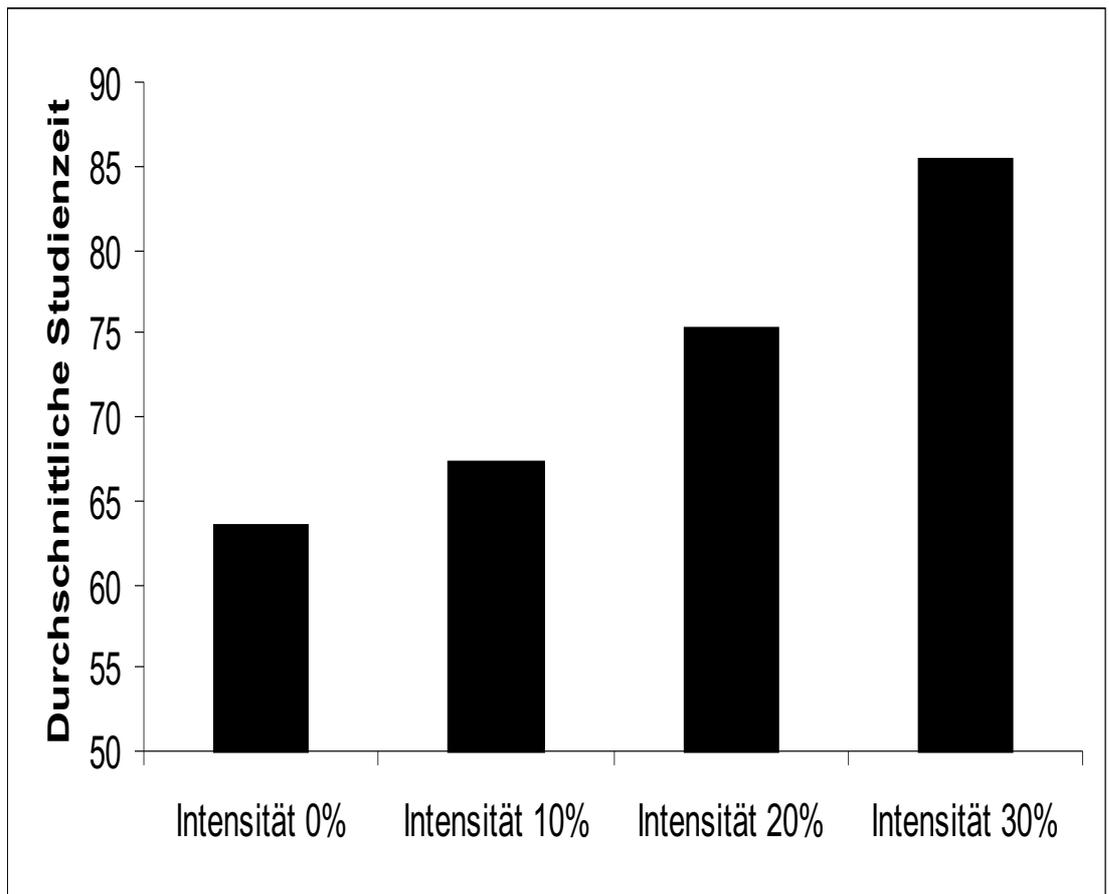


Abbildung 9: Erwartete Studiendauer (in Monaten) für verschiedene Intensitäten der Vollzeitberufstätigkeit. Quelle: Eigene Berechnung.

### 3.8 Modell mit wetteifernden Risiken

In diesem Abschnitt wird analysiert, ob durch Erwerbstätigkeiten während des Studiums auch Auswirkungen auf den Studienabbruch zu erwarten sind. Eine Methode, mit der diese Frage untersucht werden kann, ist das *Modell mit wetteifernden Risiken*.<sup>68</sup> Dabei erhält die abhängige Variable einen weiteren Wert für den Status Studienabbruch. Im Einzelnen ergeben sich drei mögliche Ausprägungen für die abhängige Variable  $y$ :  $y = 2$  bei erfolgreichem Abschluss,  $y = 1$  bei Studienabbruch und ansonsten erhält die abhängige Variable den Wert 0.<sup>69</sup> Der Modellrahmen entspricht somit einem multinomialen Logit-Modell.<sup>70</sup>

Tabelle 15 präsentiert die Schätzergebnisse der Effekte des studentischen Arbeitens auf die Studienabbruch- und Studienabschlusswahrscheinlichkeit. In der ersten Spalte werden die relativen Hazardraten für den Studienabschluss abgebildet. Man sieht, dass die Schätzergebnisse des Logit-Modells die Resultate der vorherigen Schätzmethode bestätigen. In der zweiten Spalte werden die relativen Hazardraten für den Studienabbruch dargestellt. Die für diese Arbeit interessanten Hazardraten der Variablen *Teilzeit* und *Vollzeit* weisen keinen signifikanten Wert auf. Somit scheint es, dass eine Erwerbstätigkeit während des Studiums einen Studenten nicht per se zum Abbruch zwingt, sondern ihn vielmehr hindert, einen Abschluss in einer kurzen Zeitspanne zu erlangen. Das Ergebnis resultiert wahrscheinlich aus der Konstitution des deutschen Hochschulsystems. In Deutschland wurden bislang noch keine politischen Instrumente eingeführt, die einen Studenten zu einem schnellen Abschluss bewegen.<sup>71</sup> Vielmehr sind deutsche Studenten privilegiert, ausreichend Zeit zur Verfügung zu haben, um ihr Studium selbst zu finanzieren und einen Abschluss dementsprechend später zu erlangen.

In diesem Kapitel wurde aufgezeigt, dass vor allem Vollzeitbeschäftigungen die Studienzeit substanziell erhöhen. Nach einer Einführung von Studiengebühren würden in Deutschland höchstwahrscheinlich die Studenten, die schon heute viel Zeit für die Finanzierung ihres Studiums investieren, stark verlängerte Studienzeiten aufweisen. Die Ergebnisse stellen auch die Wirksam-

---

<sup>68</sup>In der englischen Literatur ist diese Art von Modellen unter dem Ausdruck *competing risk model* bekannt.

<sup>69</sup>Der letzte Fall korrespondiert mit einem rechtszensierten Beobachtungszeitraum.

<sup>70</sup>Siehe Anhang für die Herleitung.

<sup>71</sup>Solche politischen Instrumente sind unter anderem hohe Studiengebühren oder das Bestehen einer bestimmten Anzahl von Prüfungen pro Semester.

keit von Pflichtpraktika während des Studiums in Frage. Hochschulpolitiker sollten sich im Klaren sein, dass die Akkumulation von firmenspezifischem Humankapital während des Hochschulstudiums eine starke Verzögerung des Studienabschlusses bewirken könnte.

Tabelle 15: Berechnung der relativen Hazardraten des Studienabschlusses und -abbruchs. Geschätzt mit einem multinomialen Logit-Modell. Quelle: Eigene Berechnung.

<b>Variable</b>	<b>Relative Hazardrate (Studienabschluss)</b>	<b>Relative Hazardrate (Studienabbruch)</b>
Vollzeit	0,064**	2,332
Teilzeit	0,312**	0,928
Alter	0,997	1,003
männlich	0,670	0,873
Bildung Mutter niedrig	0,811	1,110
Bildung Vater niedrig	0,595**	0,845
Einschreibungsjahr	0,974	1,013
durat1	0,002***	0,000***
durat2	0,062***	0,001***
durat3	0,090***	0,003***
durat4	0,145***	0,002***
durat5	0,110***	0,003***
durat6	0,116***	0,003***
durat7	0,113***	0,001***
durat8	0,139***	0,004***
durat9	0,131***	0,001***

Beide Regression basieren auf 17.165 Beobachtungen. Die zu erklärenden Variablen sind der Studienabschluss und -abbruch. Signifikanzniveau: \* : 10% \*\* : 5% \*\*\* : 1%

# Anhang

## A1: Tabellen- und Abbildungsanhang

Tabelle 16: Finanzierungsquellen eines Studenten in Deutschland im Jahr 2003.  
Quelle: BMBF(2003).

<b>Finanzierungsquelle</b>	<b>Prozentsatz der Studenten</b>	<b>Mittelwert in Euro</b>
Elternleistung	89	435
eigener Verdienst	63	325
BAföG	27	367
Rückgriff auf Ersparnes	16	127
Darlehen	1	253
Bildungskredit	1	295
Stipendium	2	318

Tabelle 17: Variablenerklärung.

<b>Variable</b>	<b>Variablenerklärung</b>
male	Geschlecht des Studenten (1=männlich)
Vollzeit	Durchschnittliche Vollzeitarbeitsintensität
Teilzeit	Durchschnittliche Teilzeitarbeitsintensität
Alter	Das Alter zum Einschreibungszeitpunkt (in Monaten)
Kind	Die Geburt des ersten Kindes während des Studiums (1=Geburt erfolgt)
Einschreibungsjahr	Das Einschreibungsjahr (1=1983)
Bildung Vater niedrig	Bildungsniveau des Vaters (1= Vater hat keine allgemeine Hochschulreife)
Bildung Mutter niedrig	Bildungsniveau der Mutter (1= Mutter hat keine allgemeine Hochschulreife)
Universität	Hochschulabschluss an einer Universität
Andere Hochschulen	Hochschulabschluss nicht an einer Universität
Medizin	Abschluss in Medizin
Geisteswissenschaften	Abschluss in Geistes- oder Erziehungswissenschaft
Naturwissenschaften	Abschluss in Naturwissenschaft
Rechts- und Wirtschafts- wissenschaften	Abschluss in Rechts- oder Wirtschaftswissenschaft
Ingenieurwissenschaften	Abschluss in Ingenieurwissenschaft
Sozialwissenschaften	Abschluss in Sozialwissenschaft
Andere Wissenschaften	Abschluss in anderen Wissenschaften

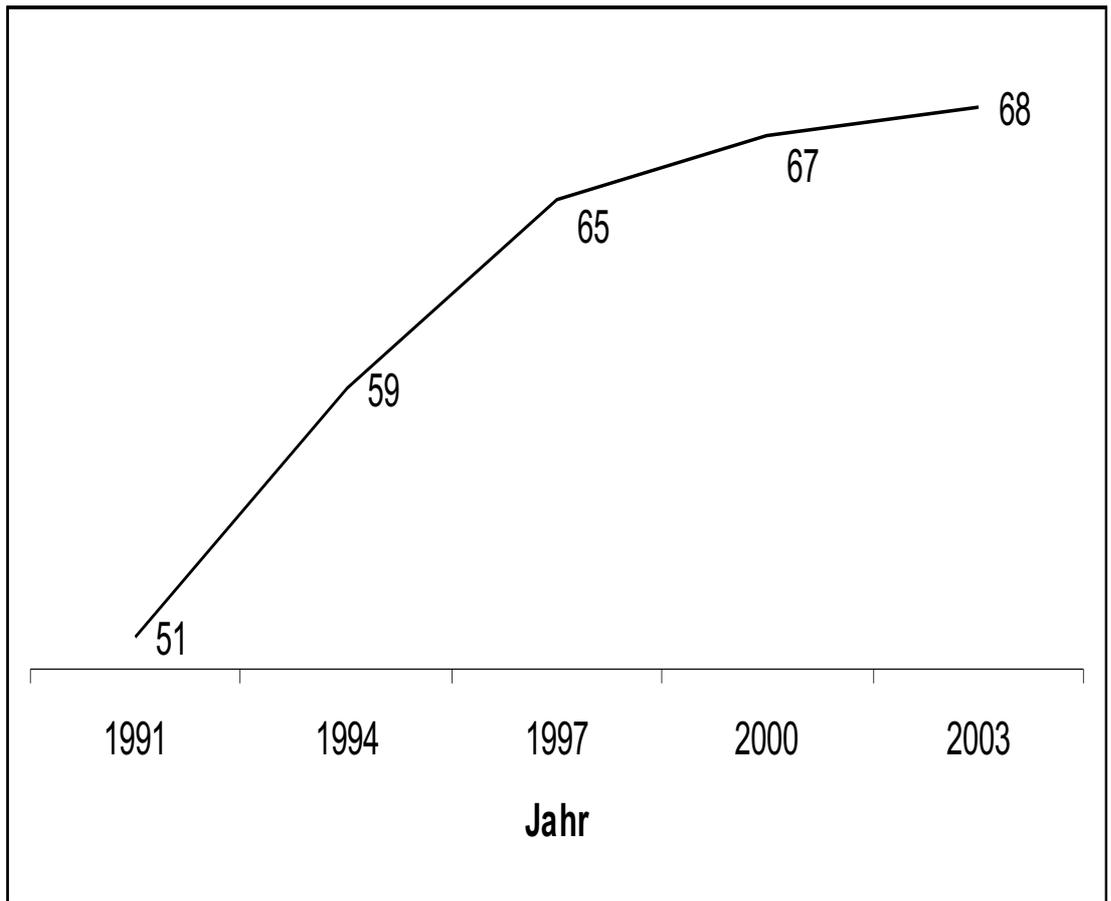


Abbildung 10: Entwicklung der Erwerbstätigkeitsquote bei deutschen Studenten. Quelle: BMBF(2003).

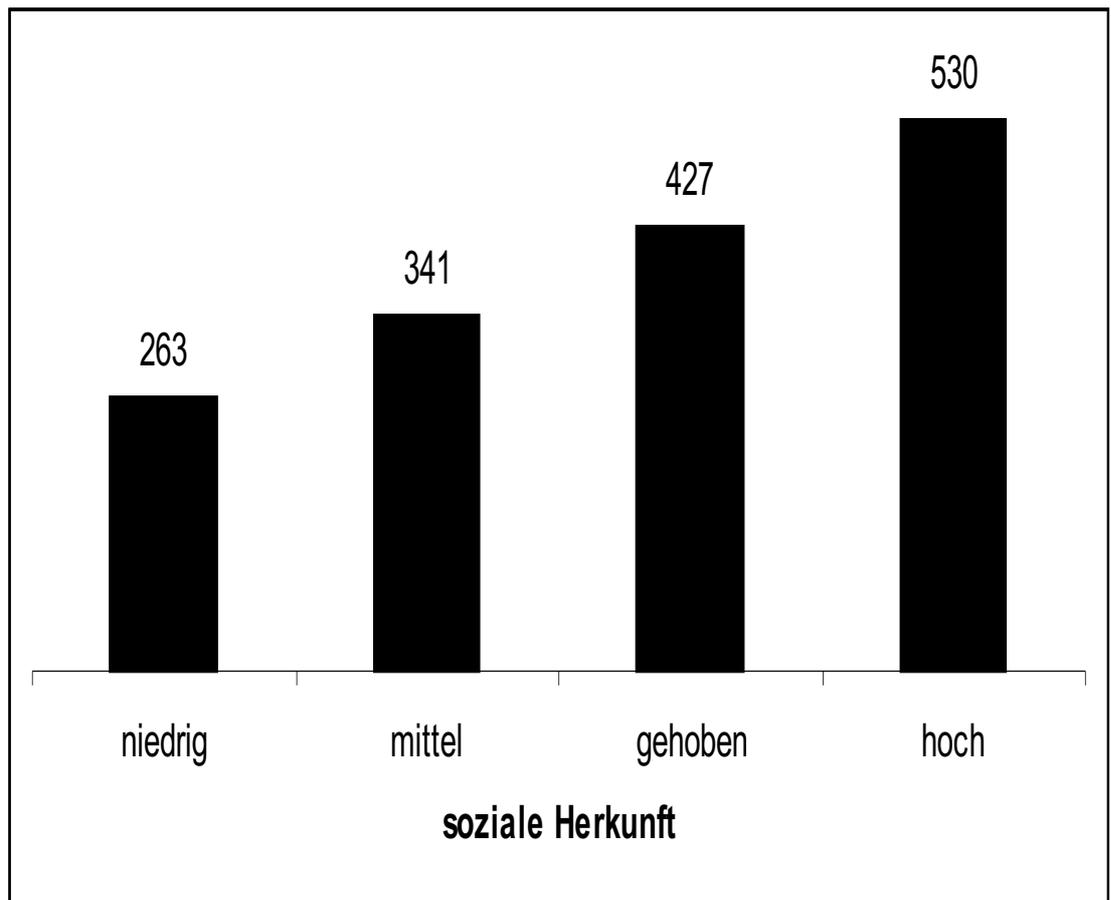


Abbildung 11: Finanzierungsbeitrag (in Euro) der Eltern nach sozialer Herkunft. Quelle: BMBF(2003).

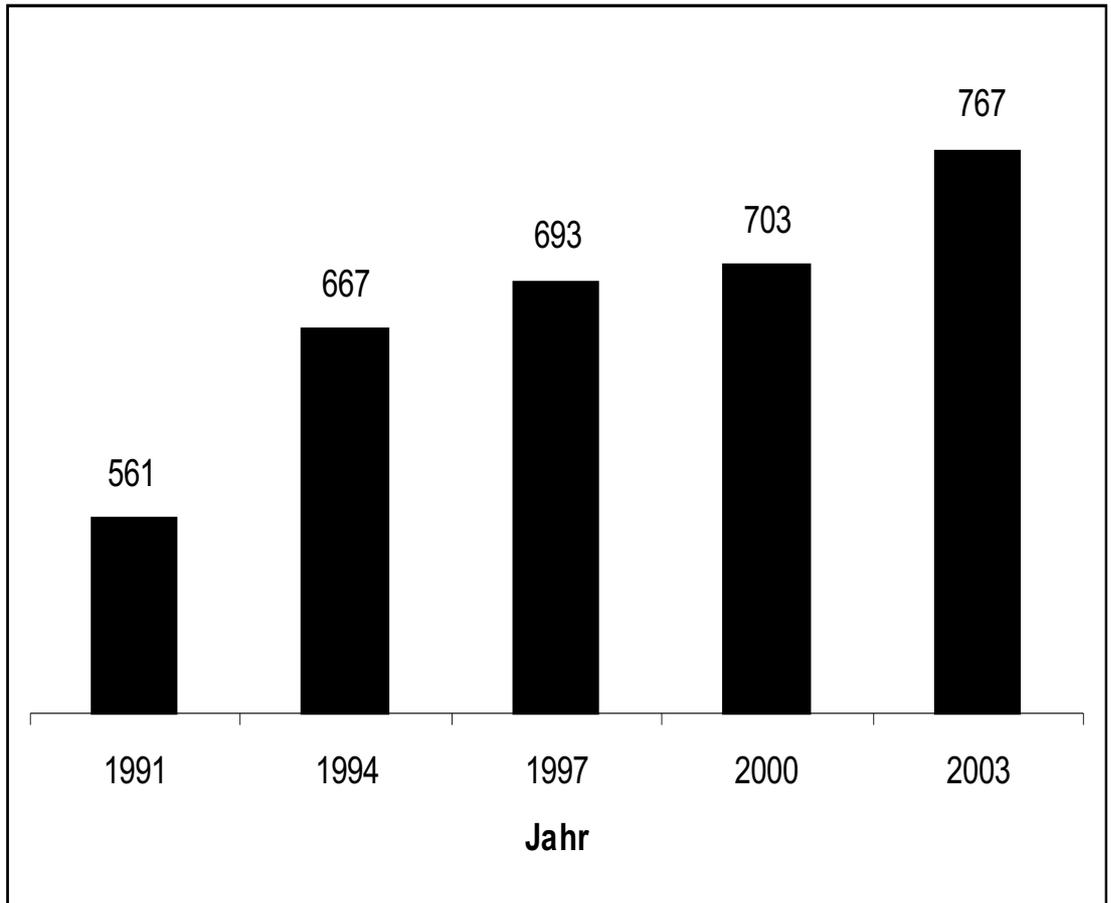


Abbildung 12: Veränderung des durchschnittlichen Einkommens (in Euro) von deutschen Studenten in den Jahren 1991-2003. Quelle: BMBF(2003).

## A2: Übereinstimmung der Likelihoodfunktion eines gruppierten Verweildauermodells mit jenem eines binären Wahrscheinlichkeitsmodells

Die Herleitung der Likelihoodfunktion stammt aus Jenkins (2004) und zeigt, dass die Likelihoodfunktion jener eines binären Wahrscheinlichkeitsmodells gleicht.

Der Modellrahmen eines Verweildauermodells erlaubt, dass neben vollständigen ( $d_i = 1$ ) auch zensierte ( $d_i = 0$ ) Beobachtungen in eine Regression miteingehen können. Der Beitrag einer zensierten Beobachtung zur Likelihoodfunktion ist

$$L_i = Pr(T_i \geq j) = S_{ij} = \prod_{k=1}^j (1 - \lambda_{ik}), \quad (14)$$

wobei  $L_i$  den Wert der Likelihoodfunktion für das Individuum  $i$  darstellt,  $S_{ij}$  die Überlebensfunktion des Individuums  $i$  zum Studienmonat  $j$  und  $\lambda_{ik}$  die Hazardfunktion von Individuum  $i$  zum Studienmonat  $k$ , mit  $k \leq j$ . Bei den zensierten Beobachtungen bildet die Überlebensfunktion der Ereignisse den Beitrag zur Likelihoodfunktion. Für den Beitrag der vollständigen Beobachtung zur Likelihoodfunktion ergibt sich

$$L_i = Pr(T_i < j) = f_{ij} = \frac{\lambda_{ij}}{1 - \lambda_{ij}} \prod_{k=1}^j (1 - \lambda_{ik}). \quad (15)$$

Im Gegensatz zu den zensierten Beobachtungen geht die Dichtefunktion der Ereignisse  $f_{ij}$  bei den vollständig beobachteten Individuen in die Likelihoodfunktion ein.

Stellt man die Likelihoodfunktion für die gesamte Stichprobe auf, so ergibt sich

$$\begin{aligned}
L &= \prod_{i=1}^n [Pr(T_i = j)]^{d_i} [Pr(T_i > j)]^{1-d_i} \\
&= \prod_{i=1}^n \left[ \frac{\lambda_{ij}}{1 - \lambda_{ij}} \prod_{k=1}^j (1 - \lambda_{ik}) \right]^{d_i} \left[ \prod_{k=1}^j (1 - \lambda_{ik}) \right]^{1-d_i} \\
&= \prod_{i=1}^n \left[ \left( \frac{\lambda_{ij}}{1 - \lambda_{ij}} \right)^{d_i} \prod_{k=1}^j (1 - \lambda_{ik}) \right]. \tag{16}
\end{aligned}$$

Der Ausdruck (16) impliziert, dass

$$\log L = \sum_{i=1}^n d_i \log \left( \frac{\lambda_{ij}}{1 - \lambda_{ij}} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j \log(1 - \lambda_{ik}). \tag{17}$$

Definiert man nun eine binäre Variable  $y_{ik}$  mit folgenden Eigenschaften

$$\begin{aligned}
y_{ik} &= 1 \text{ falls } d_i = 1 \wedge k = T_i \\
y_{ik} &= 0 \text{ ansonsten,} \tag{18}
\end{aligned}$$

ergibt sich durch das Einsetzen von  $y_{ik}$  in (17)

$$\begin{aligned}
\log L &= \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j y_{ik} \log \left( \frac{\lambda_{ik}}{1 - \lambda_{ik}} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j \log(1 - \lambda_{ik}) \\
&= \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j [y_{ik} \log \lambda_{ik} + (1 - y_{ik}) \log(1 - \lambda_{ik})], \tag{19}
\end{aligned}$$

wobei  $y_{ik}$  die binäre abhängige Variable darstellt. In dem hier beschriebenen Modell entspricht diese Variable dem Studienabschluss von Individuum  $i$  im Studienmonat  $k$ . Aus (18) erkennt man, dass die Variable nur bei vollständigen Beobachtungen und im letzten Studienmonat den Wert 1 erhalten kann.

### A3: Übereinstimmung der Likelihoodfunktion eines Modells mit wetteifernden Risiken mit jenem eines multinomialen Logit-Modells

Im Folgenden wird hergeleitet, dass eine Maximum-Likelihood-Schätzung eines Modells mit wetteifernden Risiken durch ein multinomiales Logit-Modell abgebildet werden kann. Die Herleitung stammt aus Jenkins (2004).

Zuerst wird angenommen, dass die folgenden Annahmen erfüllt sind:

1. Der Transfer von einem Status in den anderen muss unabhängig verlaufen.
2. Der Transfer in einen bestimmten Status erfolgt nur einmal pro Beobachtungszeitraum.

Des Weiteren wird  $\lambda(t)$  als Transferrate in einen beliebigen Status im Zeitpunkt  $t$  und  $\lambda_1(t)$  als Transferrate in Status 1 zum Zeitpunkt  $t$  definiert. Analoges gilt für  $\lambda_2(t)$ . Annahme 1 garantiert, dass

$$\lambda(t) = \lambda_1(t) + \lambda_2(t)$$

und

$$S(t) = S_1(t)S_2(t), \tag{20}$$

wobei  $S_i(t)$  die Überlebensfunktionen für den jeweiligen Status darstellen. Die Teile der Likelihood-Funktion bilden sich wie folgt:

$$\begin{aligned} L_1 : & \text{ Transfer nach 1, wobei} & L_1 &= f_1(t)S_1(t), \\ L_2 : & \text{ Transfer nach 2, wobei} & L_2 &= f_2(t)S_2(t) \text{ und} \\ L_0 : & \text{ Rechtszensiert, wobei} & L_0 &= S_1(t)S_2(t). \end{aligned}$$

Die einzelnen Likelihood-Funktionen beschreiben in den ersten beiden Szenarien alle Beobachtungen der einzelnen Transfers und im dritten Szenario die Beobachtungen, die rechtszensiert sind.

Wie im bivariaten Fall benötigt man zur Vervollständigung der Likelihood-Funktion noch geeignete Gewichtungen für den jeweiligen Status.<sup>72</sup>

---

<sup>72</sup>Im bivariaten Fall hat die Variable  $d_i$  den Gewichtungparameter angegeben.

Dabei gilt

$b^1 = 1$ , falls das Individuum  $i$  Status 1 erreicht und  $b^1 = 0$ , für alle anderen Fälle.  
 $b^2 = 1$ , falls das Individuum  $i$  Status 2 erreicht und  $b^2 = 0$ , für alle anderen Fälle.

Die vollständige Likelihood-Funktion ist

$$L = (L_1)^{b^1} (L_2)^{b^2} (L_0)^{1-b^1-b^2}. \quad (21)$$

Im Folgenden wird (21) für ein Modell mit gruppierter Zeit hergeleitet. Dabei garantiert Annahme 2, dass<sup>73</sup>

$$\begin{aligned} L_1 &= Pr(j-1 < T_1 \leq j, T_2 > T_1) \\ &= \int_{j-1}^j f_1(u) du \int_{a_j}^{\infty} f_2(v) dv \\ &= \left[ \frac{\lambda_1(j)}{1 - \lambda_1(j)} \right] S_1(j) S_2(j), \end{aligned} \quad (23)$$

wobei  $T_1$  den Zeitpunkt des Transfers zum Status 1 darstellt. Analoges gilt für  $L_2$ .

$$L_2 = \left[ \frac{\lambda_2(j)}{1 - \lambda_2(j)} \right] S_1(j) S_2(j). \quad (24)$$

Durch das Einsetzen von (23) und (24) in (21) erhält man

$$L = \left[ \frac{\lambda_1(j)}{1 - \lambda_1(j)} \right]^{b^1} S_1(j) \left[ \frac{\lambda_2(j)}{1 - \lambda_2(j)} \right]^{b^2} S_2(j), \quad (25)$$

mit  $S_i(j) = \prod_{k=1}^j (1 - \lambda_{ik})$ , für  $i = 1, 2$ . Die Gleichung (25) zeigt, dass die Maximum-Likelihood-Schätzung eines Modells mit wetteifernden Risiken mit einem multinomialen Logit-Modell abgebildet werden kann.<sup>74</sup>

<sup>73</sup>Ansonsten würde der Ausdruck wie folgt aussehen

$$\int_{j-1}^j \left[ \int_u^j f_1(u) f_2(v) dv + \int_j^{\infty} f_1(u) f_2(v) dv \right] du, \quad (22)$$

wobei  $u$  der unbeobachtbare Zeitpunkt innerhalb eines Monats ist, in dem der erste Transfer nach Status 1 stattfindet.

<sup>74</sup>Siehe auch Jenkins (2004).

## 4 Die monetären Bildungsrenditen im deutschen Hochschulbereich

Ein Student verfügt in der Regel über kein geregeltes Einkommen. Das ihm während des Studiums entfallene Arbeitseinkommen wird dabei meistens durch eine höhere Entlohnung nach dem Studienabschluss erwirtschaftet. Studiengebühren erhöhen die Kosten während des Studiums. Neben den erwähnten Lohnausfällen<sup>75</sup> kommen mit den zu zahlenden Gebühren direkte Kosten hinzu, die zusätzlich mit den Renditen aus dem Studium kompensiert werden müssen. Damit sich ein Abiturient nach einer Studiengebühreneinführung für ein Studium entscheidet, benötigt es deshalb einer ausreichend hohen Bildungsrendite an deutschen Hochschulen.<sup>76</sup>

Bildungsrenditen stellen die durch eine Investition in Bildung ausgelöste Nutzenerhöhung eines Individuums dar. Wie schon in Kapitel 2 erwähnt, ergeben sich im Hochschulbereich monetäre und nicht-monetäre Renditen. Aufgrund der schweren Messbarkeit der letztgenannten Renditeform, wird sich dieses Kapitel ausschließlich mit den monetären Renditen auseinandersetzen. Dabei bilden die monetären Renditen eines Hochschulabschlusses die extrinsischen Motive für einen Abiturienten, sich an einer Hochschule einzuschreiben. Ein Student verspricht sich durch das Akkumulieren von zusätzlichem Humankapital, einen durchschnittlich höheren Lohn während seiner postakademischen Lebensphase zu erhalten.

Im ersten Teil dieses Kapitels wird analysiert, inwiefern sich der Lohn durch ein zusätzliches Jahr an einer postsekundären Bildungsinstitution verändert. Im weiteren Verlauf dieses Kapitels werden die Lohndifferenziale und die Lohnprofile über die Betriebszugehörigkeiten für Abschlüsse in verschiedenen Studiengängen untersucht. Das Kapitel schließt mit einer theoretischen Erklärung für heterogene Lohnprofile ab.

---

<sup>75</sup>Diese stellen die Opportunitätskosten des Studiums dar.

<sup>76</sup>Siehe dazu auch Kapitel 5.

## 4.1 Bestimmung der Lohndifferenz zwischen postsekundären Ausbildungen

In diesem Abschnitt wird der durchschnittliche Lohnzuwachs durch ein zusätzliches Jahr an einer postsekundären Bildungsinstitution analysiert. Aus methodischer Sicht wird vor allem auf das endogene Akkumulieren von Humankapital eingegangen.

### 4.1.1 Relevante Literatur

Die empirische Erforschung des monetären Ertrages eines tertiären Bildungsabschlusses ist seit langem ein Forschungsschwerpunkt in der Ökonomie. Seit Mincer (1974) wurden etliche Versuche unternommen, die Bildungsrenditen basierend auf Mincer's Ansatz zu schätzen.<sup>77</sup> Im Zentrum des Interesses stand dabei die Analyse des kausalen Zusammenhangs zwischen der Bildungsinvestition und dem Einkommen. Unter der Annahme, dass die Bildungsentscheidung nicht mit unbeobachtbaren Personeneigenschaften korreliert ist, ergibt eine Kleinst-Quadrate-Schätzung konsistente Schätzungen der gesuchten Parameter. Wie jedoch vielfach in der Literatur angedeutet wird, ist die Annahme höchstwahrscheinlich verletzt. Die optimale Menge an Humankapital ist vermutlich positiv mit den unbeobachtbaren Determinanten des Lohnes korreliert. Diese Korrelation ergibt sich durch Sortierungsprozesse in bestimmte Schullaufbahnen. Motivierte Schüler präferieren in der Regel Schulen, die ihnen die beste Ausbildung garantieren.<sup>78</sup> Schätzungen basierend auf einer Kleinst-Quadrate-Methode überschätzen somit die gesuchte Bildungsrendite, da ein Teil der Rendite durch unbeobachtbare Faktoren erklärt wird.

In der Mikroökonomie wurden eine Vielzahl von Methoden entwickelt, um Effekte von Variablen zu identifizieren.<sup>79</sup> Eine sehr verbreitete Methode ist die sogenannte IV-Schätzung.<sup>80</sup> Die vermutete Korrelation zwischen der Bildungsinvestition und unbeobachtbaren Lohnfaktoren wird bei einer IV-Schätzung umgangen, indem eine zusätzliche Variable (Instrument) eingeführt

---

<sup>77</sup>Für eine umfassende Übersicht siehe Heckman, Lochner und Todd (2005).

<sup>78</sup>Zum Beispiel die Entscheidung eine Hauptschule oder ein Gymnasium zu besuchen.

<sup>79</sup>Populäre Strategien sind unter anderem der sogenannte Matching-Ansatz aus der Programm-Evaluations-Theorie oder Generalized Method of Moments (GMM)-Ansätze bei Paneldaten. Für eine Übersicht siehe auch Wooldridge (2002).

<sup>80</sup>IV steht für *instrumental variables*. Die Schätzmethode basiert in der Regel auf einem Ansatz, der *Two-stages least squares* (2SLS) genannt wird.

wird, welche die Höhe der Bildungsinvestition erklärt, jedoch unkorreliert mit dem Fehlerterm der Lohngleichung ist.

Die Literatur in der die Bildungsrenditen anhand eines IV-Ansatzes geschätzt wurden, lässt sich anhand der verwendeten Instrumente gliedern.<sup>81</sup> Eine Gruppe von Instrumenten stellt Kosten der schulischen Ausbildung dar.<sup>82</sup> Nach der Humankapitaltheorie sollte die Erhöhung der Kosten zu einer systematischen Reduzierung der Humankapitalakkumulation führen. Die Kosten lassen sich wiederum in zwei Subkategorien einteilen: direkte Kosten und Opportunitätskosten des Studiums. Um direkte Kosten (Transportkosten) abzubilden,<sup>83</sup> kommen die Schuldichte in einer Region oder die Information, ob jemand in einer Universitätsstadt oder auf dem Lande wohnt, als potentielle Instrumente in Frage. Verwendete Instrumente, die eine Veränderung der Opportunitätskosten widerspiegeln, sind entweder das regionale Einkommensniveau oder die regionale Arbeitslosigkeit.<sup>84</sup> Die Verwendung des familiären Hintergrundes ist in letzter Zeit häufig als invalides Instrument bezeichnet worden, da eine Korrelation mit unbeobachtbaren Eigenschaften zu vermuten ist.<sup>85</sup> Als generelles Resultat erhalten die zitierten Studien, dass der IV-Ansatz höhere Bildungsrenditen als die Kleinst-Quadrat-Methode schätzt. Die Entstehung dieses kontraintuitiven Ergebnisses wird im folgenden Unterkapitel ausführlich diskutiert.

Neben vielen empirischen Beiträgen mit amerikanischen Datensätzen wurden die Bildungsrenditen auch schon zahlreich für deutsche Individuen empirisch analysiert. Flossmann und Pohlmeier (2006) geben eine Übersicht über die bisherigen Versuche die Beziehung von Bildung und Einkommen in Deutschland abzubilden. Betrachtet man die bisherigen Ergebnisse von Kleinst-Quadrat-Schätzungen, ergeben sich in Deutschland Bildungsrenditen von zirka sechs bis neun Prozent.<sup>86</sup> Dabei benutzen die Autoren der Artikel hauptsächlich das SOEP. Um möglichen Verzerrungen in den Schätzergebnissen entgegenzuwirken, werden in den Artikeln auch klassische IV-Schätzungen vorgenommen. Lauer und Steiner (2000) verwenden dabei verschiedene Instrumente. Die IV-Schätzungen ergeben jedoch keinen signifikanten Unterschied zu den Kleinst-

---

<sup>81</sup>Für eine generelle Übersicht über einschlägige Artikel siehe Card (1999) und Card (2001).

<sup>82</sup>Für weitere benutzte Instrumente siehe unter anderem Card (1999) und Jochmann und Pohlmeier (2004).

<sup>83</sup>Für empirische Studien siehe unter anderem Kane und Rouse (1993), Card (1995), Conneely und Uusitalo (1997) und Maluccio (1998).

<sup>84</sup>Siehe Taber und Cameron (2004).

<sup>85</sup>Siehe auch Card (1999).

<sup>86</sup>Für die genauen Werte, siehe Flossmann und Pohlmeier (2006).

Quadrat-Schätzungen. Aus kritischer Sicht ist anzumerken, dass bei allen verwendeten Instrumenten Eigenschaften der Eltern hinzugezogen werden und somit die Validität der Instrumente angezweifelt werden muss.<sup>87</sup> Als zweiten wichtigen Datensatz wird die BIBB/IAB-Stichprobe herangezogen, um die Bildungsrendite in Deutschland zu quantifizieren.<sup>88</sup> Maier, Pfeiffer und Pohlmeier (2004) benutzen diesen Datensatz und identifizieren den kausalen Effekt mit Hilfe eines *CMI-Ansatzes*.<sup>89</sup> Die Autoren finden heraus, dass die durchschnittliche Bildungsrendite bei 8,7 Prozent liegt.

Fasst man alle empirischen Studien über die Bildungsrenditen im deutschen Schulsystem zusammen, ergeben sich trotz Verwendung von verschiedenen Schätzmethoden und Datensätzen robuste Ergebnisse. Es fällt jedoch auch auf, dass die meisten Autoren der bisherigen Studien in ihren Artikeln alle Individuen, unabhängig von der Wahl der Sekundarstufe, gleich behandeln. Letzteres wird im weiteren Verlauf dieses Kapitels näher diskutiert.

#### 4.1.2 Ökonometrisches Modell und Identifikationsstrategie

Empirische Studien, die sich mit Arbeitslöhnen beschäftigen, verwenden in der Regel die folgende von Mincer (1974) entwickelte Lohngleichung:

$$\ln w_i = \beta_1(\varepsilon_i) + \beta_2(\varepsilon_i)S_i + \beta_3(\varepsilon_i)X_i, \quad (26)$$

wobei  $\ln w_i$  den Log-Jahreslohn von Person  $i$ ,  $S$  die Schulzeit in Jahren,  $X$  einen Vektor von exogen erklärenden Variablen und  $\varepsilon_i$  den Fehlerterm der Lohngleichung darstellen. Aus der Lohngleichung wird erkenntlich, dass angenommen wird, dass die zu schätzenden Parameter  $\beta_1(\varepsilon_i)$ ,  $\beta_2(\varepsilon_i)$  und  $\beta_3(\varepsilon_i)$  von dem Fehlerterm der Lohngleichung abhängen.<sup>90</sup> Im Hinblick auf die Bildungsrendite  $\beta_2(\varepsilon_i)$  wird somit zugelassen, dass diese nicht homogen ist, sondern je nach individuellen Eigenschaften innerhalb der Population variiert. Die Analyse fokussiert demnach nicht auf einen starren Koeffizienten sondern auf den Mittelwert

<sup>87</sup>Carneiro und Heckman (2002) zeigen für amerikanische Studenten, dass eine Korrelation zwischen dem Familienhintergrund und der kognitiven Fähigkeit besteht.

<sup>88</sup>Bei diesem Datensatz handelt es sich eine repräsentative Befragung von Arbeitnehmern. Die Datenerhebung wurde sowohl vom Bundesinstitut für Berufsbildung (BIBB) als auch vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) initiiert.

<sup>89</sup>Zur Identifikation der Bildungsrendite erfordert dieser Ansatz, dass durch die Kontrolle von erklärenden Variablen eine Unabhängigkeit des Mittelwertes der endogenen Variable  $S$  über die Population erhalten wird. Siehe dazu auch Blundell, Dearden und Sianesi (2005).

<sup>90</sup>Das Modell wird im englischen *correlated random coefficient model* genannt.

der Bildungsrendite über die gesamte Population.

Die hier verwendete Identifikationsstrategie basiert auf einem zweistufigen Schätzverfahren. Auf der ersten Stufe wird  $S_i$  wie folgt geschätzt

$$S_i = \alpha_1 + \alpha_2 Z_i + \alpha_3 X_i + \eta_i, \quad (27)$$

wobei  $Z_i$  eine exogene Variable und  $\eta_i$  den Fehlerterm der ersten Stufe darstellen. Auf der zweiten Stufe wird Gleichung (26) geschätzt, wobei der geschätzte Wert von  $\eta_i$  als zusätzliche erklärende Variable herangezogen wird. Im Vergleich zu IV-Ansätzen mit korrelierten Zufallskoeffizienten wird hier ein Kontrollfunktionsschätzer herangezogen, der trotz einer Korrelation zwischen  $\eta_i$  und  $\varepsilon_i$  den gewünschten kausalen Effekt zwischen der Bildungsinvestition und dem Einkommen identifiziert.<sup>91</sup> Der verwendete Kontrollfunktionsschätzer basiert auf den gewonnenen Resultaten aus dem Artikel von Imbens und Newey (2003). Die Autoren beweisen, dass das Gleichungssystem identifiziert ist, falls die folgenden zwei Annahmen erfüllt sind:<sup>92</sup>

**Annahme 1 (Unabhängigkeit):** Die gemeinsame Verteilungsfunktion der Fehlerterme  $(\varepsilon_i, \eta_i)$  verläuft unabhängig von den Variablen  $Z_i$  und  $X_i$ .

**Annahme 2 (Monotonie):**  $S_i$  verläuft streng monoton in  $\eta_i$ .

Die erste Annahme setzt voraus, dass die verwendeten erklärenden Variablen unabhängig von den Fehlertermen des Gleichungssystems sind. Die zweite Annahme fordert, dass  $S_i$  monoton im unbeobachtbaren Fehlerterm wachsen muss. Imbens und Newey (2003) zeigen, dass die Annahme unter Standardannahmen einer Cobb–Douglas Funktion des Lohnes erfüllt ist. Da in  $\eta_i$  Attribute wie Motivation und Ehrgeiz zusammengefasst werden, ist dies auch ein erwartetes Ergebnis.

---

<sup>91</sup>Für die Annahmen der Identifikation des gewünschten Parameters in einem klassischen IV-Ansatz mit korrelierten Zufallskoeffizienten siehe Heckman und Vytlačil (1998).

<sup>92</sup>Die Autoren beweisen dies sogar für ein nicht-parametrisches Modell. Für die Anwendbarkeit der von Imbens und Newey (2003) gefundenen Ergebnisse, siehe auch Amann und Klein (2006).

Im Vergleich zum konventionellen korrelierten Zufallskoeffizientenmodell erreicht der hier verwendete Kontrollfunktionsschätzer, sogar unter Zulassung der Korrelation zwischen den Fehlertermen der beiden Gleichungen (26) und (27), die Identifikation der durchschnittlichen Bildungsrendite über die Population. Deswegen werden im weiteren Verlauf der Arbeit hauptsächlich die Ergebnisse des Kontrollfunktionsschätzverfahrens diskutiert. Die Ergebnisse der IV-Schätzung werden für die Sensitivitätsanalyse herangezogen.

### 4.1.3 Daten und Spezifikationen

Die dem folgenden Modell zugrundeliegenden Daten stammen wiederum vom Sozio-oekonomischen Panel (SOEP). In der Arbeitsstichprobe verwende ich nur männliche Individuen, die keiner selbständigen Arbeit nachgehen. Die Stichprobe enthält Informationen über den logarithmierten Jahreslohn,<sup>93</sup> *Lohn*, die Anzahl der Schuljahre, *Schuljahre*, das Alter, *Alter*, die Schulbildung des Vaters, *Bildung Vater*<sup>94</sup>, das Vorhandensein einer deutschen Nationalität, *deutsch*<sup>95</sup> und das Bundesland, in welchem die Person lebt. Das Alter der Individuen wird auf 28 bis 65 Jahre beschränkt. Für die Analyse werden alle Beobachtungen, die im Jahr 2001 gemacht worden sind, verwendet. Die Anzahl der Schuljahre werden im SOEP nach den erreichten Ausbildungen errechnet. Ein Individuum, das einen Hauptschulabschluss erreicht hat, erhält den Wert 9. Eine Mittlere Reife wird mit zehn Jahren und ein Abitur mit 13 Jahren gewertet. Bei post-sekundären Ausbildungen werden 1,5 Jahre für eine Ausbildung und vier [fünf] Jahre für einen Abschluss an einer Fachhochschule [Universität] angerechnet. Die deskriptive Statistik ist in Tabelle 18 dargestellt.

---

<sup>93</sup>Das SOEP enthält auch Informationen über den Stundenlohn. Alle hier in diesem Kapitel gezeigten Regressionen wurden auch mit dieser Variable durchgeführt. Die Ergebnisse waren dabei sehr robust gegenüber dieser Modellspezifikation.

<sup>94</sup>Vaterbildung=1, wenn der Vater eine Hochschulreife erreicht hat.

<sup>95</sup>deutsch=1, wenn das Individuum eine deutsche Nationalität besitzt.

Tabelle 18: Deskriptive Statistik.

Variable	Mittelwert	Standard- fehler	Min.	Max.	N
Lohn	10,255	0,712	3,711	12,751	4.105
Schuljahre	12,311	2,676	7	18	4.034
Alter	44,370	9,770	28	65	4.105
Bildung Vater	0,095	0,294	0	1	3.644
deutsch	0,908	0,289	0	1	4.105
Westberlin	0,021	0,143	0	1	4.105
NRW	0,225	0,418	0	1	4.105
SchleswigH	0,027	0,162	0	1	4.105
Hamburg	0,012	0,110	0	1	4.105
Niedersachsen	0,090	0,286	0	1	4.105
Bremen	0,006	0,079	0	1	4.105
Hessen	0,073	0,261	0	1	4.105
BadenWuertt	0,121	0,327	0	1	4.105
Bayern	0,144	0,351	0	1	4.105
Ostberlin	0,017	0,128	0	1	4.105
MeckPomm	0,023	0,149	0	1	4.105
SaxAnhalt	0,037	0,189	0	1	4.105
Thueringen	0,042	0,201	0	1	4.105
Sachsen	0,064	0,245	0	1	4.105
Brandenburg	0,034	0,182	0	1	4.105
RPfalzSaarl	0,063	0,243	0	1	4.105

Bei der Wahl der Regressoren wurde explizit berücksichtigt, dass der Kontrollfunktionsansatz eine strikte Exogenität der Variablen  $X_i$  und  $Z_i$  voraussetzt. Deswegen werden Informationen über den Arbeitgeber, wie zum Beispiel Größe oder Sektor, nicht als erklärende Variablen verwendet, da diese Regressoren höchstwahrscheinlich endogen sind. Aus diesem Grund wird auch die tatsächliche Berufserfahrung durch das Alter eines Individuums substituiert, da das erstere in der Regel mit  $\varepsilon_i$  korreliert ist.<sup>96</sup>

Zur Identifikation der Bildungsrendite in Deutschland wird die Information über den Urbansierungsgrad der Wohngegend eines 15-jährigen Individuums als zusätzliche erklärende Variable auf der ersten Stufe verwendet. Die Variable *urban* ist eine diskret verlaufende Variable, die ordinal skaliert ist.<sup>97</sup> Berücksichtigt man, dass Universitäten in Deutschland zumeist in größeren Städten angesiedelt sind, dann fungiert die Variable *urban* als Distanzmaß zu der nächstgelegenen Hochschule. Es ist zu vermuten, dass Jugendliche aus länd-

<sup>96</sup>Siehe auch Taber und Cameron (2004). Die Verwendung des Alters anstatt der tatsächlichen Berufserfahrung ist auch bei Jochmann und Pohlmeier (2004) zu finden.

<sup>97</sup>Die Variable *urban* kann vier unterschiedliche Werte annehmen.

Tabelle 19: Überprüfung eines möglichen Zusammenhangs zwischen der kognitiven Fähigkeit und des Urbanisierungsgrads. Kleinst-Quadrat-Schätzung: Die zu erklärenden Variablen sind die Noten in Deutsch und Mathematik (1 = sehr gut und 6=unbefriedigend).

Variable	Mathematik	Deutsch
urban	0,022 (0,018)	- 0,012 (0,016)
Beobachtungen	1.808	1.747

Die Standardfehler sind in Klammern angegeben.

lichen Regionen einen systematischen Kostennachteil haben und dieser, unabhängig von den unbeobachtbaren Faktoren, zu einer Reduzierung der Bildungsbeteiligung führt.

Im Folgenden wird kritisch analysiert, ob die Variable *urban* als valide Kovariate in die erste Stufe des Gleichungssystems eingehen sollte. Carneiro und Heckman (2002) argumentieren, dass ein Distanzmaß für amerikanische Studien kein gültiges Instrument ist, da die Variable mit unbeobachtbaren Faktoren, wie zum Beispiel den kognitiven Fähigkeiten, korreliert ist. Da das SOEP unter anderem auch Informationen über die letzte Note in den Fächern Deutsch und Mathematik enthält, kann ein möglicher Zusammenhang zwischen der Variable *urban* und der kognitiven Fähigkeit des Individuums geschätzt werden. Tabelle 19 zeigt, dass für Deutschland die Wohngegend keine signifikante Determinante für die kognitive Fähigkeit eines Individuums darstellt.

Die kognitive Fähigkeit stellt jedoch nur einen Teil der Variable  $\varepsilon$  dar. Es könnte sein, dass die Wohngegend mit anderen unbeobachtbaren Eigenschaften korreliert ist. Leider ist die mögliche Korrelation nicht testbar. Ein Weg um nachzuprüfen, ob das benutzte Instrument eine besonders hohe exogene Erklärungskraft für die Anzahl der Schuljahre besitzt, ist die Betrachtung der Dichtefunktion der Schuljahre für verschiedene Wohnlagen. Wird eine kontinuierliche Steigung in der Bildungsbeteiligung für die verschiedenen Wohngebiete festgestellt, kann davon ausgegangen werden, dass die Anzahl der Schuljahre vor allem durch unbeobachtbare Fähigkeiten bestimmt wird. Findet man jedoch eine starke Diskontinuität in der Bildungsbeteiligung zwischen den Urbanisierungsgraden, induziert dies, dass zwischen den Wohngebieten ein systematischer Unterschied in  $S$  vorliegt. Zur besseren Veranschaulichung wurde in Abbildung 13 die diskrete Variable *urban* in zwei Gruppen eingeteilt: ur-

ban und nicht urban. Die Abbildung zeigt die Differenz der Dichtefunktionen für beide Subpopulationen. Es fällt auf, dass an zwei Stellen der Schulkarriere ein erheblicher Unterschied in der Bildungsbeteiligung festzustellen ist: Bei 10,5 Schuljahren (=Hauptschule + Ausbildung) und bei 18 Jahren (=Abitur + Universität). Der Unterschied bei zirka elf Schuljahren könnte durch die Schulentscheidung nach der Grundschule zustande kommen. Bei Betrachtung der räumlichen Distribution von Gymnasien ist festzustellen, dass dieser Schultyp vor allem in urbanisierten Wohngebieten vorzufinden ist.

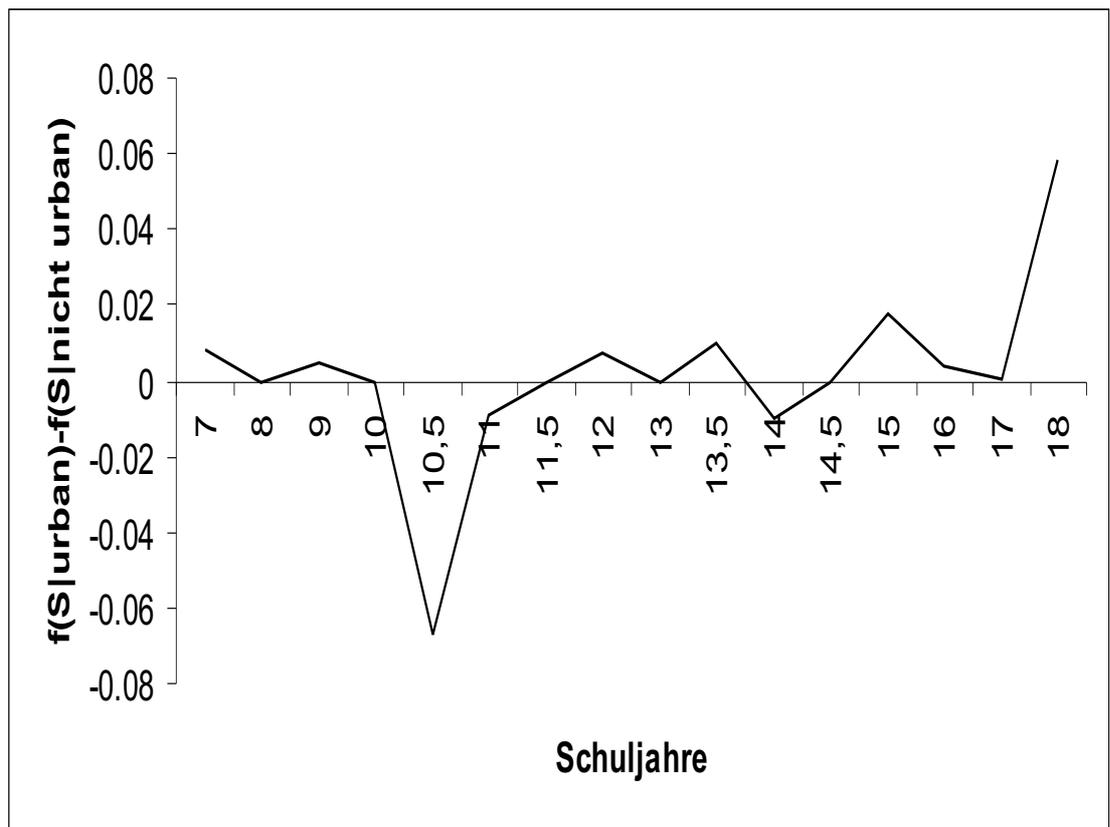


Abbildung 13: Differenz der konditionalen Dichtefunktionen für die Schulbildung von Individuen aus urbanisierten und ländlichen Gebieten. Quelle: Eigene Berechnung.

Das gleiche Argument lässt sich für den großen Unterschied in den Dichtefunktionen bei 18 Schuljahren feststellen. Universitäten sind ausschließlich in urbanisierten Gebieten errichtet und somit ergibt sich ein systematischer Kostennachteil für Individuen aus ländlichen Wohngebieten. Betrachtet man den Unterschied in den Dichtefunktionen an der Stelle 14,5 Schuljahren (=Abitur + Ausbildung), erkennt man eben keinen Unterschied zwischen den beiden

Subpopulationen.

Das letzte zu überprüfende Kriterium für die Validität der Variable *urban* ist die erklärende Wirkung auf *S*. Die Resultate der Regression auf der ersten Stufe sind in Tabelle 20 abgebildet. Es werden zwei verschiedene Spezifikationen verwendet. Die Grundspezifikation beinhaltet das Alter, Alter im Quadrat, den Urbanisierungsgrad und bundeslandspezifische Effekte. In der zweiten Spezifikation werden die Schulausbildung des Vaters und die Information über eine deutsche Nationalität hinzugezogen. Mit zunehmendem Urbanisierungsgrad durchläuft ein Individuum im Durchschnitt eine längere Schulkarriere. Die Regression bestätigt außerdem, dass der familiäre Hintergrund in Deutschland eine sehr bedeutende Rolle in der Humankapitalakkumulation spielt. Des Weiteren erreichen Deutsche im Durchschnitt eine höhere schulische Ausbildung als ausländische Individuen.

Tabelle 20: Ergebnisse der Kleinst-Quadrate-Schätzung auf der ersten Stufe. Die zu erklärende Variable ist *schoolingyears*. Quelle: Eigene Berechnung.

<b>Variable</b>	<b>Grundspezifikation</b>	<b>Grundspezifikation+SÖF</b>
urban	0,244*** (0,038)	0,239*** (0,040)
Alter	-0,021 (0,043)	-0,058 (0,045)
Alter <sup>2</sup>	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)
deutsch		0,924*** (0,202)
Bildung Vater		2,603*** (0,206)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,11	0,27
Beobachtungen	3.882	3.274

Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die Regressionen beinhalten auch Bundesländer-Dummies. Signifikanzniveau: \* : 10% \*\* : 5% \*\*\* : 1%

#### 4.1.4 Schätzergebnisse der Bildungsrenditen für die gesamte Stichprobe

In diesem Abschnitt wird die Bildungsrendite für die gesamte Stichprobe berechnet. Als Vergleichsergebnis wird wie in anderen Studien die Kleinst-Quadrate-Schätzung herangezogen. Spalte 1 von Tabelle 21 zeigt die Schätzergebnisse der Grundspezifikation. Die Kleinst-Quadrate-Schätzung ergibt eine durchschnittliche Bildungsrendite von 7,8 Prozent. Dieser Wert bestätigt die in anderen Papieren gefundenen Lohnzuwächse für Deutschland. Die Altersvariablen induzieren darüber hinaus den oft gefundenen konkaven Lohnverlauf über das Lebensalter. Beim Vergleich der Ergebnisse der Kleinst-Quadrate-Schätzung mit denen des Kontrollschätzers aus Spalte 3, erkennt man die bereits aus anderen Studien erhaltene Erhöhung in der Bildungsrendite. Der Kontrollschätzer ergibt eine durchschnittliche Bildungsrendite von 10,1 Prozent und liegt somit zirka 25 Prozent über der erhaltenen Bildungsrendite aus Spalte 1. Die anderen Koeffizienten des Kontrollfunktionsschätzers verändern sich nur unwesentlich zur Kleinst-Quadrate-Methode und induzieren somit die notwendige Exogenität der Regressoren.

Die Robustheit des Kontrollfunktionsansatzes wird auf zwei Arten geprüft. Spalte 5 zeigt die Schätzergebnisse einer konventionellen IV-Schätzung. Der 2SLS-Ansatz ergibt eine Bildungsrendite von 9,5 Prozent, welche leicht unter der des Kontrollfunktionsansatzes liegt. Dennoch liegt dieser Wert zirka 20 Prozent über der Kleinst-Quadrate-Schätzung. Die Spalten 2,4 und 6 illustrieren die Schätzergebnisse der jeweiligen Ansätze bei zusätzlicher Kontrolle für die Schulausbildung des Vaters und einer möglichen deutschen Staatsbürgerschaft.<sup>98</sup> Ein deutscher Angestellter verdient im Durchschnitt zirka 20 Prozent mehr als ein ausländischer Mitbürger. Die Schulausbildung des Vaters hingegen hat keinen signifikanten Effekt auf den Lohn. Die erhaltenen Ergebnisse der Bildungsrendite bleiben relativ stabil für diese Spezifikation. Berücksichtigt man unbeobachtbare Heterogenität in der Lohnfunktion, erhält man immer noch eine zwischen 15 bis 30 Prozent höhere Bildungsrendite als beim Kleinst-Quadrate-Schätzer.

Wie schon erwähnt, bestätigen die erhaltenen Resultate die bisherige Literatur: Die deskriptive Bildungsrendite für Deutschland liegt bei zirka acht

---

<sup>98</sup>Die Abkürzung SÖF steht für sozio-ökonomische Faktoren.

Tabelle 21: Schätzergebnisse auf der zweiten Stufe. Die zu erklärende Variable ist *logwage*. Quelle: Eigene Berechnung.

Variable	Kleinst- Quadrate	Kleinst- Quadrate +SÖF	Kontroll- funktion	Kontroll- funktion +SÖF	IV2 SLS	IV2 SLS +SÖF
Schul- jahre	0,078*** (0,004)	0,074*** (0,004)	0,101*** (0,037)	0,097** (0,040)	0,095*** (0,037)	0,087** (0,040)
Alter	0.138*** (0,010)	0,140*** (0,011)	0,134*** (0,010)	0,136*** (0,011)	0,135*** (0,010)	0,136*** (0,011)
Alter <sup>2</sup>	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
deutsch		0,197*** (0,047)		0,194*** (0,061)		0,204*** (0,061)
Bildung Vater		-0,008 (0,049)		-0,019 (0,118)		-0,001 (0,119)
$\eta$			-0,014 (0,037)	-0,012 (0,040)		
$\eta^2$			-0,003** (0,001)	-0,004*** (0,002)		
Beobach- tungen	4.034	3.369	3.882	3.274	3.882	3.274

Standardfehler (nach 1000 Bootstrap-Replikationen) sind in Klammern angegeben . Die Regressionen beinhalten auch Bundesländer-Dummies. Signifikanzniveau: \* : 10% \*\* : 5% \*\*\* : 1%

Prozent und die Berücksichtigung für eine Korrelation zwischen dem Fehlerterm und der Anzahl der Schuljahre und einer variierenden Bildungsrendite innerhalb der betrachteten Population ergibt eine 15 bis 30 Prozent höhere Bildungsrendite als bei der Kleinst-Quadrate-Schätzung. Man könnte nun an dieser Stelle die Analyse beenden und zusammenfassen, dass man unter Benutzung des 2001er Querschnitts vom SOEP mit dem hier verwendeten Kontrollfunktionsschätzer die bisherigen Resultate bestätigen kann. Ich möchte jedoch nun zeigen, dass unter Ausnutzung des deutschen Bildungssystems eventuell genauere Schätzergebnisse erhalten werden können.

#### 4.1.5 Schätzergebnisse der Bildungsrenditen für die relevante Stichprobe

Taber und Cameron (2004) und Card (2001) beschreiben ausführlich, welche Gründe dafür verantwortlich sind, dass man bei IV-Schätzungen einen höheren Koeffizienten erhält als bei der Kleinst-Quadrate-Schätzung. Oder in anderen Worten, warum die IV-Schätzung eine größere Verzerrung in den Ergebnissen aufweist als die Kleinst-Quadrate-Schätzung. Neben der Verwendung von schwachen oder invaliden Instrumenten<sup>99</sup> wird vor allem die von Imbens und Angrist (1994) gezeigte Interpretation des „Local Average Treatment Effect“ (LATE) einer IV-Schätzung als Erklärung für die hohen Koeffizienten dieser Schätzmethode herangezogen.<sup>100</sup> Im allgemeinen Kontext misst LATE den durchschnittlichen kausalen Effekt für Individuen, die aufgrund einer Variation im Instrument ein anderes Programm wählen. Übersetzt man dies in den hier untersuchten Fall, misst LATE die durchschnittliche kausale Bildungsrendite für Individuen, die aufgrund einer Variation im Urbanisierungsgrad mehr Bildungsinvestitionen tätigen. Card (2001) argumentiert, dass die erhöhten Koeffizienten der IV-Schätzung aus der Tatsache resultieren, dass die Variation des Instruments nur einen sehr kleinen Teil der verwendeten Stichprobe bewegt, mehr in Bildung zu investieren. Dieses von Card benutzte Argument dient als Ausgangspunkt, um eventuell genauere Schätzergebnisse der Bildungsrendite in Deutschland zu erhalten.

In Deutschland kann durch das dreigliedrige Bildungssystem identifiziert werden, welcher Schüler am Ende keine Universität besuchen wird. Im deutschen Bildungssystem wird im Alter von zehn Jahren eine grundlegende Entscheidung über die zukünftige Humankapitalakkumulation getroffen. Die dreigliedrige Sekundarstufe ermöglicht es nur dem Teil der Population ein Hochschulstudium aufzunehmen, der am Ende der Sekundarstufe die Hochschulreife erlangt hat. Durch diese institutionelle Gegebenheit können Individuen identifiziert werden, die kein Hochschulstudium aufnehmen werden. Da in der Regel nach erfolgreichem Abschluss der zwölften Schulklasse eine Hochschulreife erlangt wird, werden alle Schüler mit elf oder weniger Schuljahren keine Hochschulberechtigung besitzen.

Verwendet man nun alle Individuen einer Stichprobe, um die Bildungs-

---

<sup>99</sup>Siehe dazu auch Carneiro und Heckman (2002).

<sup>100</sup>Siehe dazu auch Card (2001).

rendite in Deutschland zu ermitteln, dann beinhaltet eine solche Stichprobe Individuen, die aus institutionellen Begebenheiten nur eine limitierte Anzahl an Jahren in der Schule verbringen können. Die Benutzung einer IV-Schätzung in diesem Kontext erscheint aus den von Card (2001) genannten Gründen wenig erfolgreich, da eine Variation des Instrumentes kaum Variation in der Bildungsentscheidung hervorruft.

Bei der weiteren Analyse werden nur noch die Individuen betrachtet, die potenziell die Möglichkeit haben, ein Hochschulstudium aufzunehmen. Neben einer möglicherweise besseren Identifikation der Bildungsrendite, erscheint die Fokussierung auf diese Subpopulation auch im Hinblick auf eine heterogene Akkumulation von Humankapital zwischen den einzelnen Ausbildungen in der Sekundarstufe wichtig zu sein. Die Verwendung der Daten von Haupt- und Realschülern würde die Annahme voraussetzen, dass im Durchschnitt die Bildungsrenditen in den ersten zehn Schuljahren für Abiturienten gleich sind. Die Annahme scheint sehr hart zu sein, da in empirischen Arbeiten, wie in Flossmann und Pohlmeier (2006) gezeigt wird, dass die Humankapitalakkumulation für die verschiedenen Schultypen in der Regel unterschiedlich verläuft.<sup>101</sup>

Für diese Subpopulation herrscht natürlich immer noch die Sorge, dass die Entscheidung der Aufnahme eines Studiums an einer Hochschule positiv mit unbeobachtbaren Faktoren korreliert ist. Deswegen wird der oben beschriebenen Kontrollfunktionschätzer verwendet. Als zusätzliche erklärende Variable der ersten Schätzgleichung dient wiederum der Urbanisierungsgrad der Wohnlage. Die Kleinst-Quadrat-Schätzung des Effektes der Variable *urban* auf die kognitiven Fähigkeiten für die neue Stichprobe offenbart, dass auch für diese Stichprobe der Urbanisierungsgrad der Wohngegend keinen signifikanten Einfluss auf die kognitiven Fähigkeiten hat. Bei der Differenz in der Bildungsbeteiligung zwischen den Urbanisierungsgraden, fällt wiederum die große Disparität bei 18 Schuljahren auf. Als letztes Überprüfungskriterium für die Validität der Variable *urban* wird analysiert, ob der Urbanisierungsgrad der Wohnlage die Höhe der Bildungsinvestition erklären kann. Die Resultate der Regressionen auf der ersten Stufe sind in Tabelle 22 abgebildet. Der Urbanisierungsgrad erklärt immer noch signifikant die Anzahl der Schuljahre.

---

<sup>101</sup>In Schnepf (2003) wird darüber hinaus illustriert, dass die Verteilungen der Schülerleistungen in den jeweiligen Schultypen der Sekundarstufe unterschiedlich verlaufen. Des Weiteren zeigen Kuckulenz und Zwick (2003), dass sich die Ausbildungen für intelligente Individuen in höheren Löhnen widerspiegeln.

Tabelle 22: Ergebnisse der Kleinst-Quadrate-Schätzung auf der ersten Stufe für die relevante Stichprobe. Die zu erklärende Variable ist *schoolingyears*. Quelle: Eigene Berechnung.

Variable	Grundspezifikation	Grundspezifikation+SÖF
urban	0,109** (0,050)	0,091* (0,053)
Alter	-0,021 (0,056)	-0,009 (0,059)
Alter <sup>2</sup>	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)
deutsch		0,559** (0,278)
Bildung Vater		1,330*** (0,204)
$R^2$	0,09	0,12
Beobachtungen	1.569	1.408

Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die Regressionen beinhalten auch Bundesländer-Dummies. Signifikanzniveau: \* : 10% \*\* : 5% \*\*\* : 1%

Tabelle 23 zeigt die Schätzergebnisse der Mincer-Lohngleichung für die Individuen, die potenziell ein Hochschulstudium aufnehmen können. Spalte 1 dient als Referenzfall für den Kontrollfunktionsansatz. Die Kleinst-Quadrate-Schätzung ergibt eine Bildungsrendite von ungefähr sechs Prozent für jedes weitere Jahr an einer deutschen Schule. Die Variablen *age* und *age*<sup>2</sup> induzieren wiederum den konkaven Lohnverlauf über den Lebenszyklus. Wie erwartet verlaufen die Lohnprofile nun ein wenig steiler als bei der Betrachtung aller Individuen.<sup>102</sup> Spalte 3 von Tabelle 23 zeigt die Ergebnisse des Kontrollfunktionsansatzes. Die Lohnschätzung zeigt bei Präsenz einer unbeobachtbaren Heterogenität in der Bildungsrendite, dass sich der kausale Effekt einer postsekundären Ausbildung für einen Jugendlichen mit einer Hochschulreife nicht mehr signifikant von Null unterscheiden lässt. Obwohl die Varianz in der Schätzung hoch ist, induziert der Koeffizient der Bildungsvariable schon allein einen geringen Lohnzuwachs durch eine Bildungsinvestition. Im Unterschied zu Tabelle 20 deuten die Koeffizienten von  $\eta$  und  $\eta^2$  den erwarteten positiven Einfluss auf den Arbeitslohn an.

<sup>102</sup>Die Lohnverläufe für heterogene Agenten werden im weiteren Verlauf dieses Kapitels ausführlicher behandelt.

Die Sensitivität des erhaltenen Ergebnisses wird wiederum mit der konventionellen IV-Schätzung und durch Hinzunahme von weiteren erklärenden Variablen überprüft. Der 2SLS-Ansatz zeigt leicht höhere Bildungsrenditen als der Kontrollfunktionsschätzer. Jedoch liegen die Resultate noch weit unterhalb der Kleinst-Quadrate-Schätzung. Veränderungen in der Spezifikation ändern nichts an den qualitativ erhaltenen Ergebnissen. Die Sensitivitätsanalyse bestätigt, dass unter Berücksichtigung der Präsenz einer unbeobachtbaren Heterogenität und einer endogenen Bildungsinvestition, die Bildungsrendite auf ein nicht signifikantes Niveau fällt.

Die gewonnenen Resultate können möglicherweise durch das gute postsekundäre Schulsystem in Deutschland erklärt werden. Ein deutscher Abiturient mit einer beruflichen Ausbildung oder einem Abschluss an einer Fachhochschule verfügt über ein Humankapital, das ihn in seiner beruflichen Karriere kaum einschränkt. Winkelmann (1996) beweist darüber hinaus, dass Abiturienten mit einer Ausbildung in den ersten Jahren ihres Berufslebens eine geringere Arbeitslosigkeit aufweisen als Abiturienten mit einer Universitätsausbildung. Die Lohnschätzungen zeigen generell, dass für diese Subpopulation der letztendliche Erfolg im Berufsleben größtenteils von unbeobachtbaren Faktoren erklärt wird, welche auch schon die Ausbildungsentscheidung beeinflusst haben. Das Ergebnis unterstützt die erst kürzlich gefundenen Resultate, dass nicht-kognitive Fähigkeiten einen nicht vernachlässigbaren Anteil des beruflichen Erfolges ausmachen.<sup>103</sup>

Am Anfang dieses Kapitels wurde erwähnt, dass es durch die Einführung von Studiengebühren einer ausreichend hohen Bildungsrendite bedarf, sodass Abiturienten auch nach dieser Politikmaßnahme noch ein Studium aufnehmen werden. Aus den erhaltenen Ergebnissen für die monetären Bildungsrenditen lässt sich folgern, dass Studiengebühren einen abschreckenden Effekt auf die Bildungsbeteiligung haben können, falls der monetäre Nutzen eine große Rolle bei Studenten spielen würde. Es lässt sich jedoch aufgrund der moderaten monetären Renditen ableiten, dass im Nutzenkalkül eines Studenten nicht-monetäre Renditen eine zentrale Rolle einnehmen.

---

<sup>103</sup>Siehe dazu Heckman, Stixrud und Urzua (2006).

Tabelle 23: Schätzergebnisse auf der zweiten Stufe für die relevante Stichprobe. Die zu erklärende Variable ist *logwage*. Quelle: Eigene Berechnung.

Variable	Kleinst- Quadrate	Kleinst- Quadrate +SÖF	Kontroll- funktion	Kontroll- funktion +SÖF	IV2 SLS	IV2 SLS +SÖF
Schul- jahre	0,061*** (0,007)	0,054*** (0,008)	0,014 (0,137)	0,010 (0,173)	0,033 (0,137)	0,019 (0,174)
Alter	0,159*** (0,016)	0,162*** (0,017)	0,145*** (0,017)	0,151*** (0,018)	0,147*** (0,017)	0,152*** (0,018)
Alter <sup>2</sup>	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
deutsch		0,426*** (0,082)		0,450*** (0,126)		0,454*** (0,127)
Bildung Vater		0,004 (0,061)		0,090 (0,241)		0,077 (0,243)
$\eta$			0,046 (0,137)	0,045 (0,174)		
$\eta^2$			0,011** (0,004)	0,004 (0,004)		
Beobach- tungen	1.633	1.450	1.569	1.408	1.569	1.408

Standardfehler (nach 1000 Bootstrap-Replikationen) sind in Klammern angegeben. Die Regressionen beinhalten auch Bundesländer-Dummies. Signifikanzniveau: \* : 10% \*\* : 5% \*\*\* : 1%

## 4.2 Bildungsrenditen von Studiengängen

Der Koeffizient der Variable *Schuljahre* in der Mincer-Lohnleichung hat den Mittelwert des Lohnzuwachses über die gesamte Population wiedergegeben, der in Deutschland durch ein zusätzliches Jahr an einer Schule erzielt wird. Die Heterogenität in der Bildungsrendite ergab sich dabei durch den individuellen Fehlerterm  $\varepsilon_i$  der Lohnleichung.<sup>104</sup>

In diesem Abschnitt des Kapitels werden Informationen über den Studienabschluss verwendet, um heterogene Bildungsrenditen über beobachtbare Attribute der Individuen abzubilden. Um diesen Tatbestand zu berücksichtigen, werden im folgenden Abschnitt anstatt einer einzelnen Schulvariable nun mehrere Variablen verwendet, die den Abschluss in einem bestimmten Hochschulstudiengang widerspiegeln.

### 4.2.1 Relevante Literatur

Neben allgemeinen Schätzungen der Bildungsrenditen im tertiären Bildungsbereich sind bereits Studien durchgeführt worden, die im Speziellen die Renditen in den einzelnen Studienfächern betrachten. Blundell, Bearden, Goodman und Reed (2000) untersuchen die Bildungsrenditen an britischen Universitäten mit den Daten des British National Child Development Surveys (NCDS). Die Autoren zeigen in ihrem Artikel, dass Frauen höhere Renditen erzielen und Absolventen in Biologie, Chemie und Geographie substantiell niedrigere Löhne aufweisen als Absolventen in Wirtschaftswissenschaften, Jura und Sozialwissenschaften. Blackaby, Murphy und O'Leary (1999) und Walker und Zhu (2003) bestätigen diese Ergebnisse unter Verwendung des Quarterly Labour Force Survey. Die gleiche Stichprobe untersuchen Sloane und O'Leary (2004). Neben den bereits gezeigten Ergebnissen folgern die Autoren, dass Lohndifferenzen zwischen Männern und Frauen vor allem durch die Wahl des Studienfaches erklärt werden können. Machin und Puhani (1999) kommen zu dem gleichen Ergebnis. Sie zeigen, dass Männer vor allem in Studiengängen wie Ingenieurwissenschaften, Informatik und Mathematik eingeschrieben sind. Chevalier (2004) wählt einen soziologischen Ansatz, um beobachtbare Lohndifferenzen zu erklären. Der Autor argumentiert, dass Frauen niedrigere Löhne erhalten, weil sich ihre persönlichen Präferenzen, wie zum Beispiel ein Kinderwunsch, signifikant von den

---

<sup>104</sup>Siehe dazu Gleichung (28).

persönlichen Präferenzen eines Mannes unterscheiden. Der Artikel von Bratti und Mancini (2003) zeigt, wie sich Renditen in Studiengängen verändern, wenn Selektionseffekte isoliert werden. Die Autoren finden positive Selektionseffekte für Wirtschaftswissenschaften, Informatik und Ingenieurwissenschaften und einen negativen Selektionseffekt für Naturwissenschaften.

Neben dieser Vielzahl von britischen Studien gibt es auch amerikanische Analysen über Bildungsrenditen von Studienfächern. Black, Sanders und Taylor (2003) untersuchen die Löhne von Wirtschaftswissenschaftlern im Vergleich zu allen anderen Studiengängen. Die Autoren finden heraus, dass mit Ausnahme von Ingenieurwissenschaftlern alle anderen Akademiker weniger verdienen. Die Arbeit von Hecker (1998) zeigt für die USA, dass Lohnunterschiede zwischen männlichen und weiblichen Arbeitnehmern stark sinken, wenn das Alter und die Studienfachwahl als erklärende Variablen hinzugefügt werden.

Ein Papier von Ammermüller und Weber (2005) ist bislang die einzige Arbeit, welche die Bildungsrenditen von Studiengängen in Deutschland betrachtet. In ihrer Arbeit benutzen die Autoren eine Kleinst-Quadrat-Schätzung, um die Bildungsrenditen der einzelnen Studiengänge zu schätzen. Aus den durchgeführten Schätzungen erkennt man, dass die niedrigsten Renditen in den Studiengängen der Kunst- und Geisteswissenschaften erzielt werden. Studenten in den Rechts- und Wirtschaftswissenschaften sowie in Medizin weisen nach Ammermüller und Weber (2005) die höchsten Lohnzuwächse auf. Die Studie benutzt dabei den Mikrozensus 2000 und dient somit als gute Vergleichsstudie zu dieser Arbeit.

#### 4.2.2 Daten

In diesem und im nächsten Abschnitt werden die gleichen Daten wie bei der Berechnung der Bildungsrendite verwendet. Es werden jedoch nun auch Informationen über die Betriebszugehörigkeit, *Betriebs*, und den Studiengang hinzugezogen,<sup>105</sup> um die Lohnzuwächse für die letztgenannten Variablen zu errechnen. Des Weiteren wird die Panelstruktur des SOEPs genutzt, um genauere Schätzergebnisse für die Lohnprofile zu erhalten. Der Beobachtungszeitraum umfasst die Jahre 1984–2003. Die Arbeitsstichprobe beschränkt sich auf Individuen, die mindestens zwölf Jahre in der Schule verbracht haben und über einen Ar-

---

<sup>105</sup>Der Studiengang Wirtschaftswissenschaften beinhaltet sowohl Studenten der Volks- als auch der Betriebswirtschaftslehre.

beitsvertrag im privaten Arbeitssektor verfügen. Die letztere Restriktion ergibt sich durch die oft vertraglich vorgegebene Lohnstruktur im öffentlichen Sektor. Die Fokussierung auf Arbeitnehmer mit einer potenziellen Hochschulreife wurde im vorigen Abschnitt diskutiert. Die deskriptive Statistik der zusätzlichen Variablen ist in Tabelle 24 abgebildet.<sup>106</sup>

Tabelle 24: Deskriptive Statistik.

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	Min.	Max.	N
Betriebs	11,141	9,551	0	51	15.793
Kunstwissenschaft	0,002	0,05	0	1	15.793
Wirtschaftswissenschaft	0,033	0,179	0	1	15.793
Erziehungswissenschaft	0,005	0,069	0	1	15.793
Ingenieurwissenschaft	0,060	0,238	0	1	15.793
Geisteswissenschaft	0,005	0,071	0	1	15.793
Rechtswissenschaft	0,006	0,076	0	1	15.793
Medizin	0,004	0,063	0	1	15.793
Naturwissenschaft	0,031	0,174	0	1	15.793
Sozialwissenschaft	0,010	0,098	0	1	15.793
Andere Wissenschaften	0,014	0,119	0	1	15.793

### 4.2.3 Ökonometrisches Modell und Ergebnisse

Im Unterschied zu Gleichung (26) wird nun die folgende Lohngleichung

$$\ln w_{it} = \beta_1 + \beta_2 M_i + \beta_3 \text{Alter}_{it} + \beta_4 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

geschätzt, wobei  $\ln w_{it}$  den Log-Realjahreslohn von Individuum  $i$  im Jahr  $t$ ,  $M$  den Studiengang,  $X$  weitere erklärende Variablen,  $\mu$  den individuellen und  $\varepsilon$  den über die Zeit variierenden Fehlerterm beschreibt.

Tabelle 25 beschreibt die Bildungsrenditen für einen Abschluss im postsekundären Bildungsbereich. Die Effekte wurden auf Basis eines „random-effect-modells“ geschätzt.<sup>107</sup> Die dargestellten Koeffizienten erklären den Lohnzuwachs für unterschiedliche Abschlüsse im Vergleich zu einem nicht tertiären

<sup>106</sup>Für Abschlüsse über die keine Information über den Studiengang besteht, wurde eine Dummyvariable eingeführt.

<sup>107</sup>Es wird ein GLS-Schätzer angewandt. GLS steht für den englischen Ausdruck „generalized-least-squares“. Wie bei Ammermüller und Weber (2005) wird eine Exogenität der erklärenden Variablen verlangt. Jedoch erlaubt die GLS-Schätzung für Heterogenität innerhalb der Beobachtungen einer Person.

Bildungsabschluss.<sup>108</sup> Da die Vergleichsgruppe zumeist eine zweijährige berufliche Ausbildung absolviert, beschreiben die Schätzungen den Lohnzuwachs von in der Regel drei weiteren Schuljahren. In der ersten Spalte sind die Lohnzuwächse für die jeweiligen Studiengänge abgebildet. Auf den ersten Blick fällt die starke Heterogenität im Lohnzuwachs auf. Wie bei Ammermüller und Weber (2005) erzielen Mediziner und Wirtschaftswissenschaftler die höchsten monetären Renditen aus dem Studium. Absolventen in Kunst-, Erziehungs- und Geisteswissenschaften haben hingegen keinen positiven Lohnzuwachs durch ihr Studium zu erwarten. Das gleiche gilt für Studenten aus „exotischen“ Studiengängen.<sup>109</sup> Der nicht signifikante Koeffizient bei Rechtswissenschaften erklärt sich höchstwahrscheinlich durch die explizite Betrachtung von nicht selbständigen Arbeitern.<sup>110</sup> Bei der Absolventengruppe ohne explizite Studienganginformationen ist anzumerken, dass diese Studenten ihren tertiären Bildungsabschluss vor allem an nicht universitären Einrichtungen erzielt haben.<sup>111</sup> Im Durchschnitt erzielen diese Absolventen einen höheren Lohn.

Im Unterschied zu Ammermüller und Weber (2005), die als Vergleichsgruppe Absolventen aus Haupt- und Realschulen heranziehen, haben einige Hochschulabsolventen keinen signifikanten Lohnzuwachs durch ihren Abschluss zu erwarten, wenn als Referenzgruppe Personen mit einer Hochschulreife verwendet werden.

---

<sup>108</sup>Dieser Bildungsabschluss beschreibt alle post-sekundären Abschlüsse, die nicht an einer Hochschule erreicht werden. Diese korrespondieren zu der ISCED-Klasse 4. Tertiäre Bildungsabschlüsse werden hingegen in den ISCED-Klassen 5 und 6 zusammengefasst.

<sup>109</sup>Zum Beispiel Anthropologie.

<sup>110</sup>Eine Erklärung liegt sicherlich auch am Überangebot von Absolventen der Rechtswissenschaft. Betrachtet man die durchschnittlichen Löhne im Alter von 30 Jahren, erkennt man, dass es für Rechtswissenschaftler sehr schwer ist, einen adäquaten Beruf zu finden.

<sup>111</sup>Neben allgemeinen Fachhochschulen gehören auch spezialisierte Hochschulen, wie pädagogische Hochschulen, oder Berufsakademien zu diesen Einrichtungen.

Tabelle 25: Bildungsrenditen für tertiäre Bildungsabschlüsse in einem bestimmten Studiengang. Referenzgruppen sind Individuen, die keinen Abschluss im tertiären Bildungsbereich erlangt haben. Quelle: Eigene Berechnung.

<b>Variable</b>	<b>Studiengänge</b>
Sozialwissenschaften	0,253* (0,131)
Naturwissenschaften	0,232*** (0,067)
Geisteswissenschaften	0,110 (0,157)
Kunstwissenschaften	-0,391* (0,214)
Wirtschaftswissenschaften	0,327*** (0,063)
Rechtswissenschaften	0,195 (0,134)
Erziehungswissenschaften	-0,040 (0,133)
Ingenieurwissenschaften	0,254*** (0,054)
Medizin	0,314*** (0,151)
Andere Wissenschaften	-0,308*** (0,099)
Nur Information über den Abschluss	0,275*** (0,028)

Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die zu erklärende Variable ist *logwage*. Die Ergebnisse resultieren aus einer GLS-Schätzung und basieren auf 15.792 Beobachtungen. Die Regression beinhaltet auch Bundesländer-Dummies, Dummy für die deutsche Staatsbürgerschaft und eine Variable, die für den Zeittrend kontrolliert. Signifikanzniveau: \* : 10%  
\*\* : 5%    \*\*\* : 1%

### 4.3 Lohnzuwächse über die Betriebszugehörigkeit

Im bisherigen Verlauf dieses Kapitels wurden die Bildungsrenditen für Individuen mit verschiedenen Ausbildungsjahren oder verschiedenen Studienabschlüssen analysiert. In diesem Abschnitt wird nun explizit berücksichtigt, dass Lohnzuwächse unterschiedlich über die Betriebszugehörigkeit ausfallen können.

Bevor der kausale Effekt der Betriebszugehörigkeit auf den Lohn identifiziert wird, werden einleitende Analysen vollzogen, um die Daten noch ausführlicher zu erklären. Als erstes wird dabei das Lohnprofil über das Lebensalter geschätzt. Abbildung 14 basiert dabei auf einer GLS-Schätzung mit der in Gleichung (28) beschriebenen Spezifikation.<sup>112</sup> Bei der Untersuchung der Variable *Alter* werden, anstatt der Annahme eines funktionalen Verlaufs für den Einfluss des Alters auf den Lohn, bestimmte Altersabschnitte untersucht.

Wie erwartet, zeigt die Abbildung einen ansteigenden Verlauf des Lohnes bis zum Alter von ungefähr 50 Jahren. Danach kann ein fallender Verlauf für die weiteren 15 Lebensjahre beobachtet werden. Auffallend ist das über lange Zeit gleichbleibende Lohnniveau zwischen 40 und 55 Jahren.

Modifiziert man Gleichung (28) wie folgt

$$\ln w_{it} = \beta_1 + \beta_2 M_i * \text{Alter}_{it} + \beta_4 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (29)$$

lassen sich die Lohnzuwächse über das Lebensalter für verschiedene Studienabschlüsse<sup>113</sup> abbilden. Der Interaktionsterm  $M_i * \text{Alter}_{it}$  berechnet dabei den Lohn für jeden Studiengang in jeder Altersgruppe. Die Ergebnisse der Regressionen sind grafisch in den Abbildungen 15 und 16 dargestellt. Es zeigen sich zwei wesentliche Ergebnisse. Individuen, die keine Hochschulen besuchen, verfügen über ein Lohnprofil, das relativ flach verläuft. Das gleiche gilt für die Gruppe von Absolventen, über die keine Information des Abschlusses vorliegt. Für die anderen Absolventengruppen erkennt man steilere Altersprofile. Die

---

<sup>112</sup>In den Abbildungen 14-19 wird auf der Ordinate der durchschnittliche Lohnzuwachs gegenüber der Referenzgruppe widerspiegelt, wobei z.B. 0,2 20 Prozent Lohnzuwachs bedeutet.

<sup>113</sup>Da in einigen Studiengängen die Stichprobenzahl sehr klein ist, wurden die Studiengänge Sozial-, Geistes-, Kunst- und Erziehungswissenschaft in der Gruppe Sozialwissenschaft, die Studiengänge Rechts- und Wirtschaftswissenschaft in der Gruppe Wirtschaftswissenschaft und die Studiengänge Medizin und Naturwissenschaft in der Gruppe Naturwissenschaft zusammengefasst.

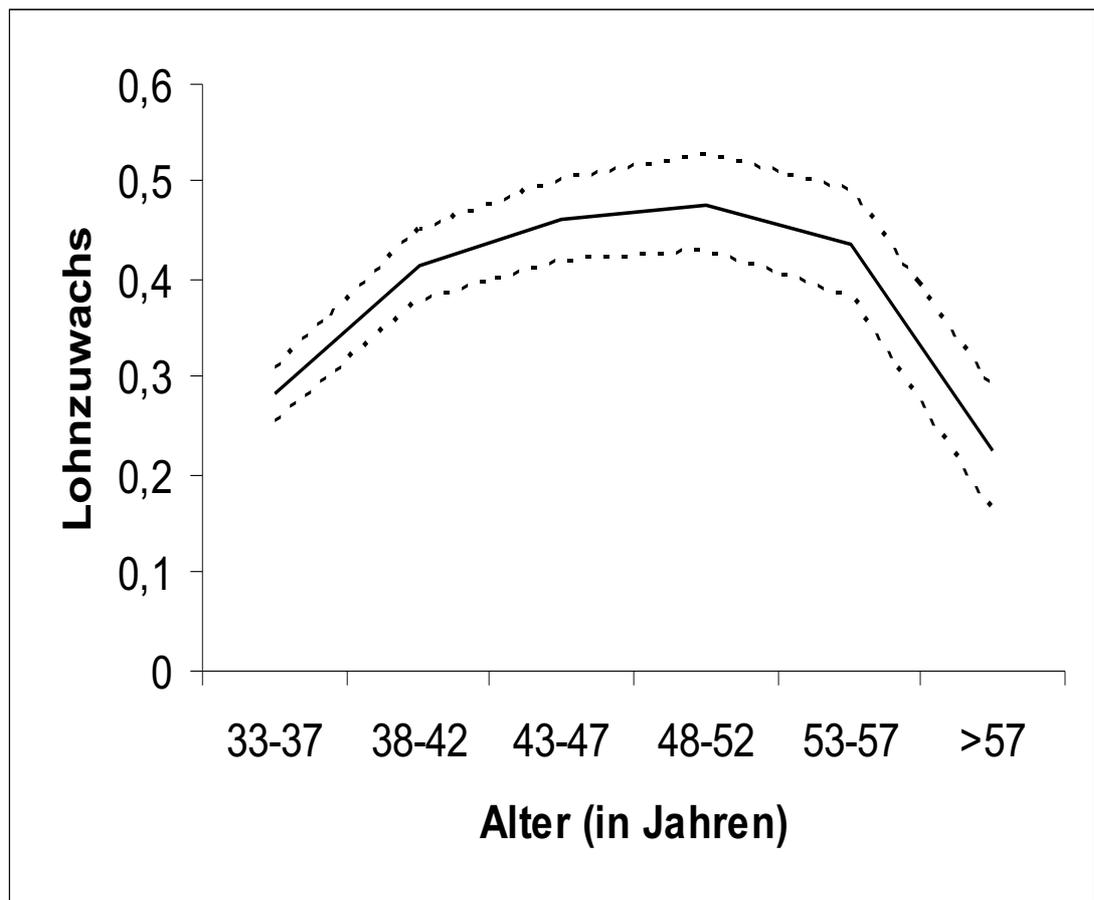


Abbildung 14: Lohnzuwächse über das Altersprofil. Die Referenzgruppe ist *Alter 28–32*. Die gestrichelten Linien beschreiben das 95%–Konfidenzintervall. Quelle: Eigene Berechnung.

Profile haben ihren Hochpunkt in der Regel im Alter von zirka 50 Jahren. Auffallend sind die geringen Löhne am Anfang des Berufslebens. Eine Begründung liegt sicherlich zum einen in der von Winkelmann (1996) gezeigten Erschwerung einen Beruf zu finden, wenn man keine berufliche Ausbildung vorweisen kann und zum anderen in der erheblich längeren Berufserfahrung von Individuen mit einer beruflichen Ausbildung im Alter von 28–32 Jahren. Im Kontext von möglichen nachgelagerten Studiengebühren oder Bildungsdarlehen zeigen die Abbildungen 15 und 16, dass Hochschulabsolventen erst nach einigen Jahren im Arbeitsmarkt positive monetäre Renditen aus ihrem Studium erzielen. Für die (Rück)Zahlungsmodalitäten der genannten Finanzierungsprogramme empfehle sich eine Regelung wie beim BaföG, wo BaföG–Empfänger erst fünf Jahre nach Ende der Regelstudienzeit mit der Rückzahlung beginnen müssen.

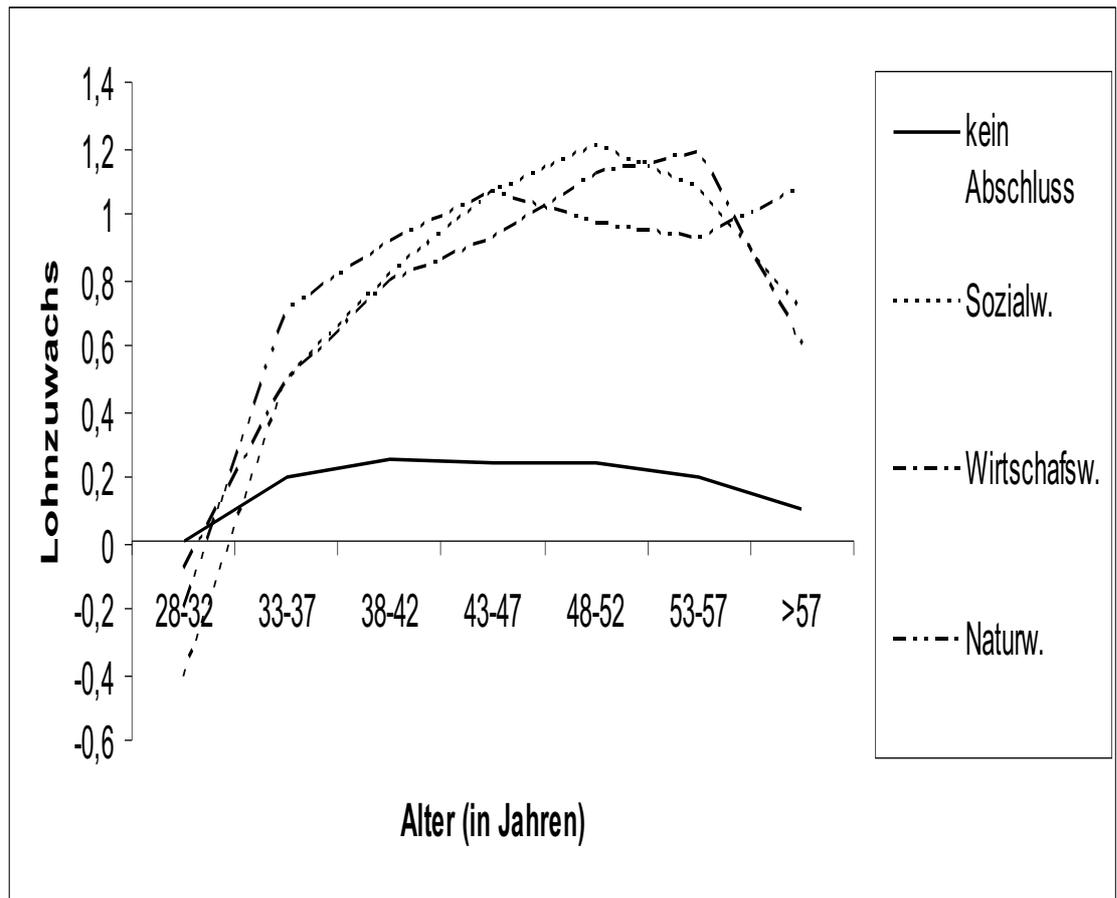


Abbildung 15: Lohnzuwächse über das Altersprofil für die Studiengangsgruppe Sozial-, Wirtschafts- und Naturwissenschaft. Lohnzuwächse bilden den Unterschied zur Altersgruppe 28-32 Jahre, die keinen Abschluss erhalten haben. Quelle: Eigene Berechnung.

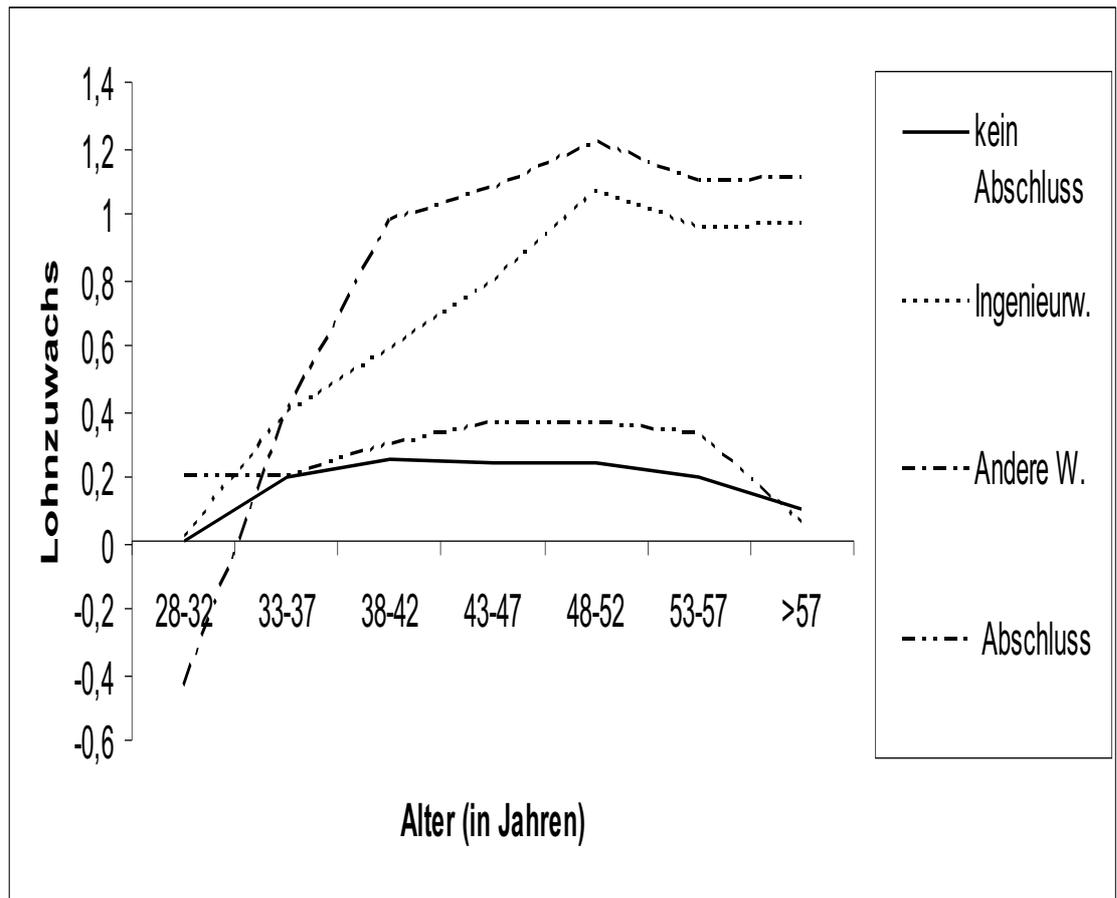


Abbildung 16: Lohnzuwächse über das Altersprofil für die Studienganggruppe Ingenieurwissenschaft, andere Wissenschaften und der Gruppe über die nur Informationen über den Abschluss vorhanden ist. Lohnzuwächse bilden den Unterschied zur Altersgruppe 28-32 Jahre, die keinen Abschluss erhalten haben.

Neben dem Verlauf des Lohnes über das Alter interessieren sich Forscher auch für das Lohnprofil über die Betriebszugehörigkeit. Dabei werden oft die Renditen über das Alter als Effekt des allgemeinen Humankapitals interpretiert, wohingegen der Lohnverlauf über die Betriebszugehörigkeit als Effekt des firmenspezifischen Humankapitals gedeutet wird. Die Schätzung des Lohnprofils über die Betriebszugehörigkeit basiert auf der folgenden Spezifikation

$$\ln w_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 M_i + \beta_3 \text{Alter}_{it} + \beta_4 X_{ijt} + \beta_5 \text{Betriebs}_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (30)$$

wobei  $\text{Betriebs}_{ijt}$  die Betriebszugehörigkeit von Individuum  $i$  in Firma  $j$  im

Jahr  $t$  darstellt und der Fehlerterm  $\varepsilon_{ijt}$  alle unbeobachtbaren Faktoren der Lohngleichung zusammenfasst.

Die Untersuchung der Variable *Betriebszugehörigkeit* wird anhand von Dummyvariablen für die verschiedenen Dauern der Betriebszugehörigkeit durchgeführt. Abbildung 17 zeigt die Lohnentwicklung über die Jahre in einer Firma. Man sieht deutlich, dass nach Beendigung der ersten beiden Jahre ein großer Sprung im Lohnzuwachs zu beobachten ist. Danach verlaufen die Lohnprofile für deutsche Arbeitnehmer relativ konstant.<sup>114</sup>

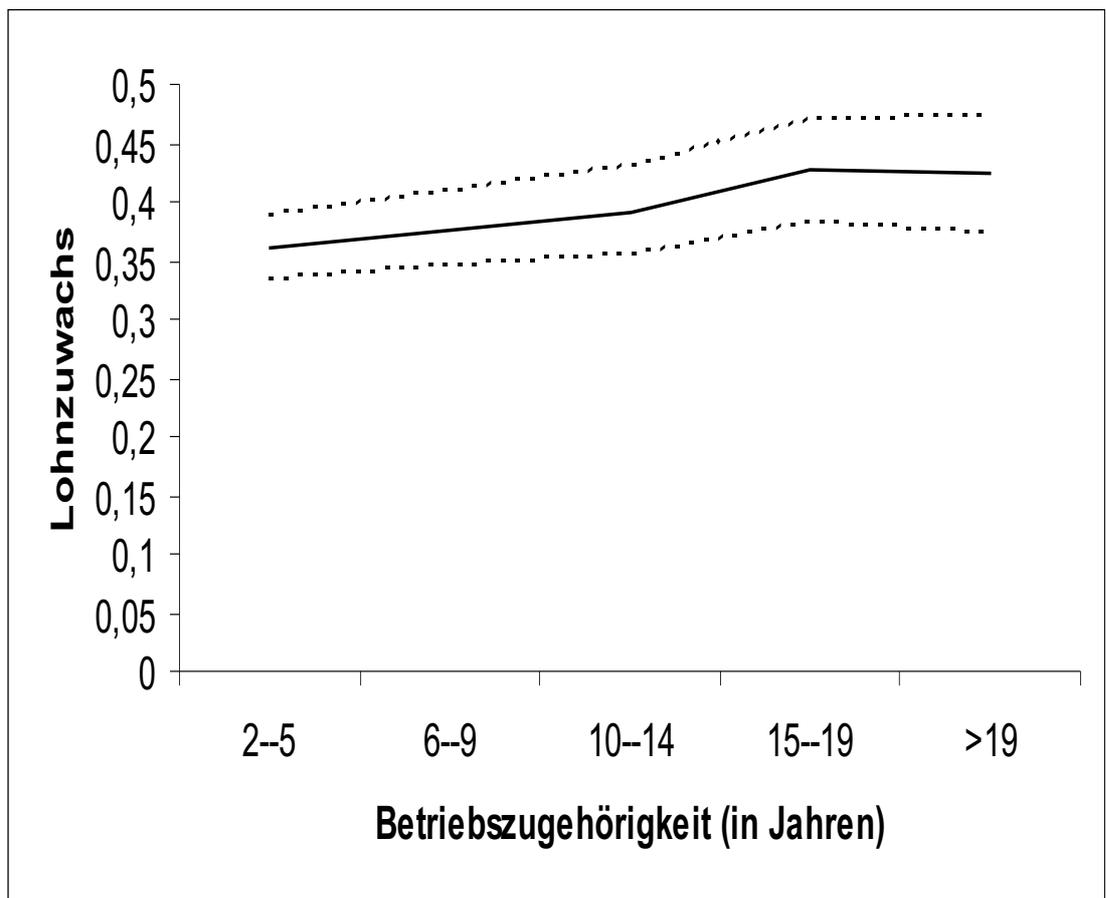


Abbildung 17: Lohnzuwächse über die Betriebszugehörigkeit. Die Referenzgruppe ist Betriebszugehörigkeit  $< 2$ . Die gestrichelten Linien beschreiben das 95%–Konfidenzintervall. Quelle: Eigene Berechnung.

<sup>114</sup>Die Regressionsergebnisse zeigen außerdem, dass die Renditen der Altersgruppen immer noch einen parabelförmigen Verlauf der Löhne induzieren, wobei die Rendite des allgemeinen Humankapitals jetzt niedriger ausfällt.

Lässt man nun die Interaktion der Variable *Betriebs* mit der Variable *M* zu, können die Senioritätsprofile auch für die verschiedenen Studiengänge geschätzt werden. Die Schätzergebnisse sind in den Abbildungen 18 und 19 zusammengefasst. Die Abbildungen bestätigen den ausgeprägten Anstieg der Löhne am Anfang der Betriebszugehörigkeit. Es zeigt sich außerdem, dass durch einen Hochschulabschluss im Laufe der Betriebszugehörigkeit bessere Karrierechancen entstehen. Am Anfang der Karriere in einem Unternehmen erkennt man jedoch einen teilweise höheren Lohnzuwachs für Individuen, die keinen Hochschulabschluss erreicht haben.

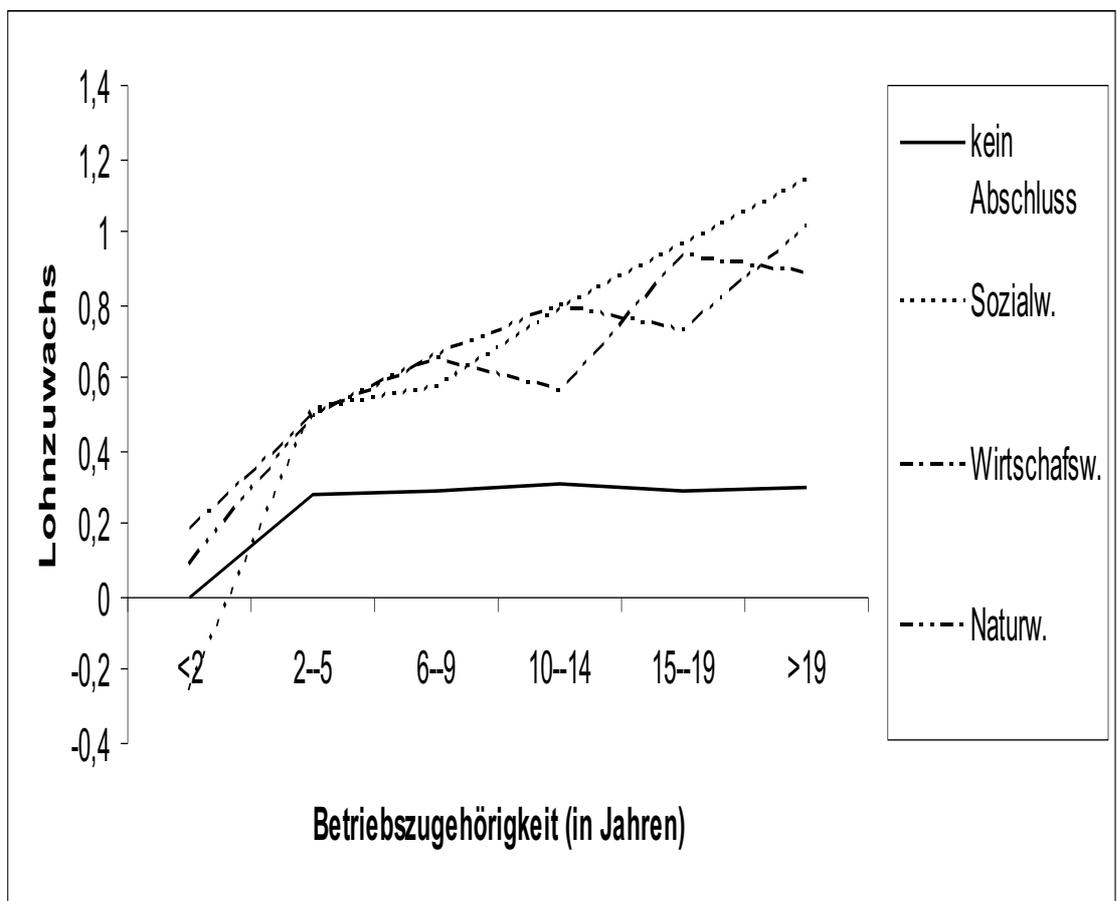


Abbildung 18: Lohnzuwächse über die Betriebszugehörigkeit für die Studienganggruppe Sozial-, Wirtschafts- und Naturwissenschaft. Lohnzuwächse bilden den Unterschied zu einer Betriebszugehörigkeit von weniger als zwei Jahren für Individuen, die keinen Abschluss erhalten haben. Quelle: Eigene Berechnung.

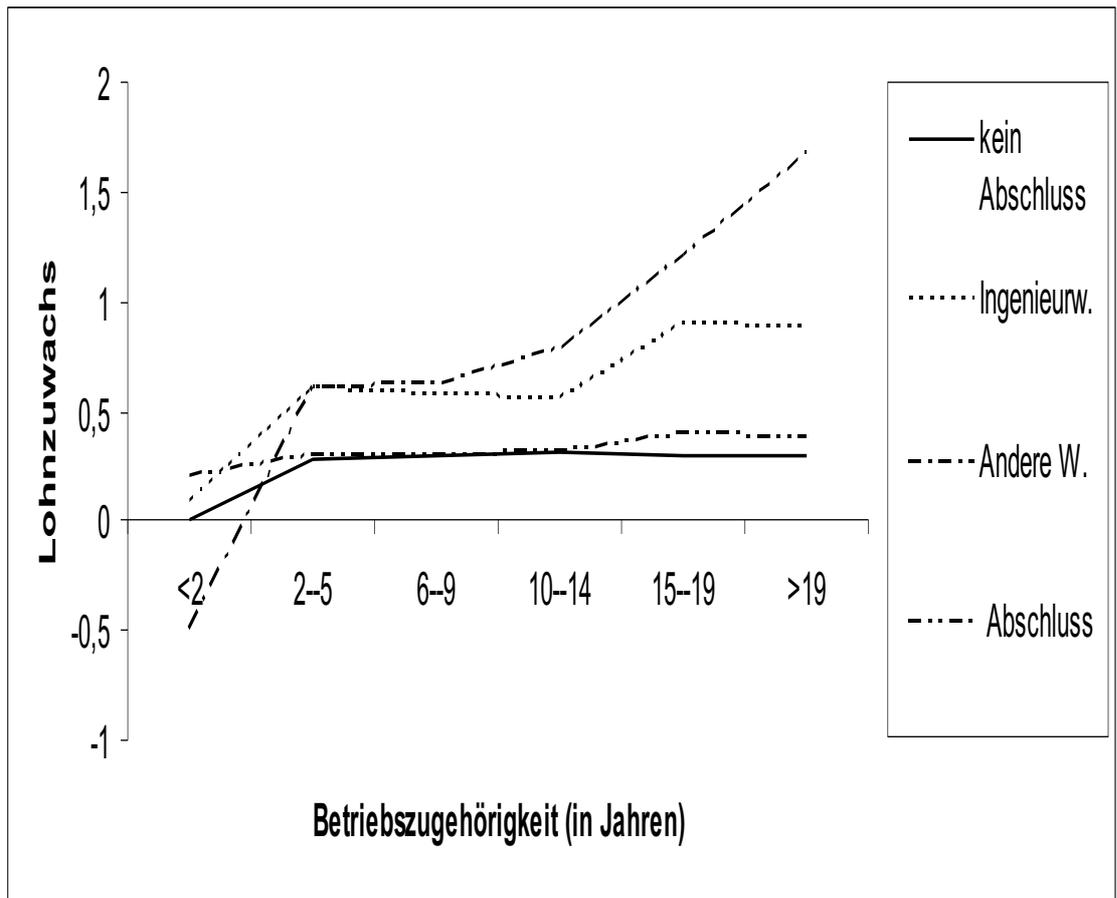


Abbildung 19: Lohnzuwächse über die Betriebszugehörigkeit für die Studienganggruppe Ingenieurwissenschaft, andere Wissenschaften und der Gruppe über die nur Informationen über den Abschluss vorhanden ist. Lohnzuwächse bilden den Unterschied zu einer Betriebszugehörigkeit von weniger als zwei Jahren für Individuen, die keinen Abschluss erhalten haben. Quelle: Eigene Berechnung.

Die bisher gefundenen Ergebnisse des Kapitels beruhen alle auf der bereits erwähnten GLS-Schätzung. Im weiteren Verlauf dieses Kapitels wird explizit berücksichtigt, dass eventuell die Länge der Betriebszugehörigkeit mit unbeobachtbaren Faktoren der Lohngleichung korreliert ist.

### 4.3.1 Relevante Literatur

Die bisherige empirische Literatur versucht vor allem die in der Theorie gezeigte Korrelation zwischen der Betriebszugehörigkeit und den nicht beobachtbaren Merkmalen des Arbeiters zu identifizieren. Jovanovic (1979) und Burdett (1978) zeigen theoretisch, dass produktive Angestellte in der Regel länger in einem Betrieb verweilen als niedrig produktive Arbeiter. Ein Versuch, diese Endogenität in empirischen Papieren zu berücksichtigen, stellt die bereits beschriebene IV-Schätzung dar. Altonji und Shakotko (1987)<sup>115</sup> verwenden die Abweichung vom Mittelwert der Betriebszugehörigkeit als Instrument, um somit für Niveauunterschiede zu kontrollieren.<sup>116</sup> Ein ähnliches Instrument wird von Abraham und Farber (1987) verwendet. Die Autoren verwenden die Differenz zwischen der aktuellen und der Hälfte der vollständigen Betriebszugehörigkeit, um die Senioritätseffekte für amerikanische Arbeiter aus verschiedenen Berufsschichten zu analysieren. Topel (1991) versucht den Kausaleffekt zu errechnen, indem er die Arbeiter analysiert, die neu in einer Firma angefangen haben zu arbeiten.<sup>117</sup>

Die vorgeschlagenen Identifikationsstrategien wurden bisher schon von einigen Wissenschaftlern angewandt. Bratsberg und Terell (1997) untersuchen Senioritätseffekte von schwarzen und weißen Arbeitnehmern in den USA. Die Autoren finden für weiße Beschäftigte steilere Lohnprofile. Ein Artikel von Connolly und Gottschalk (2001) analysiert die Lohnerträge aus der Betriebszugehörigkeit für Arbeitnehmer mit verschiedenen Bildungsniveaus. Die Autoren beweisen, dass die Beschäftigten mit dem niedrigsten Bildungsniveau die geringsten Erträge aus einem weiteren Jahr in der selben Firma erzielen. Ein weiterer Beitrag, der heterogene Lohnprofile eruiert, stammt von Mascle-Allemand und Tritah (2005). In diesem Papier wird überprüft, ob Kündigungsschutzbestimmungen Lohnprofile verändern. Die Schätzungen ergeben, dass ein stärkerer Kündigungsschutz mit flacheren Lohnprofilen einhergeht. Luchsinger, Wild und Lalive (2003) analysieren mit den vorgeschlagenen Strategien die Senioritätseffekte für die Schweiz. Unter Benutzung des AS-Schätzers erhalten die Autoren vier Prozent Lohnzuwachs nach zehn Jahren Betriebszugehörigkeit, wohingegen der Topel-Schätzer einen Anstieg von acht Prozent prognostiziert.

---

<sup>115</sup>Dieses Papier wird im Folgenden mit AS abekürzt.

<sup>116</sup>Siehe auch folgender Abschnitt.

<sup>117</sup>Die Unterschiede der einzelnen Strategien werden in Altonji und Williams (1997) beschrieben.

Lohnprofile über die Betriebszugehörigkeit wurden auch schon mit deutschen Daten analysiert. Dustmann und Pereira (2003) benutzen das SOEP, um den Lohnanstieg für Deutschland zu erklären. Die Autoren verwenden den AS-Schätzer und erhalten für Hochschulabsolventen keinen signifikanten Anstieg des Lohnes. Dustmann und Meghir (2005) untersuchen in ihrer Arbeit einen möglichen Senioritätseffekt mit Hilfe der BIBB/IAB-Stichprobe. Die Autoren fokussieren in ihrer Studie auf junge Arbeitnehmer, die entweder eine Berufsausbildung absolviert oder einen direkten Berufseinstieg vollzogen haben. Mit Hilfe der Information, dass ein Arbeitgeberwechsel durch eine Firmenaufgabe entstanden ist, erhalten die Autoren einen Anstieg des Lohnes vor allem in den ersten zwei Jahren der Betriebszugehörigkeit.

Als gemeinsames Ergebnis finden die vorgestellten Papiere, dass die Kleinst-Quadrat-Schätzung den wahren Lohnzuwachs eines weiteren Jahres beim gleichen Arbeitgeber überschätzt. Als Erklärung wird die von der Theorie gezeigte positive Korrelation zwischen Betriebszugehörigkeit und dem Fehlerterm der Mincer-Gleichung angegeben.

### 4.3.2 Eine Identifikationsstrategie

In dieser Arbeit werden zwei Ansätze simultan verwendet, um die erwartete Endogenität der Betriebszugehörigkeit zu beachten.<sup>118</sup> Der erste Teil der Methode besteht aus dem bereits verwendeten Kontrollfunktionsansatz. Dieser Schätzer bildet das Grundgerüst der Identifikationsstrategie. Im Unterschied zum vorigen Abschnitt werden jetzt auf der ersten Stufe die Jahre der Betriebszugehörigkeit erklärt. Der zweite Teil der Methode beruht auf der Verwendung des von AS (1987) vorgeschlagenen Instruments als zusätzliche exogene Variable der ersten Stufe. Das verwendete Instrument ist die Abweichung der Betriebszugehörigkeit zum dazugehörigen Mittelwert.<sup>119</sup>

$$tuse_{ijt} = Betriebs_{ijt} - \overline{Betriebs}_{ij}. \quad (31)$$

---

<sup>118</sup>Die Methode basiert auf Amann und Klein (2006).

<sup>119</sup>Das gleiche wird auch für den quadratischen Term von *TEN* gemacht. Siehe dazu AS (1987).

Auf der zweiten Stufe des Kontrollfunktionsansatzes wird die folgende Mincer–Lohngleichung mit

$$\begin{aligned} \ln w_{ijt} &= \beta_0(\varepsilon_{ijt}) + \beta_1(\varepsilon_{ijt})\text{Betriebs}_{ijt} + \beta_2(\varepsilon_{ijt})\text{Alter}_{it} + \beta_3(\varepsilon_{ijt})\text{Betriebs}_{ijt}^2 \\ &+ \beta_4(\varepsilon_{ijt})\text{Alter}_{it}^2 + \beta_5(\varepsilon_{ijt})X_{ijt} \end{aligned} \quad (32)$$

verwendet, wobei nun die Art des Abschlusses nicht mehr explizit berücksichtigt wird.<sup>120</sup> Unbeobachtbare erklärende Faktoren sind in der Variable  $\varepsilon_{ijt}$  zusammengefasst. Dieser Fehlerterm kann wie folgt aufgespalten werden

$$\varepsilon_{ijt} = \varepsilon_i + \varepsilon_{ij} + \varepsilon_t + \varepsilon_{it} + \eta_{ijt}, \quad (33)$$

wobei  $\varepsilon_i$  einen über die Zeit unveränderlichen, individuellen Effekt abbildet,  $\varepsilon_{ij}$  einen Arbeitsplatz–Arbeitnehmer spezifischen Fehlerterm darstellt,  $\varepsilon_t$  einen globalen zeitlichen Fehlerterm beinhaltet,  $\varepsilon_{it}$  einen über die Zeit veränderlichen Arbeitnehmer–Fehlerterm und  $\eta_{ijt}$  einen über die Zeit veränderlichen Arbeitsplatz–Arbeitnehmer spezifischen Fehlerterm beschreiben. Da Betriebszugehörigkeiten mit hoher Wahrscheinlichkeit mit einem dieser Fehlerterme korreliert sind, führen Kleinst–Quadrate–Schätzungen zu verzerrten Ergebnissen der geschätzten Koeffizienten.

Die Eleganz dieses Ansatzes liegt in der Identifikation der Lohnveränderung über die Betriebszugehörigkeit, wobei der Fehlerterm der ersten Stufe nicht additiv in die Lohngleichung eingehen muss. Damit unterscheidet sich der Ansatz substantiell von den Modellen, die eine additive Struktur annehmen.<sup>121</sup> Des Weiteren impliziert die Herleitung von *tuse*, dass i) *tuse* sehr stark mit der endogenen Betriebszugehörigkeit korreliert ist und ii) *tuse* per Konstruktion unkorreliert mit  $\varepsilon_i$ ,  $\varepsilon_{ij}$  ist. Die zuletzt erwähnte Implikation ergibt sich aus der Tatsache, dass sich die Variable *tuse* über die Beobachtungen am Arbeitsplatz *j* zu Null aufsummiert und gleichzeitig  $\varepsilon_i$ ,  $\varepsilon_{ij}$  während einer Beschäftigung am Arbeitsplatz *j* konstant sind. Somit ist *tuse* orthogonal zu den Fehlertermen  $\varepsilon_i$ ,  $\varepsilon_{ij}$ .

---

<sup>120</sup>Aufgrund der möglichen Endogenität wird auf die Information über den Studiengang verzichtet.

<sup>121</sup>Siehe dazu auch Newey, Powell und Vella (1999) und Blundell und Powell (2003).

AS (1987) argumentieren weiter, dass die Fehlerterme  $\varepsilon_t$ ,  $\varepsilon_{ij}$  kein großes Problem darstellen, da sie keine relative Veränderung der Löhne bei anderen Arbeitgebern verursachen. Für den Fehlerterm  $\eta_{ijt}$  wurde in vorigen Studien<sup>122</sup> gezeigt, dass dieser einem weißen Rauschen gleicht.

Auch hier ist wieder eine mögliche Endogenität der Variable Berufserfahrung zu erwarten. Um dem vorzubeugen, wird in allen Regressionen anstatt der tatsächlichen Berufserfahrung das Alter des jeweiligen Individuums verwendet.

### 4.3.3 Schätzergebnisse

Spalte 1 von Tabelle 26 präsentiert die Schätzergebnisse der Lohngleichung basierend auf einer GLS-Schätzung.<sup>123</sup> Die Koeffizienten von *Betriebs*, *Alter* und deren quadratische Terme induzieren, dass die Lohnprofile über das Alter und über die Betriebszugehörigkeit konkav verlaufen. Als Rendite der Betriebszugehörigkeit ergibt die GLS-Schätzung einen Wert von 2,9 Prozent.

In der zweiten Spalte von Tabelle 26 werden die Ergebnisse des Kontrollfunktionsschätzers aufgezeigt. Kontrolliert man in der Lohngleichung für unbeobachtbare Heterogenität, ergibt sich kein signifikanter Anstieg des Lohnes über die Betriebszugehörigkeit. Das Ergebnis bestätigt somit das von Dustmann und Pereira (2005) gefundene Resultat. Die Schätzungen induzieren eine Reduzierung der Wichtigkeit des firmenspezifischen Humankapitals zu Gunsten des allgemeinen Humankapitals. Der Effekt zeigt sich in der Erhöhung des Lohnes mit zunehmendem Alter.

Dieser Kontrollfunktionsansatz ermöglicht außerdem die Analyse über Veränderungen der Lohnprofile, die durch unbeobachtbare Faktoren ausgelöst werden. Zum einen erkennt man, dass  $\eta$  zu einer Lohnerhöhung führt. Dieses Ergebnis induziert, dass zum einen unbeobachtbare Attribute, die zu einer längeren Betriebszugehörigkeit führen auch einen positiven Lohnzuwachs erwarten lassen. Zum anderen zeigt der Interaktionsterm von *Betriebs* \* $\eta$ , dass diese unbeobachtbaren Attribute das Lohnprofil nicht verändern.

---

<sup>122</sup>Unter anderem Topel (1991).

<sup>123</sup>Die Schätzung der ersten Stufe wurde aufgrund der häufigen Verwendung der Variable *tuse<sub>ijt</sub>* nicht mehr explizit dargestellt.

Tabelle 26: Schätzergebnisse der Lohnentwicklung über die Betriebszugehörigkeit. Quelle: Eigene Berechnung.

Variable	GLS	Kontrollfunktions- schätzer	AS-Schätzer
Betriebs	0,029*** (0,002)	0,003 (0,004)	-0,002 (0,003)
Betriebs <sup>2</sup>	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Alter	0,163*** (0,006)	0,165*** (0,008)	0,187*** (0,006)
Alter <sup>2</sup>	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
$\eta$		0,029*** (0,004)	
$\eta^2$		-0,002*** (0,000)	
Betriebs* $\eta$		-0,000 (0,000)	
Betriebs* $\eta^2$		0,000*** (0,000)	

Standardfehler (nach 1000 Bootstrap-Replikationen) sind in Klammern angegeben. Die erklärende Variable ist der logarithmierte, reale Jahreslohn. Die Ergebnisse basieren auf 15.792 Beobachtungen. Die Regressionen beinhalten auch Bundesländer-Dummies, Dummy für die deutsche Staatsbürgerschaft und eine Variable, die für den Zeittrend kontrolliert. Signifikanzniveau: \* : 10% \*\* : 5% \*\*\* : 1%

Um die Robustheit des Kontrollschätzers zu testen, wird die Methode von AS (1978) verwendet. Die Resultate basieren auf einer 2SLS-Schätzung. Dieser Ansatz liefert ähnliche Ergebnisse wie der Kontrollfunktionsschätzer. Wiederum ergibt sich keine signifikante Erhöhung durch ein zusätzliches Jahr im selben Betrieb.

Die erhaltenen Ergebnisse bestätigen die für Deutschland vernachlässigbaren Lohnzuwächse über den Verlauf der Betriebszugehörigkeit. Es wurde aber auch in diesem Kapitel deutlich, dass ein parametrischer Ansatz sehr vorsichtig zu interpretieren ist. Wie in Dustmann und Meghir (2005) angedeutet, zeigt die abschnittsweise Analyse des Lohnprofils einen starken Anstieg des Lohnes in den ersten beiden Jahren. Es ist demnach zu vermuten, dass parametrische Ansätze generell die Lohnzuwächse in den ersten zwei Jahren unter- und danach überschätzen.

## 4.4 Asymmetrische Informationen und heterogene Lohnprofile

In den vorigen Abschnitten wurden Lohnprofile für deutsche Arbeitnehmer empirisch analysiert. Die Analysen beruhten dabei vor allem auf beobachtbaren Unterschieden zwischen den Individuen. Im Folgenden wird theoretisch analysiert, wie durch heterogene Lohnverläufe asymmetrische Informationen zwischen Firmen und Arbeitnehmern beseitigt werden können.

### 4.4.1 Relevante Literatur

Lazear (1981) argumentiert, dass eine Senioritätsentlohnung<sup>124</sup> Anreize setzt, opportunes Verhalten von Arbeitnehmern zu vermeiden. Freeman (1977) begründet ein steigendes Lohnprofil mit der Risikoaversion von Arbeitnehmern. Am Anfang wird ein Lohnsatz akzeptiert, der unterhalb der eigentlichen Produktivität liegt, um sich gegen zukünftige Produktivitätseinbußen zu versichern.

Ansteigende Löhne können auch aus Wettbewerben resultieren.<sup>125</sup> Jeder Arbeiter bezahlt ein Startgeld, um am Wettbewerb teilzunehmen. Am Ende der relevanten Phase wird der Sieger befördert. Die Lohnsteigerung besteht aus den Startgeldern der einzelnen Mitstreiter. Frank und Hutchens (1993) nähern sich der Fragestellung von einer anderen Richtung. Die Autoren argumentieren, dass ein Steigen der Löhne mit zunehmendem Alter von den Arbeitern gewollt sei, da sich das Konsumprofil ähnlich verhalte.

In den Artikeln von Hartog (1981) und Jovanovic (1979) wird ein mit der Betriebszugehörigkeit zunehmender Lohn durch die sich mit der Betriebszugehörigkeit bessere Passung von Arbeiter und Arbeitsposition begründet. Die Autoren behaupten, dass Arbeitnehmer zu Beginn ihrer Berufstätigkeit häufiger mit Aufgaben betraut werden, die nicht ihrem Qualifikationsprofil entsprechen.

---

<sup>124</sup>Unter Senioritätsentlohnung versteht man ein mit dem Alter oder der Betriebszugehörigkeit steigendes Lohnprofil.

<sup>125</sup>Siehe auch Lazear und Rosen (1981).

Eine oft diskutierte Motivation für eine Senioritätsentlohnung ist das Erreichen einer Selbstselektion bei Arbeitern, um asymmetrische Informationen zu beseitigen. Die zu Grunde liegende Idee ist, dass die Firma ein Lohnprofil anbietet, welches zu Bewerbungen eines bestimmten Arbeitertyps führt. Das Problem bei der Präsenz von asymmetrischer Information ist, dass die über mehr Informationen verfügende Partei Anreize hat, vom tatsächlichen Wert des verhandelten Gegenstandes abzuweichen.<sup>126</sup> Welche Möglichkeiten hat eine Firma zur Feststellung der eigentlichen Charaktere eines Bewerbers? Eine Methode ist die Analyse bestimmter Bewerbungskriterien, um die Leistungsfähigkeit eines Bewerbers besser einschätzen zu können. Die gängigsten Prüfkriterien sind die bereits gesammelte Berufserfahrung und der schulische Abschluss. Die Nachteile dieser Methode sind die Transaktionskosten für die Analyse der Bewerbung und eine bestehende Ungewissheit über die tatsächliche Eigenschaft des Bewerbers. Litzcke (2003) zeigt, dass zum Beispiel Bewerbungszeugnisse keinen hohen Erklärungsgehalt für das Leistungsvermögen des Bewerbers besitzen. In einer weiteren Methode wird den Bewerbern ein Lohnprofil angeboten, das zur Selbstselektion unter den Bewerbern führt. Zum besseren Verständnis solcher Selektionsmechanismen werden die Artikel von Salop und Salop (1976) und Guasch und Weiss (1981) ausführlicher beschrieben.<sup>127</sup>

Salop und Salop (1976) begründen den Selbstselektionsmechanismus mit der Notwendigkeit, die Kosten der Arbeiterfluktuation zu minimieren. In ihrem Modell gibt es zwei Typen von Arbeitern: ein Typ  $p_h$  mit einer hohen und ein Typ  $p_l$  mit einer niedrigen Bereitschaft eines Firmenwechsels. Die Wahrscheinlichkeiten des Firmenwechsels sind exogen. Die Kosten des Firmenwechsels sind positiv, da jeder neue Arbeiter eine Weiterbildung erhält. Die Bildungskosten betragen  $K$  pro Arbeiter. Die Firma hat deshalb ein Interesse, Arbeiter mit einer niedrigen Kündigungsbereitschaft einzustellen. Außerdem gilt, dass asymmetrische Informationen vorliegen, das heißt die Firma kennt ex ante nicht den Typ des Arbeiters. Die Firmen befinden sich in einem kompetitiven Markt, auf dem alle Arbeiter beim Marktlohnsatz indifferent bei der Wahl der Firmen sind.

---

<sup>126</sup>Zum Beispiel könnte ein Bewerber mit einer niedrigen Produktivität angeben, dass er ein hochproduktiver Arbeiter sei. Siehe auch Akerlof (1970) und Spence (1973).

<sup>127</sup>Die Ausführungen zu den Artikeln stammen von Amann (2003).

Im Folgenden wird betrachtet, welche Auswirkung die Gewinnmaximierung der Firmen auf das allgemeine Arbeitsmarktgleichgewicht hat. Dabei unterstellt man, dass die Angebotskurve starr ist. Es gibt insgesamt  $\bar{L}$  Arbeiter. Der Anteil der Arbeiter mit der Charakteristik  $p_h$  beträgt  $\alpha$ . Damit erhält man für die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit eines Firmenwechsels

$$\bar{p} = (1 - \alpha)p_l + \alpha p_h. \quad (34)$$

Somit müssen im Durchschnitt in jeder Periode  $\bar{p}L$  Arbeiter neu eingestellt werden. Die Firma muss folglich Personalkosten für Fluktuation in Höhe von  $K\bar{p}L$  am Anfang jeder Periode aufwenden. Unter Berücksichtigung der Diskontrate  $r$  ergeben sich für die abdiskontierten Gesamtkosten

$$TC = \frac{wL}{r} + \frac{(r + \bar{p})KL}{r}, \quad (35)$$

wobei  $w$  der Lohnsatz des Arbeiters ist. Die Kosten setzen sich aus den Lohnzahlungen und den Weiterbildungskosten zusammen. Die Gesamtkosten für die Weiterbildung ergeben sich aus dem Anfangsbestand von  $L$  Arbeitern und den laufenden Neueinstellungen  $\bar{p}L$ .

Im Gewinnmaximum müssen die abdiskontierten Grenzkosten der Arbeit den abdiskontierten Grenzerträgen der Arbeit entsprechen. Die Funktion für die Grenzerträge einer kompetitiven Firma ist  $V(L)$ . Somit ist der abdiskontierte Grenzertrag trivialerweise  $\frac{V(L)}{r}$ . Leitet man Gleichung (35) nach  $L$  ab, erhält man für die abdiskontierten Grenzkosten

$$MC = \frac{w}{r} + \frac{(r + \bar{p})K}{r}. \quad (36)$$

Die gewinnmaximierende Firma wählt die Anzahl der Arbeiter so, dass folgender Ausdruck gilt:

$$V(L^*) = w + (r + \bar{p})K. \quad (37)$$

Im Marktgleichgewicht entspricht die aggregierte Arbeitsnachfrage dem aggregierten Arbeitsangebot.  $L^*$  determiniert sich wie folgt:

$$L^* = \frac{\bar{L}}{n}. \quad (38)$$

Der markträumende Lohnsatz ist demnach

$$w^* = V \left( \frac{\bar{L}}{n} \right) - (r + \bar{p})K. \quad (39)$$

Das erhaltene Arbeitsmarktgleichgewicht geht von einer durchschnittlichen Wahrscheinlichkeit  $\bar{p}$  aus. Die einzelne Firma könnte sich besser stellen, indem sie die Wahrscheinlichkeit des Firmenwechsels in ihrer Firma senkt und somit niedrigere Trainingskosten realisiert. Um dies zu erreichen, bietet sie einen Lohnpfad an, der nur die Individuen mit einer hohen Betriebstreue zum Bewerben ermutigt.

Die Arbeiter müssen bei diesem Lohnpfad zuerst eine Aufnahmegebühr  $Z_1$  bezahlen und bekommen dann einen Lohn in Höhe von  $w^* + Z_2$ . Ein Arbeiter entscheidet sich für diesen Lohnpfad, falls seine Zahlungsströme größer als bei einem konstanten Lohnpfad  $w^*$  sind.

Für die abdiskontierten Nettozahlungsströme ergibt sich<sup>128</sup>

$$R(\bar{p}) = -Z_1 + Z_2 \frac{1}{r + \bar{p}}. \quad (40)$$

Ein Arbeiter ist zwischen dem konstanten Lohnpfad  $w^*$  und dem ansteigenden Lohnpfad indifferent, wenn  $R(p) = 0$  gilt. Diese Indifferenz impliziert

$$Z_1 = Z_2 \frac{1}{r + p}. \quad (41)$$

---

<sup>128</sup>Die ausführliche Notation ist  $R(p) = -Z_1 + \frac{Z_2}{1+r} + \frac{(1-p)Z_2}{(1+r)^2} + \dots + \frac{(1-p)^{n-1}Z_2}{(1+r)^n}$ .

Anhand Gleichung (41) erkennt man, dass Arbeitnehmer mit einer hohen Firmentreue einen steileren Lohnpfad akzeptieren. Die Firma setzt  $Z_1$  und  $Z_2$  in das folgende Verhältnis:

$$1/(r + p_h) < Z_1/Z_2 < 1/(r + p_l). \quad (42)$$

Somit werden sich nur noch die Arbeitnehmer mit einer hohen Betriebstreue bewerben. Um den Gewinn zu maximieren, setzt die einzelne Firma  $Z_1/Z_2$  gemäß

$$\frac{Z_1}{Z_2} = \frac{1}{r + p_l}. \quad (43)$$

In diesem temporären Gleichgewicht stellt sich die einzelne Firma besser als alle anderen Betriebe, da sie weniger Trainingskosten aufwenden muss.

Die anderen Firmen werden nun ebenfalls den steigenden Lohnpfad wählen, um ausschließlich die Arbeiter zu akquirieren, die eine niedrige Wahrscheinlichkeit aufweisen, die Firma zu verlassen. Da diese Arbeiter jedoch nur in einem beschränkten Maße zur Verfügung stehen, wird sich das Verhältnis von  $Z_1/Z_2$  so ändern, dass die Grenzkosten der beiden Arbeitertypen gerade identisch sind. Die Grenzkosten der Arbeiter mit einer hohen Wechselwahrscheinlichkeit sind

$$MK_h = \frac{w}{r} + \frac{(r + p_h)}{r} K. \quad (44)$$

Da den Arbeitern mit einer hohen Firmentreue ein steigender Lohnpfad offeriert wird, ergeben sich Grenzkosten von

$$MK_l = \frac{w + Z_2}{r} + \frac{(K - Z_1)(r + p_h)}{r}. \quad (45)$$

Somit stehen  $Z_1$  und  $Z_2$  in folgendem Verhältnis

$$Z_2 = Z_1(r + p_l) + K(p_h - p_l). \quad (46)$$

Um zu gewährleisten, dass die Arbeiter nicht nach der ersten Periode entlassen werden, müssen  $Z_1$  und  $Z_2$  so gesetzt werden, dass es für die Firma nicht profitabel ist, den Arbeiter nach der ersten Periode zu entlassen. Außerdem soll gleichzeitig der Selbstselektionsmechanismus aufrechterhalten werden.

$CF$  soll den Nettomittelzufluss der ersten Periode darstellen. Die Firma wird den Arbeiter nicht entlassen, wenn  $CF \leq 0$ . Der explizite Ausdruck für  $CF$  ist

$$CF = Z(1) - K + \frac{V\left(\frac{\bar{L}}{n}\right)}{1+r} - \frac{(w^{**} + Z(2))}{1+r}, \quad (47)$$

wobei  $w^{**} = V\left(\frac{\bar{L}}{n}\right) - (r + p_h)K$ . Substitution von  $w^{**}$  und  $Z_2$  führt zu dem Ergebnis, dass  $CF \leq 0$ , falls

$$Z_1 \leq K. \quad (48)$$

Die Selbstselektion induziert, dass zumindest die Relation

$$\frac{1}{r + p_h} \leq Z_1/Z_2 < \frac{1}{r + p_l} \quad (49)$$

gilt. Unter Verwendung von Gleichung (46) und gleichzeitiger Beachtung von (48) ist die Relation (49) nur für

$$Z_1 = K \quad (50)$$

erfüllt.

Im neuen Gleichgewicht sind die Firmen zwischen dem Einstellen von Arbeitern mit einer hohen oder einer niedrigen Bereitschaft die Firma zu verlassen indifferent. Arbeiter mit  $p_l$  präferieren den steilen Lohnpfad und die Arbeiter mit  $p_h$  sind zwischen dem flachen Lohnpfad  $w^{**}$  und dem steilen Lohnprofil indifferent.

Salop und Salop (1976) zeigen in ihrem Modell die Wirkung einer Senioritätsentlohnung zum Erreichen einer Selektion zwischen den Arbeitern. Ein steigender Lohnpfad impliziert höhere Opportunitätskosten des Firmenwechsels. Dies ergibt einen niedrigeren Nutzen für Arbeiter, die sich schnell von der Firma trennen möchten. Dieser Ansatz impliziert neben dem direkten Ergebnis des Selektionsmechanismus auch den positiven Effekt einer Senioritätsentlohnung auf die Reduzierung von Personalkosten, die durch Fluktuationen entstehen. Durch die Exogenität der Firmenwechselwahrscheinlichkeit kann in diesem Modell die Veränderung der Wechselwahrscheinlichkeit, die durch einen steigenden Lohnpfad induziert wird, nicht direkt dargestellt werden.<sup>129</sup>

Im vorigen Modell stellen sich Firmen durch eine Anwendung der Senioritätsentlohnung nicht besser. Der Ansatz von Guasch und Weiss (1981) zeigt, dass ein steigendes Lohnprofil, das zu einer Selbstselektion führt, unter bestimmten Annahmen gegenüber alternativen Entlohnungssystemen von Firmen präferiert wird.

In diesem Modell gelten folgende Variablennotationen:

- $g(\cdot)$  ist eine konkave, stetig differenzierbare Produktionsfunktion,
- $A$  sind die Kosten der Testphase pro Bewerber,
- $L$  ist die Anzahl an Bewerbern, die von der Firma getestet werden,
- $c$  ist die Testgebühr,
- $p_i$  ist die Wahrscheinlichkeit von Typ  $i$  den Test zu bestehen,
- $Q_i$  ist die Produktivität von Typ  $i$ ,
- $w_i$  ist der Marktlohnsatz von Typ  $i$ ,
- $w^*$  ist der Lohnsatz, den die Firma bei Bestehen des Testes anbietet.

---

<sup>129</sup>Siehe auch Carmichael (1983).

Es werden zwei Typen von Arbeitern angenommen, Typ 1 und Typ 2, wobei gilt, dass  $Q_1 > Q_2$ ,  $w_1 > w_2$  und  $p_1 > p_2$ . Außerdem ist  $\alpha$  der prozentuale Anteil von Arbeitern mit der Charakteristik 1. Die Akteure in diesem Modell sind risikoneutral.<sup>130</sup> Es herrscht asymmetrische Information bezüglich der Produktivität der einzelnen Arbeiter.

Für die Rekrutierung neuer Arbeiter kann die Firma unter folgenden Strategien auswählen:

- S(1):** Die Firma bietet einen Lohnsatz  $w$  und verlangt eine Testgebühr  $c$  in der Höhe, dass sich nur Arbeiter mit der Charakteristik 1 bewerben (Selbstselektion).<sup>131</sup>
- S(2):** Die Firma bietet einen Lohnsatz  $w > w_1$  und verlangt keine Testgebühr, so dass Typ 1 und 2 getestet werden.
- S(3):** Die Firma bietet einen Lohnsatz  $w_2 < w < w_1$  und stellt somit nur Arbeiter mit der Charakteristik 2 ein, ohne einen Test durchzuführen.
- S(4):** Die Firma bietet einen Lohnsatz  $w > w_1$  und stellt ihre Mitarbeiter nach einem Zufallsprinzip ein, ohne einen Test durchzuführen.

Abbildung 20 illustriert die Funktionsweise des hier verwendeten Selektionsmechanismus.  $U(1)$  stellt den Nutzenpfad von Typ 1 und  $U(2)$  den Nutzenpfad von Typ 2 dar.<sup>132</sup> Die Geraden haben die Eigenschaft, dass alle Punkte auf den Pfaden den selben Nutzen wie der jeweilige Marktlohnsatz stiften. Dabei ist anzumerken, dass die Punkte oberhalb der Geraden für den jeweiligen Arbeiter einen höheren Nutzen als sein Marktlohnsatz ergeben. Die Steigung der Geraden ergibt sich aus dem reziproken Wert den Test zu bestehen,<sup>133</sup> das heißt je wahrscheinlicher ein Bewerber den Test besteht, desto flacher verläuft die Nutzenfunktion. Eine Selbstselektion, bei der sich nur Typ

<sup>130</sup>Guasch und Weiss (1981) zeigen in ihrem Modell, dass die Profitabilität der Selbstselektionsstrategie mit steigender Risikoaversion der Arbeiter nachlässt. Im Rahmen dieser Arbeit bleibt der Fokus jedoch auf dem risikoneutralen Fall.

<sup>131</sup>Es gilt natürlich  $w > w_1$ .

<sup>132</sup>Aufgrund der Risikoneutralität kann man lineare Verläufe unterstellen. Explizit lauten die Nutzenfunktionen  $U(i) = p_i w^* - c$ , für  $i = 1, 2$ . Umformen nach  $w^*$  ergibt die jeweilige Gerade.

<sup>133</sup>Dies ergibt sich durch Auflösen des Nutzens nach  $w^*$ .

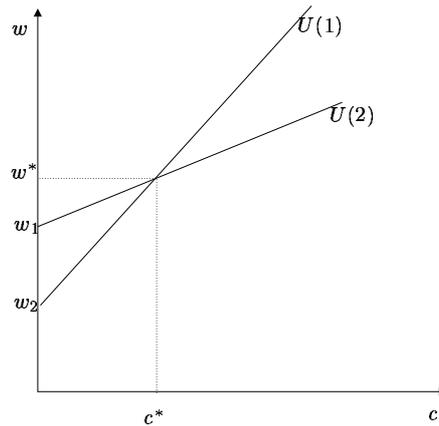


Abbildung 20: Der Selektionsmechanismus in einem statischen Modell. Grafische Darstellung des Selektionsmechanismus im Modell von Guasch und Weiss (1981). Die Firma erreicht durch das Setzen von bestimmten Lohn-Gebühr-Kombinationen, dass sich nur Typ 1 bewirbt. Quelle: Guasch und Weiss (1981).

1 bewirbt, resultiert, wenn beim Lohn-Gebühr-Angebot Typ 2 schlechter und Typ 1 mindestens indifferent zum Marktlohnsatz gestellt werden. Das gewinnmaximale Lohn-Gebühr-Angebot, bei dem eine Selbstselektion erfolgt, liegt beim Koordinatenpunkt  $(w^*, c^*)$ .<sup>134</sup>

Im Folgenden wird bewiesen, dass  $S(1)$  unter bestimmten Bedingungen die anderen Strategien dominiert. Das Ziel der Gewinnmaximierung wird erreicht, wenn die Kosten pro effizienter Arbeitseinheit minimal sind.<sup>135</sup>

Die minimalen Kosten einer effizienten Arbeitseinheit von  $S(1)$  sind<sup>136</sup>

$$E^* = (A + w_1 p_1) / p_1 Q_1. \quad (51)$$

<sup>134</sup>Da  $w^* = c^* / p_1 + w_1$  und  $p_1 \leq 1$  gilt, erfolgt aus einer Erhöhung der Gebühr mindestens die gleiche Erhöhung für den Lohnsatz nach Bestehen des Tests.

<sup>135</sup>Für den Beweis siehe Weiss (1980).

<sup>136</sup>Die minimalen Kosten lassen sich aus der Gewinnformel herleiten. Zum Beispiel gilt für  $S(1) : G = g(p_1 Q_1 L) - w^* p_1 L + c^* L - AL$ . Im Gewinnmaximum gilt  $w^* = c^* / p_1 + w_1$ . Somit erhält man  $g(L p_1 Q_1) - w_1 p_1 L - AL$ . Durch triviales Umformen ergibt sich  $E^*$ .

Für Strategie  $S(2)$  sind die minimalen Kosten

$$\hat{E} = \frac{A + w_1(\alpha p_1 + (1 - \alpha)p_2)}{\alpha p_1 Q_1 + (1 - \alpha)p_2 Q_2}. \quad (52)$$

Für Strategie  $S(3)$  gilt

$$\tilde{E} = w_2/Q_2. \quad (53)$$

Für Strategie  $S(4)$  ergibt sich

$$\tilde{E} = \frac{w_1}{\alpha Q_1(1 - \alpha)Q_2}. \quad (54)$$

Der Vergleich der Strategien  $S(1)$  und  $S(2)$  führt unter Beachtung von  $p_1 > \alpha p_1 + (1 - \alpha)p_2$  zu folgendem eindeutigen Ergebnis:

$$\begin{aligned} E^* = \frac{A + w_1 p_1}{p_1 Q_1} &< \frac{A + w_1(\alpha p_1 + (1 - \alpha)p_2)}{\alpha p_1 Q_1 + (1 - \alpha)p_2 Q_1} \\ &< \frac{A + w_1(\alpha p_1 + (1 - \alpha)p_2)}{\alpha p_1 Q_1 + (1 - \alpha)p_2 Q_2} = \hat{E}. \end{aligned}$$

Ein Testen, das zur Selbstselektion von Arbeitern führt, ist unter der Annahme der Risikoneutralität gegenüber dem Testen ohne Selbstselektion dominant. Beim Vergleich der Strategie (1) mit der Strategie (3) beziehungsweise (4) erfolgt eine Dominanz von  $S(1)$  nur, wenn

$$A/p_1 Q_1 < w_2/Q_2 - w_1/Q_1$$

beziehungsweise

$$(A + w_1 p_1)/p_1 Q_1 < \frac{w_1}{\alpha Q_1(1 - \alpha)Q_2}$$

gilt.

Der Vergleich von S(1) mit den Strategien S(3) und S(4) liefert kein eindeutiges Ergebnis, da bei den letztgenannten Strategien keine Kosten des Testens anfallen und somit das Ergebnis von der Konstellation der exogenen Parameter abhängt.

Das Modell von Guach und Weiss (1981) zeigt, dass sich die Firmen bei der Rekrutierung mit einem Test einen höheren Gewinn erwirtschaften, wenn sie eine Gebühr verlangen, die zur Selbstselektion unter den Bewerbern führt. Diese Gebühr kann als ein anfänglicher Lohn unter der Grenzproduktivität interpretiert werden und der Lohnsatz, den die Arbeiter bei Bestehen des Tests erhalten, als Lohnniveau über der Grenzproduktivität. Die Senioritätsentlohnung ist deswegen nur für die Arbeiter interessant, die mit einer hohen Wahrscheinlichkeit den Test bestehen und somit die hohen Lohnzahlungen am Ende der Betriebszugehörigkeit erwarten dürfen. Deswegen werden nur die produktiven Arbeiter den anfänglich niedrigen Lohn akzeptieren.

Die beiden vorgestellten Papiere erklären grundlegende Wirkungsweisen eines Selektionsmechanismus. Dennoch sind diese Ansätze nicht in der Lage, bei Vorhandensein von asymmetrischen Informationen, heterogene Lohnprofile zu analysieren, da die Modellannahmen die Beschäftigung auf einen Arbeitertyp beschränken. In dem folgenden Modell<sup>137</sup> wird die Möglichkeit zugelassen, dass beide Arbeitertypen beschäftigt werden. Somit ermöglicht dieser Theorieansatz eine differenzierte Analyse von Lohnprofilen bei der Existenz von asymmetrischen Informationen. Des Weiteren lassen sich Modellergebnisse von anderen Ansätzen, wie zum Beispiel Wettbewerbsmodelle von Lazear und Rosen (1981), durch das folgende Modell überprüfen.

---

<sup>137</sup>Dieses Modell basiert auf dem Artikel Amann (2004b).

#### 4.4.2 Ein Modell

Wie in den bisherigen Ansätzen beinhaltet das Modell zwei Typen von Arbeitern, Typ 1 und Typ 2.<sup>138</sup> Die Arbeiter unterscheiden sich in ihrer Produktivität  $V$ , mit  $V_1 > V_2$ . Es wird davon ausgegangen, dass die Produktivität über die Zeit konstant bleibt,<sup>139</sup> und dass die Arbeitsproduktivität größer als der Reservationsnutzen aus dem Arbeitslosenstatus ist

$$V_1 > w_i \quad \text{für } i = 1, 2. \quad (55)$$

Dabei beschreibt  $w_i$  den Reservationslohnsatz pro Zeiteinheit für Typ  $i$ , mit  $w_1 > w_2$ . Der Reservationslohnsatz steht für die Wertschätzung des Arbeitslosenstatus. Es wird angenommen, dass Personen mit einer höheren Produktivität auch eine höhere Wertschätzung für Freizeitkonsum haben.<sup>140</sup> Die Bedingung (55) garantiert, dass die Beschäftigung von allen Arbeitern wohlfahrtssteigernd ist.

Firmen kennen ex ante die Produktivität eines Arbeiters nicht. Normalerweise verfügen Unternehmen nur über Indikatoren, die eine bestimmte Produktivität andeuten. Diese Indikatoren, wie Schulabschluss, Noten, Berufserfahrung, besitzen jedoch keine eindeutigen Informationen für das Unternehmen über die tatsächliche Produktivität eines Bewerbers. In Salgado, Viswesvaran und Ones (2001) wird bewiesen, dass vor allem deutsche Unternehmen weitere Selektionsmethoden<sup>141</sup> verwenden, um mehr Einblicke in das wahre Leistungsvermögen eines Bewerbers zu erhalten. Aufgrund der weiten Verbreitung von Probezeiten in Deutschland,<sup>142</sup> wird in diesem Modell angenommen, dass die Arbeiter am Anfang ihrer Beschäftigung einer informativen Probezeit ausgesetzt sind, die vom Typ  $i$  mit der Wahrscheinlichkeit  $p_i$ , mit  $p_1 > p_2$  bestanden wird. Eine Kündigung durch die Firma kann nur am Ende der Probezeit geschehen. Ein Arbeitnehmer kann hingegen zu jeder Zeit seinen Dienst beenden.

---

<sup>138</sup>Im Kontext der Dissertation könnte man auch von Hochschulabsolventen mit einer hohen beziehungsweise niedrigen Produktivität sprechen. Des Weiteren wird im weiteren Verlauf des Modells keine Annahme über die Häufigkeiten der jeweiligen Typen gemacht. Es kann gezeigt werden, dass die Resultate unabhängig der Häufigkeit der Typen gültig sind.

<sup>139</sup>Diese Annahme wird empirisch unter anderem von Medoff und Abraham (1980), Medoff und Abraham (1981) und Ichino und Flabbi (1998) bestätigt.

<sup>140</sup>Siehe auch Lazear (1981).

<sup>141</sup>Wie zum Beispiel das Assessment Center.

<sup>142</sup>Probezeiten sind in Deutschland sogar in Tarifverträgen verankert. Siehe dazu auch den Manteltarifvertrag für Arbeiter des Bundes und der Länder.

Der letzte Teil des Selektionsmechanismus besteht im Angebot von zwei Lohnprofilen.

Zur Vereinfachung des Modells wird angenommen, dass alle Akteure risikoneutral sind, die Diskontrate null ist und die Häufigkeit der jeweiligen Arbeitertypen gleich hoch ist. Wenn alle gegebenen Faktoren berücksichtigt werden, erhält man die folgende Nutzenfunktion für Typ  $i$  beim Lohnprofil 1:

$$U_i = ta_1 + p_i b_1(T - t) + (1 - p_i)b_2(T - t), \quad \text{für } i = 1, 2,$$

wobei  $a_1$  das Lohnniveau während der Probezeit,  $b_1$  den Lohn bei erfolgreichem Bestehen der Probezeit und  $b_2$  eine sichere Auszahlung darstellen. Das Arbeitsverhältnis wird in zwei Phasen unterteilt, wobei  $t$  eine Probezeit und  $T - t$  die Restarbeitsvertragsdauer beschreiben. Beim Lohnprofil 1 erfolgt die Lohnzahlung deterministisch bis zum Ende der Probezeit  $t$ . Danach erhält der Arbeiter mit seiner individuellen Wahrscheinlichkeit den Lohnsatz  $b_1$  oder mit der Gegenwahrscheinlichkeit den Lohnsatz  $b_2$ .

Beim zweiten Lohnprofil erhalten beide Typen den folgenden Nutzen

$$\bar{U} = a_2 t + b_2(T - t). \tag{56}$$

Bei diesem Lohnprofil werden die Löhne über beide Arbeitsphasen deterministisch bezahlt.

### 4.4.3 Monopson

Zuerst wird der Fall betrachtet, dass es nur einen Arbeitgeber gibt. Der Gewinn dieser Firma ist

$$\begin{aligned}\pi &= TV_1 + TV_2 - p_1 b_1 (T - t) \\ &\quad - ta_1 - (1 - p_1) b_2 (T - t) - ta_2 - (T - t) b_2.\end{aligned}\tag{57}$$

Die Anreizverträglichkeitsbedingungen (AVB) der Arbeiter sind

$$p_1(T - t)b_1 + ta_1 \geq p_1(T - t)b_2 + ta_2\tag{58}$$

und

$$p_2(T - t)b_2 + ta_2 \geq p_2(T - t)b_1 + ta_1.\tag{59}$$

**Korollar 1:** *Die AVB implizieren, dass*

$$p_1(T - t)(b_1 - b_2) \geq t(a_2 - a_1) \geq p_2(T - t)(b_1 - b_2)\tag{60}$$

*mit  $b_1 > b_2$  und folglich gilt auch  $a_2 > a_1$ .*

Das Korollar 1 besagt, dass das Selektieren der Arbeiter in den jeweiligen Kontrakt nur dann gewährleistet ist, wenn sich die Lohnprofile einmal kreuzen.

Außerdem kennt der Monopsonist die Teilnahmebedingungen (TB)<sup>143</sup> von Typ 1

$$p_1 b_1(T - t) + ta_1 + (1 - p_1)b_2(T - t) \geq Tw_1 \quad (61)$$

und von Typ 2

$$b_2(T - t) + a_2 t \geq Tw_2. \quad (62)$$

**Proposition 4.1:** *Im Fall von asymmetrischen Informationen erreicht ein Monopson den maximalen Gewinn wenn:*

1. Die TB und AVB erfüllt sind.
2. Die Lohnprofile garantieren, dass  $U_i = Tw_i$ , für  $i = 1, 2$ .

**Beweis:**

Angenommen es gibt eine Strategie  $m$ , in welcher i) der Monopsonist zwei Lohnprofile anbietet, die  $Tw_i = U_i$  für  $i = 1, 2$  garantieren und ii) die AVB erfüllt sind, dann gibt es keine profitsteigernde Abweichung von Strategie  $m$ .

1. Die AVB und TB sind erfüllt: Ein Lohnangebot mit  $U_i + \epsilon > Tw_i$ , für  $i = 1, 2 \wedge \epsilon > 0$ , ergibt einen Gewinn, der kleiner als bei Strategie  $m$  ist.
2. Nur die TB sind erfüllt: In einem separierenden Gleichgewicht erhält der hoch produktive Arbeiter  $U_1 = TW_1$ . Falls nun die AVB nicht erfüllt sind, wird dieses Lohnangebot auch für niedrig produktive Arbeiter lukrativ sein. Somit wird der Gewinn kleiner ausfallen als in  $m$ .
3. Die AVB und eine TB sind erfüllt: Falls die Firma nur einen Arbeiter einstellt, ist der maximale Gewinn entweder  $TV_1 - Tw_1$  für Typ 1 oder  $TV_2 - Tw_2$  für Typ 2. In beiden Fällen ist der Gewinn geringer als in  $m$ .
4. Nur eine TB ist erfüllt: Der maximale Gewinn ist  $TV_2 - Tw_2$ . Wie schon gesehen ist dieser Gewinn kleiner als in  $m$ .

---

<sup>143</sup>Natürlich müssen die Teilnahmebedingungen zu jeder Zeit erfüllt sein. Zur Vereinfachung werden die TB in ihren aggregierten Werten dargestellt. Auf diesen Punkt wird am Ende des Abschnitts näher eingegangen.

5. Keine TB ist erfüllt: In diesem Fall wird sich kein Arbeiter bewerben und der resultierende Gewinn ist  $\pi = 0$ . Da der Gewinn in  $m$  größer als null ist, stellt auch diese Strategie keine Gewinnsteigerung dar. q.e.d.

Proposition 4.1 zeigt unter welchen Bedingungen der Monopsonist eine Gewinnmaximierung erzielt. Es zeigt sich, dass ein Optimum durch das Identifizieren der unproduktiven Arbeiter und durch die maximale Abschöpfung der Renten beschrieben ist. Im Folgenden wird analysiert, ob dieser optimale Zustand im Fall von asymmetrischen Informationen erreicht werden kann, und wie die Lohnprofile dafür aussehen müssen. Das Lösen des Gewinnmaximierungsproblems führt zum folgenden Ansatz<sup>144</sup>

$$\begin{aligned}
\max_{a_1, b_1, a_2, b_2, \mu, \nu, \omega, \rho} L &= TV_1 + TV_2 - p_1 b_1(T - t) - (1 - p_1)b_2(T - t) \\
&- ta_1 - b_2(T - t) - ta_2 \\
&+ \mu \{p_1 b_1(T - t) + ta_1 + (1 - p_1)b_2(T - t) - Tw_1\} \\
&+ \nu \{p_1(T - t)b_1 + ta_1 - p_1(T - t)b_2 - ta_2\} \\
&+ \omega \{ta_2 + b_2(T - t) - Tw_2\} \\
&+ \rho \{p_2(T - t)b_2 + ta_2 - p_2(T - t)b_1 - ta_1\}. \quad (63)
\end{aligned}$$

Unter Benutzung des Kuhn–Tucker–Theorems<sup>145</sup> erhält man die folgenden Lösungen

$$\omega = 1, \quad (64)$$

$$\mu = 1, \quad (65)$$

$$\nu = 0, \quad (66)$$

$$\rho = 0. \quad (67)$$

Die erhaltenen Lagrangemultiplikatoren bestätigen, dass i) das gewinnmaximierende Unternehmen gerade den Reservationslohn bezahlt, und ii) dass sich eine Veränderung der AVB nicht auf den Gewinn des Monopsonisten auswirkt. Diese Informationen werden genutzt, um das optimale Lohnprofil herzuleiten. Aus (64) und (65) resultiert, dass  $\frac{\partial L}{\partial \omega} = 0$  und  $\frac{\partial L}{\partial \mu} = 0$ . Die Relationen zwischen

<sup>144</sup>Für das Lösen des Gewinnmaximierungsproblems siehe auch Breyer und Kolmar (2001).

<sup>145</sup>Siehe Anhang für die Kuhn–Tucker–Bedingungen.

den Optimalwerten von  $a_1, b_1, a_2$  und  $b_2$  sind demnach

$$a_1^* = \frac{Tw_1 - p_1(Tb_1 - b_1t) - (1 - p_1)(Tb_2 - b_2t)}{t} \quad (68)$$

und

$$a_2^* = \frac{Tw_2 - Tb_2 + b_2t}{t}. \quad (69)$$

Setzt man  $a_1^* = a_1(b_1, b_2)$  und  $a_2^* = a_2(b_2)$  in die AVB von Typ 2 ein, so erhält man

$$b_1^* \geq b_2 + \frac{T(w_1 - w_2)}{(p_1 - p_2)(T - t)}. \quad (70)$$

Setzt man nun wiederum  $b_1^*$  in  $a_1(b_1, b_2)$  ein, ergibt sich

$$a_1^*(b_2) \leq \frac{-b_2(p_1 - p_2)(T - t) - Tp_2w_1 + Tp_1w_2}{(p_1 - p_2)t}. \quad (71)$$

Im letzten Schritt setzt man nun  $a_1^*(b_2), a_2^*(b_2)$  und  $b_1^*(b_2)$  in die AVB von Typ 1 ein. Als Ergebnis resultiert

$$T(w_1 - w_2) \geq 0. \quad (72)$$

Das Ergebnis zeigt, dass die Gewinnmaximierung des Monopsonisten für alle Variablenwerte  $b_2$  erfüllt ist und somit auch im Fall von asymmetrischen Informationen eine erst–beste Lösung gefunden werden kann.

Dieses generelle Resultat berücksichtigt jedoch nicht explizit die Option, dass ein Arbeitnehmer zu jeder Zeit kündigen kann. Die Berücksichtigung dieses Aspektes führt dazu, dass das Lohnprofil von Typ 2 zu keinem Zeitpunkt sinkend verläuft. Ein Lohnangebot, mit  $a_2[b_2]$  höher [niedriger] als der Reservationslohn, würde eine Kündigung des Arbeitnehmers nach der Probezeit zur Folge haben. Daraus folgt, dass das flachste gewinnmaximierende Lohnprofil für Typ 2  $a_2 = w_2$  impliziert. Unter Berücksichtigung dieser Bedingung, erhält

man die folgende Schar von optimalen Lohnkurven

$$\begin{aligned}
 a_1 &\leq \frac{-b_2(p_1 - p_2)(T - t) - Tp_2w_1 + Tp_1w_2}{(p_1 - p_2)t} < \frac{T w_2 - T b_2 + b_2 t}{t} = a_2 \leq w_2, \\
 b_1 &\geq b_2 + \frac{T(w_1 - w_2)}{(p_1 - p_2)(T - t)} > b_2 \geq w_2.
 \end{aligned}
 \tag{73}$$

Das Ergebnis beinhaltet, dass ein hoch produktives Personal steilere Lohnprofile erzielt als Arbeitnehmer, die weniger produktiv sind. Dieses Ergebnis basiert vor allem auf der Erfüllung der AVB und der damit verbundenen Segregation der Typen. Die Firma muss dabei den Anfangslohn der hoch produktiven Arbeiter niedrig setzen, um das Lohnangebot für Typ 2 uninteressant zu machen. Das Ergebnis wird in Abbildung 21 illustriert. Die Pfeile in der Grafik verdeutlichen, dass im Gewinnmaximum das Lohnprofil von Typ 1 auch steiler verlaufen kann. Dies ergibt sich aus dem oben erhaltenen Ergebnis, dass im Optimum die AVB nicht binden.

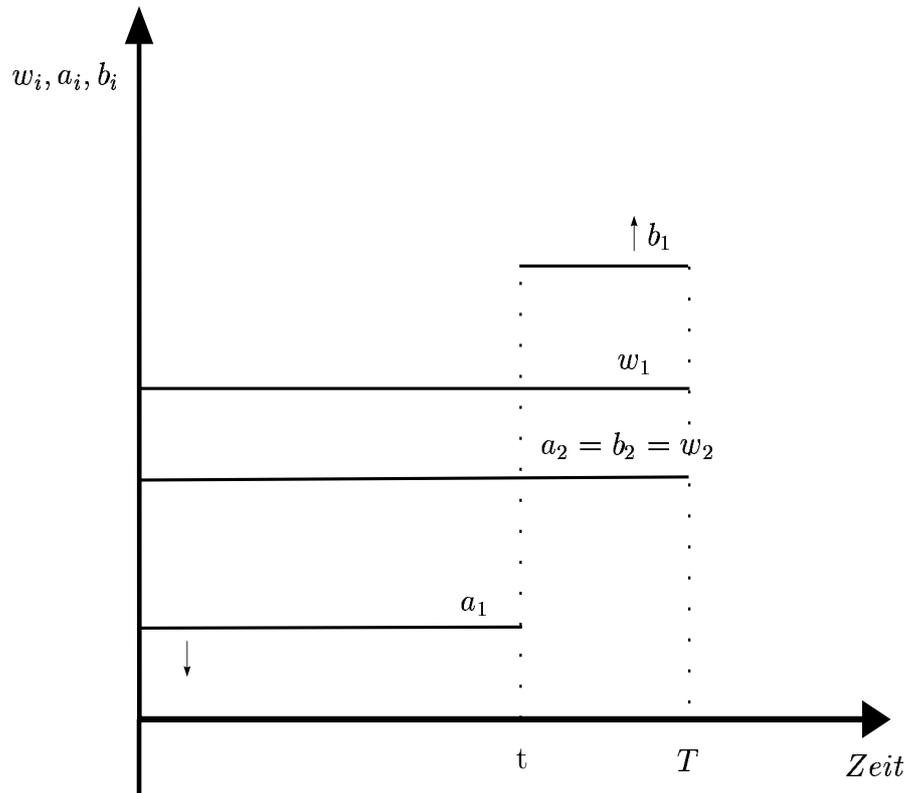


Abbildung 21: Heterogene Lohnprofile bei asymmetrischen Informationen: Der Monopsonfall. Quelle: Eigene Berechnung.

**Proposition 4.2:** *Das Lohnprofil von hoch produktiven Arbeitern beinhaltet eine strikt positive Senioritätsentlohnung.*

Im Anhang wird gezeigt, dass das flachste Lohnprofil für Typ 1 einen Lohnsatz  $b_1$  induziert, der immer größer ist als  $a_1$ . Ein produktiver Arbeiter muss am Anfang des Arbeitsvertrags eine ausreichend hohe Lohneinbuße in Kauf nehmen, sodass eine Selbstselektion unter den Arbeitertypen stattfindet. Die anfänglichen Lohneinbußen kompensiert der Arbeitgeber mit höheren Löhnen am Ende der Arbeitsphase. Niedrig produktive Arbeiter erhalten flachere Lohnprofile. In der Regel weisen diese aber auch einen positiven Lohnzuwachs über die Zeit auf.

Bei Betrachtung der komparativen Statik<sup>146</sup> der Lohnprofile ergeben sich bei der Erhöhung von  $w_2$  flachere Lohnkurven, da nun Typ 2 weniger Anreize hat, den hoch produktiven Typ zu imitieren. Im Gegensatz dazu impliziert eine Erhöhung von  $p_2$  steilere Lohnangebote für Typ 1, da es ceteris paribus schwieriger für die Firma wird, die beiden Typen zu identifizieren.

Der Modellrahmen ermöglicht auch die Analyse einer endogenen Probezeit. Erhöht der Monopsonist  $t$ , führt dies zu einer Zunahme von  $a_1$  und  $b_1$ . Die Betrachtung der Optimalwerte für die beiden Variablen zeigt einen nicht linearen Effekt einer Probezeitänderung auf die Steigung des Lohnprofils von Typ 1. Ist die Probezeit sehr kurz, muss Typ 1 einen besonders niedrigen Anfangslohn  $a_1$  erhalten, damit die Lohnsumme während der Probezeit für Typ 2 unattraktiv bleibt.<sup>147</sup> Im Gegenzug impliziert eine sehr lange Probezeit einen großen Wert von  $b_1$ , um den hoch produktiven Arbeiter anzulocken.<sup>148</sup> Aus den Modellergebnissen erkennt man jedoch sehr schnell, dass eine Variation der Probezeit keinen Einfluss auf die Gewinnmaximierung ausübt. Aufgrund der Tatsache, dass beide Arbeitertypen über die Zeitspanne  $T$  beschäftigt sind und in Höhe von ihrem Reservationslohn entlohnt werden, ergibt sich ein maximaler Firmengewinn von

$$\pi^{max} = TV_1 + TV_2 - Tw_1 - Tw_2, \quad (74)$$

<sup>146</sup>Die formale Darstellung steht im Anhang.

<sup>147</sup>Der Grenzwert von  $a_1$  für  $t \rightarrow 0$  ist  $-\infty$ . In diesem Kontext erkennt man, dass  $a_1$  für bestimmte Parameterkonstellationen negative Werte annehmen kann.

<sup>148</sup>Der Grenzwert von  $b_1$  für  $t \rightarrow T$  ist  $\infty$ .

der unabhängig von der Länge der Probezeit  $t$  bestimmt ist. Die Veränderung der Probezeit hat somit nur Einfluss auf die Lohnprofile, nicht jedoch auf die Höhe des Firmengewinns.

#### 4.4.4 Vollkommene Konkurrenz

Im Unterschied zum vorigen Unterkapitel wird jetzt angenommen, dass  $n$  identische Firmen auf dem Arbeitsmarkt agieren. Um die Gleichgewichte auf diesem Markt zu eruieren, werden im folgenden Zwei-Stufen-Spiel teilspielperfekte Nash-Gleichgewichte (SPNE) untersucht.<sup>149</sup>

**Stufe 1:** Jede Firma bietet simultan zwei bestimmte Lohnprofile an. Dabei besteht ein Profil aus dem Anfangslohn  $a$  und einer Senioritätsentlohnung  $b$ .

**Stufe 2:** Die Arbeiter können nun entscheiden, ob sie diese Verträge annehmen. Falls dies der Fall ist, wählen sie einen bestimmten Kontrakt aus.

Die Definition von Gleichgewichten in vollkommenen Märkten orientiert sich stark am Gleichgewichtsbegriff von Rothschild und Stiglitz (1976). Dabei ergibt sich unter der Nutzenmaximierung der Arbeitnehmer ein Gleichgewicht, wenn i) die Gleichgewichtslohnprofile keine negativen Gewinne implizieren und ii) es außerhalb der Schar von optimalen Lohnkurven keine Lohnangebote gibt, die nicht-negative Gewinne zur Folge haben.

**Proposition 4.3:** *Im Fall von asymmetrischen Informationen beinhalten die Marktgleichgewichte einen Nullgewinn und lassen sich wie folgt beschreiben:*

1. Falls Typ 1 beschäftigt ist, müssen die AVB erfüllt sein.
2. Falls Typ  $i$  beschäftigt ist, garantieren die Lohnprofile  $U_i = TV_i$ , für  $i = 1, 2$ .

**Beweis:**

1. Die AVB sind erfüllt: Ein Lohnangebot mit  $U_i + \epsilon > TV_i$ , für  $i = 1, 2 \wedge \epsilon > 0$ , ergibt einen Gewinn  $\pi < 0$ . Im separierenden Fall gibt es zwei

---

<sup>149</sup>SPNE werden analysiert, da die erhaltenen Gleichgewichte identisch zu schwach perfekten bayesianischen oder sequenziellen Gleichgewichten sind. Siehe auch Mas-Colell, Whinston und Green (1995) Seite 461.

Gleichgewichte. Entweder sind beide Arbeiter beschäftigt und die Lohnprofile induzieren  $U_i = TV_i$ , für  $i = 1, 2$ , oder die Firma beschäftigt nur den hoch produktiven Arbeiter. In diesem Fall offerieren die Firmen ein Lohnprofil mit  $U_1 = TV_1$  für Typ 1 und  $U_2 < TV_2$  für Typ 2.

2. Die AVB sind nicht erfüllt: Es wurde gezeigt, dass Typ 1 im separierenden Gleichgewicht einen Nutzen  $U_1 = TV_1$  erhält. Falls die AVB nicht erfüllt sind, ist das Lohnangebot für Typ 1 auch für Typ 2 interessant und führt zu einem Gewinn  $\pi < 0$ . Darüber hinaus ergibt jedes Lohnprofil, das ein Nutzenniveau  $U$ , mit  $U_1 < U_2$ , impliziert, eine Beschäftigung von niedrig produktiven Arbeitern und führt somit auch zu einem Gewinn  $\pi < 0$ . Man erhält nur ein Gleichgewicht mit  $U_2 = TV_2$ .
3. Lohnangebote mit  $U_i - \epsilon < TV_i$ , für  $i = 1, 2 \wedge \epsilon > 0$ . Diese Strategie impliziert, dass sich kein Arbeiter bewirbt.<sup>150</sup> q.e.d.

Es existieren vier Arten von Gleichgewichten. Wenn beide Arbeiter beschäftigt sind, erklärt das Modell die Wahl eines bestimmten Karriereweges innerhalb einer Firma. Die Selektion bewirkt, dass sich das produktivere Personal für das steile Karriereprofil entscheidet.<sup>151</sup>

Das Modell zeigt möglicherweise auch eine Selektion von Arbeitnehmern, die zwischen den Arbeitsmarktsektoren vollzogen wird. Eine solche Interpretation gilt für den Fall, bei dem im Gleichgewicht nur ein Arbeitertyp in einer Firma beschäftigt ist.<sup>152</sup>

---

<sup>150</sup>Für einige Teile des Beweises, siehe auch Mas–Colell, Whinston und Green (1995) Kapitel 13.D.

<sup>151</sup>Im Kontext der Steigung eines Lohnprofils kann man auch von einer gewissen Risikobereitschaft des Arbeitnehmers sprechen. Ein steiles Einkommen impliziert, am Anfang einen Lohn unterhalb der eigenen Produktivität zu akzeptieren.

<sup>152</sup>Löhne im öffentlichen Sektor verlaufen oft flacher über die Betriebszugehörigkeit als im privaten Sektor. Darüber hinaus zeigt die Empirie, dass die Beschäftigung im öffentlichen Sektor weniger Risiko ausgesetzt ist, da der Arbeitnehmerschutz in diesem Sektor ausgeprägter ist.

Die optimalen Lohnprofile für heterogene Arbeiter im vollkommenen Markt ähneln jenen für den Monopsonfall. Proposition 4.3 zeigt, dass die AVB im Optimum notwendigerweise erfüllt sein müssen. Die Herleitung für die optimalen Lohnprofile verläuft analog zum Fall des Monopsonisten. Im Unterschied zum Monopsonfall muss nun die Firma die Angebote der Konkurrenz beachten. Dies impliziert, dass sich die TB des Arbeitnehmers wie folgt verändern:

$$p_1 b_1(T - t) + t a_1 + (1 - p_1) b_2(T - t) \geq TV_1 \quad (75)$$

für Typ 1 und

$$b_2(T - t) + a_2 t \geq TV_2 \quad (76)$$

für Typ 2. Beachtet man die AVB, ergeben sich die folgenden Lohnprofile

$$\begin{aligned} a_1 &\leq \frac{-b_2(p_1 - p_2)(T - t) - T p_2 V_1 + T p_1 V_2}{(p_1 - p_2)t} < \frac{TV_2 - T b_2 + b_2 t}{t} = a_2 \leq V_2, \\ b_1 &\geq b_2 + \frac{T(V_1 - V_2)}{(p_1 - p_2)(T - t)} > b_2 \geq V_2. \end{aligned} \quad (77)$$

Anders als im Monopsonfall schöpfen in der vollkommenen Konkurrenz nun die Arbeitnehmer die Renditen ab, wohingegen beim Vorhandensein eines Monopsonisten die Rendite in der Firma bleibt. Die Lohnprofile ändern sich deshalb im Lohnsatzniveau. Die Steigungen der Lohnkurven bleiben jedoch zum Monopsonfall unverändert.

Dieses Modell zeigt, dass bei asymmetrischen Informationen ein hoch produktiver Arbeiter einen Lohnsatz erhält, der anfänglich unter und am Ende seiner Beschäftigung über seiner Produktionsleistung liegt. Dabei stellt sich die Frage, ob es für eine Firma nicht lukrativer wäre, ihr Personal nach der Probezeit zu entlassen? Falls eine Firma diese Strategie wählt, würden im nächsten Schritt die Arbeiter kein ansteigendes Lohnprofil mehr akzeptieren. Dies würde gleichzeitig bedeuten, dass diese Firm ihre Arbeiter nicht mehr separieren könnte. Eine Firma hat somit langfristig keine Interesse, Ihre Arbeitnehmer nach der Probezeit zu entlassen.<sup>153</sup>

<sup>153</sup>Siehe dazu auch Lazear (1981).

In Korollar 1 wurde erwähnt, dass das Vorhandensein von asymmetrischen Informationen einen Schnittpunkt der Lohnprofile verursacht. Dieser Aspekt spiegelt sich in der Realität wider, wenn ambitionierte Arbeitnehmer zuerst schlecht bezahlte firmenspezifische Ausbildungsprogramme durchlaufen, bevor sie ihre eigentlich angestrebte Position einnehmen. Unter der Annahme, dass trotz Kenntnissen über den Studienabschluss eines Bewerbers asymmetrische Informationen über die tatsächliche Produktivität vorliegen, könnten die Modellergebnisse auch als Erklärung für das Kreuzen der Lohnprofile in den Abbildungen 18 und 19 herangezogen werden.

In diesem Modell wurde gezeigt, dass beim Vorhandensein asymmetrischer Informationen zwischen Unternehmen und Arbeitnehmer eine erst–beste Lösung gefunden werden kann. Des Weiteren wurde durch das Zulassen der Beschäftigung von unterschiedlichen Arbeitertypen eine differenzierte Analyse der Lohnprofile gewährleistet. Die Modellergebnisse stimmen dabei mit den in der Realität beobachtbaren ansteigenden Lohnprofilen für Arbeitnehmer überein, wobei das Modell ein höheres Lohnwachstum für produktivere Arbeiter voraussagt. Der letzte Teil der Modellergebnisse bestätigt somit die Modellimplikationen von Wettbewerbsmodellen à la Lazear und Rosen (1981).

## Anhang:

### A1: Die Kuhn–Tucker–Bedingungen im Fall des Monopsons

$$\begin{aligned}\frac{\partial L}{\partial a_1} &= -t + \mu t + \nu t - \rho t \leq 0, \quad a_1 \geq 0, \quad \frac{\partial L}{\partial a_1} a_1 = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial b_1} &= -p_1(T - t) + \mu p_1(T - t) + \nu p_1(T - t) - \rho p_2(T - t) \leq 0, \\ b_1 &\geq 0, \quad \frac{\partial L}{\partial b_1} b_1 = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial a_2} &= -t + \omega t - \nu t + \rho t \leq 0, \quad a_2 \geq 0, \quad \frac{\partial L}{\partial a_2} a_2 = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial b_2} &= t - T - (1 - p_1)(T - t) + \mu(1 - p_1)(T - t) + \omega(T - t) \\ &\quad - \nu p_1(T - t) + \rho p_2(T - t) \leq 0, \quad b_2 \geq 0, \quad \frac{\partial L}{\partial b_2} b_2 = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial \mu} &= p_1 b_1(T - t) + t a_1 + (1 - p_1) b_2(T - t) - T w_1 \geq 0, \quad \mu \geq 0, \quad \frac{\partial L}{\partial \mu} \mu = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial \omega} &= b_2(T - t) + t a_2 - T w_2 \geq 0, \quad \omega \geq 0, \quad \frac{\partial L}{\partial \omega} \omega = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial \rho} &= p_2(T - t) b_2 + t a_2 - p_2(T - t) b_1 - t a_1 \geq 0, \quad \rho \geq 0, \quad \frac{\partial L}{\partial \rho} \rho = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial \nu} &= p_1(T - t) b_1 + t a_1 - p_1(T - t) b_2 - t a_2 \geq 0, \quad \nu \geq 0, \quad \frac{\partial L}{\partial \nu} \nu = 0.\end{aligned}$$

## A2: Beweis von $b_1 > a_1$

Zuerst wird gezeigt, dass das Korollar 1 für die optimalen Werte von  $a_1, a_2, b_1$  und  $b_2$  weiterhin gilt.

1.  $b_1 > b_2$  :

$$b_2 + \frac{T(w_1 - w_2)}{(p_1 - p_2)(T - t)} > b_2. \quad (78)$$

Da

$$\frac{T(w_1 - w_2)}{(p_1 - p_2)(T - t)} > 0, \quad (79)$$

ist die Ungleichung (78) für alle Parameter erfüllt.

2.  $a_2 > a_1$  :

$$\frac{T w_2 - T b_2 + b_2 t}{t} > \frac{-b_2(p_1 - p_2)(T - t) - T p_2 w_1 + T p_1 w_2}{(p_1 - p_2)t}. \quad (80)$$

Durch Vereinfachung von (80) erhält man

$$w_1 > w_2. \quad (81)$$

Da das Korollar 1 erfüllt ist, muss man nur noch zeigen, dass  $b_2 \geq a_2$  ist, um ein strikt positives Lohnprofil für Typ 1 zu beweisen. Für die optimalen Werte von  $b_2$  und  $a_2$  muss somit gelten, dass

$$b_2 \geq \frac{T w_2 - T b_2 + b_2 t}{t}. \quad (82)$$

Dies ist erfüllt bei

$$b_2 \geq w_2. \quad q.e.d. \quad (83)$$

### A3: Komparative Statik von $a_1$ und $b_1$

1. Änderung in  $w_2$ :

$$\frac{\partial a_1}{\partial w_2} = \frac{p_1 T}{(p_1 - p_2)t} > 0$$

und

$$\frac{\partial b_1}{\partial w_2} = -\frac{T}{(p_1 - p_2)(T - t)} < 0.$$

2. Änderung in  $p_2$ :

$$\frac{\partial a_1}{\partial p_2} = \frac{p_1 T (w_2 - w_1)}{(p_1 - p_2)^2 t} < 0$$

und

$$\frac{\partial b_1}{\partial p_2} = \frac{T(w_1 - w_2)}{(p_1 - p_2)^2 (T - t)} > 0.$$

2. Änderung in  $t$ :

$$\frac{\partial a_1}{\partial t} = \frac{T(b_2(p_1 - p_2) + p_2 w_1 - p_1 w_2)}{(p_1 - p_2)t^2} > 0$$

und

$$\frac{\partial b_1}{\partial t} = \frac{T(w_1 - w_2)}{(p_1 - p_2)(T - t)^2} > 0.$$

## 5 Die Entscheidung einer Beteiligung im tertiären Bildungsbereich

In Kapitel 2 wurde deutlich, dass in Deutschland die Beteiligung im tertiären Bildungsbereich sehr stark von sozioökonomischen Faktoren abhängt. Abbildung 2 hat gezeigt, dass die Wahrscheinlichkeit ein Studium aufzunehmen, um ein über siebenfaches Mal höher für einen Jugendlichen ist, wenn der Vater aus der höchsten anstatt aus der niedrigsten sozialen Schicht kommt. Im Folgenden wird ein theoretisches Modell entwickelt, das unter anderem eine Erklärung für dieses beobachtbare Phänomen liefern soll.

### 5.1 Relevante Literatur

Die Entscheidung einer Beteiligung im tertiären Bildungsbereich wurde bereits von mehreren Forschern modelliert. Ein gemeinsames Merkmal aller hier zitierten Studien ist die Annahme, dass sich Individuen in den Attributen i) kognitive Fähigkeit und ii) finanzielle Erstausrüstung unterscheiden.<sup>154</sup> In den letzten Jahren berücksichtigen Autoren zusätzlich, dass Bildung nicht nur eine Investition darstellt, sondern auch einen Konsumwert beinhaltet. Die Notwendigkeit der Modellierung eines nicht-monetären Nutzens aus dem Studium wurde durch zahlreiche empirische Papiere bewiesen. Lazear (1977) liefert empirische Evidenz für einen nicht-monetären Nutzen aus dem Studium, indem er für amerikanische Studenten<sup>155</sup> eine Humankapitalakkumulation findet, die über jener eines rationalen Akteurs liegt, der sein Zukunftseinkommen maximiert. Carneiro, Hansen und Heckman (2003) zeigen unter der Annahme, es bestünde kein sozialer Nutzen, dass 40 Prozent aller Absolventen an amerikanischen Universitäten ihre Studienzeit bedauern würden. Hebt man diese Annahme auf, reduziert sich der Anteil auf acht Prozent. Heckman, Lochner und Taber (1999) stellen fest, dass bei bestimmten Fähigkeitsgruppen<sup>156</sup> der nicht-monetäre Nutzen aus dem Studium unterschiedlich hoch ausfallen kann.<sup>157</sup>

---

<sup>154</sup>Diese Annahme wurde auch in vielen makroökonomischen Papieren verwendet. Siehe unter anderem Chiu (1998) sowie Ramser und Zink (2005).

<sup>155</sup>Er zeigt dies vor allem für Studenten, die einen M.A. oder Ph.D. anstreben.

<sup>156</sup>Die Autoren unterteilen die Studenten in vier Gruppen. Dabei zeigt sich, dass die zweithöchste Fähigkeitsgruppe einen hohen nicht-monetären Nutzen aus dem Studium zieht.

<sup>157</sup>Für Evidenz in Europa siehe Alstadsaeter (2004) und Osterbeek und van Opheim (2000).

Dur und Glazer (2005) lassen in ihrem Modell einen positiven Nutzen aus dem Konsum des Studiums zu. Da dieser Artikel Gemeinsamkeiten mit dem hier entwickelten Modell aufweist, wird das Papier ausführlicher dargestellt. Die Autoren modellieren zuerst das dezentrale Gleichgewicht der Bildungsbeteiligung. Sie nehmen an, dass sich Individuen in der Fähigkeit  $a$  und im Reichtum  $w$  unterscheiden. Jede Person kennt seine eigene Fähigkeit, die jedoch für Universitäten und die Regierung nicht beobachtbar ist. Die gemeinsame Dichtefunktion der beiden Attribute  $f(a, w)$  hat die Eigenschaft, dass die beiden Variablen unabhängig voneinander verteilt sind.<sup>158</sup> Dur und Glazer (2005) modellieren ein Zwei-Perioden-Modell. In Periode 1 trifft ein Individuum die Entscheidung, eine Hochschule (nicht) zu besuchen. Falls sich das Individuum gegen eine Hochschule entschieden hat, erzielt es ein Einkommen in der Höhe von  $\alpha$ . Ein Individuum, das die Hochschule besucht hat, erhält ein Einkommen in der Höhe von  $a + p(a)$ , wobei gilt  $p'(a) > 0$  und  $p''(a) = 0$ . Des Weiteren wird angenommen, dass der Konsum von Gütern nur in der zweiten Periode stattfindet. Der Konsum eines Individuums ohne Hochschulabschluss ist  $a + w$ . Unter der Annahme einer Studiengebühr  $t(w)$  ergibt sich ein Güterkonsum in Höhe von  $a + p(a) + w - t(w)$  für Individuen mit einem Hochschulabschluss. Die Nutzenfunktion  $v(\cdot)$  für den Konsum von Gütern hat folgende Eigenschaften:  $v'(\cdot) > 0$ ,  $v''(\cdot) < 0$  und  $v''' \geq 0$ . Der nicht-monetäre Nutzen aus dem Studium wird mit  $b$  gekennzeichnet und ist exogen gegeben. Schließlich wird angenommen, dass die Kosten der Ausbildung eines Studenten  $c(a)$  mit dem Fähigkeitsniveau sinken,  $c'(a) < 0$ . Eine bestimmte  $a$ - $w$ -Kombination führt zu einer Bildungsbeteiligung, falls

$$v[a + p(a) - t(w) + w] + b \geq v[a + w]. \quad (84)$$

Aus (84) kann der Fähigkeitstyp  $a^*(w)$  bestimmt werden, der zwischen den beiden Alternativen indifferent ist,<sup>159</sup>

$$v[a^*(w) + p(a^*(w)) - t(w) + w] + b = v[a^*(w) + w]. \quad (85)$$

Aus Gleichung (85) erkennt man, dass ein Student mit einem Fähigkeits-

---

<sup>158</sup>Diese Annahme wird am Ende des Papiers diskutiert.

<sup>159</sup>Natürlich kann im Marktgleichgewicht die Höhe der Studiengebühr  $t(w)$  auch bestimmt werden.

niveau  $a \geq a^*(w)$  eine Hochschule besucht. Das erhaltene Ergebnis resultiert vor allem aus der Annahme, dass intelligentere Studenten aus dem Studium eine höhere Bildungsrendite erzielen.

Epple und Romano (1998) analysieren, welche Individuen eine private oder eine staatliche Universität besuchen. Im Modell finanzieren sich private Hochschulen über Studiengebühren und staatliche Universitäten über Steuern. Individuen agieren als Nutzenmaximierer, wobei der Nutzen positiv vom Einkommen und vom akkumulierten Humankapital abhängt. Epple und Romano (1998) modellieren diese Humankapitalakkumulation als Funktion der angeborenen Fähigkeit und der Peereffekte. Die Existenz von Kreditmärkten wird nicht angenommen. Das Marktgleichgewicht beschreibt, dass vor allem reiche und intelligente Schüler ihren Weg an eine private Hochschule finden.<sup>160</sup>

Die Bildungsbeteiligung im Hochschulbereich wird auch von De Fraja (2001) und De Fraja (2002) theoretisch untersucht. Diese Artikel nehmen einen nutzenmaximierenden Haushalt an, in welchem die Mutter als altruistischer Agent auftritt und ihrem Kind einen bestimmten Anteil ihres Einkommens überlässt. Auch in diesen Modellen besteht kein Zugang zu Kreditmärkten. Die Ausbildung des Kindes ist jedoch mit monetären Kosten verbunden. Im dezentralen Gleichgewicht weisen vor allem Kinder aus armen Familien eine geringere Bildungsbeteiligung an Hochschulen auf.

Die Bildungsbeteiligung wurde auch in vielen empirischen Artikeln untersucht. Das aus der Theorie erhaltene Resultat über die Wichtigkeit der sozialen Herkunft wird oft im Kontext der sogenannten intergenerationalen Mobilität empirisch analysiert. Die Studien finden auch eine generell höhere Bildungsbeteiligung von Jugendlichen aus hohen sozialen Klassen.<sup>161</sup>

Machin und Vignoles (2004) beweisen, dass der Einfluss von sozioökonomischen Faktoren auf die Beteiligung im tertiären Bildungsbereich in Großbritannien in den Jahren 1981 bis 1999 zugenommen hat. Die Autoren verwenden für ihre Analyse britische Daten aus der National Child Development Study (NCDS) und der British Cohort Study (BCS). Aus den Daten lassen sich reichhaltige Informationen über Kohorten aus dem Jahr 1958 und 1970 gewinnen. Der Artikel zeigt, dass ein Jugendlicher, der Anfang der 80er Jahre in

---

<sup>160</sup>Dieser Modellansatz wurde auch von Bearse, Glomm und Ravikumar (2004) verwendet.

<sup>161</sup>Für eine Querschnittsanalyse der sozialen Mobilität in der Bildungsbeteiligung siehe auch Checchi (2003).

einer reichen Familie aufgewachsen ist, eine über drei Mal höhere Chance hatte, einen Hochschulabschluss zu erlangen als ein Jugendlicher aus einer armen Familie.<sup>162</sup> Ende der 90er Jahre verschlechterte sich die Chancenungleichheit auf einen Faktor von über fünf.

Choy (1999) analysiert die Bildungsbeteiligung an amerikanischen Hochschulen. Die Autorin findet heraus, dass an amerikanischen Universitäten mehr Studenten aus reichen Familien eingeschrieben sind. Im Gegensatz zu Machin und Vignoles (2004) betont sie in ihrem Papier, dass unter anderem finanzielle Hürden dieses Phänomen erklären. Analysiert man die Bildungsbeteiligung unter den besten Absolventen der Sekundarstufe, erhält man immer noch eine Disparität zwischen den sozialen Klassen.

Die Hochschulbeteiligung wurde auch schon für Deutschland empirisch analysiert. Lauer (2000) verwendet das SOEP, um den Einfluss des familiären Hintergrundes auf die Immatrikulationswahrscheinlichkeit zu schätzen. Neben der sozialen Klasse werden auch zukünftige Löhne, die erwartete Arbeitslosigkeit und staatliche Unterstützungen, wie zum Beispiel BAföG<sup>163</sup>, als erklärende Variablen hinzugezogen. Die Autorin findet heraus, dass die elterlichen Eigenschaften den besten Erklärungsgehalt für die Hochschulbeteiligung besitzen.

Müller und Pollak (2004) schätzen den Einfluss von sozioökonomischen Faktoren mit Hilfe von mehreren Datensätzen. Neben dem SOEP verwenden die Autoren die Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS), die ZUMA-Standarddemographie<sup>164</sup> und die West German Life History Studies. Das Papier kommt zu einem ähnlichen Ergebnis wie Lauer (2000). Kinder aus einer Arbeiterfamilie erreichen in Deutschland mit einer weitaus geringeren Wahrscheinlichkeit einen Hochschulabschluss. Die Autoren zeigen jedoch, dass die Bildungsungleichheit für den Abschluss an einer Fachhochschule etwas geringer ausfällt.

Im Folgenden wird ein Modell vorgestellt, das eine Struktur wie jene bei Dur und Glazer (2005) aufweist.<sup>165</sup> Im Gegensatz zu diesem Artikel wird jedoch der Konsum aus dem Studium als endogene Größe modelliert. Die Wichtigkeit dieser Modelleigenschaft wurde unter anderem in Kapitel 4 aufgezeigt. Die mo-

---

<sup>162</sup>In dieser Studie liegt eine reiche Familie in den obersten 20 Prozent der Einkommensverteilung. Eine arme Familie hingegen liegt in den untersten 20 Prozent der Verteilung.

<sup>163</sup>BAföG steht für Bundesausbildungsförderungsgesetz.

<sup>164</sup>ZUMA steht für Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen.

<sup>165</sup>Das Modell basiert auf dem Papier Amann (2004a).

deraten monetären Bildungsrenditen im deutschen post-sekundären Bildungssystem implizieren einen besonderen Stellenwert der nicht-monetären Renditen für die Nutzenfunktion eines Studenten.

## 5.2 Ein Modell

Die Analyse beginnt mit dem Zeitpunkt des Abschlusses der Sekundarstufe. Deutsche Absolventen haben grundsätzlich zwei Möglichkeiten ihre berufliche Karriere zu beginnen. Entweder schreiben sie sich an einer Hochschule ein oder sie bewerben sich bei einem Arbeitgeber um eine Arbeitsstelle/Ausbildungsplatz.

Die Entscheidung, sich nach dem Erwerb eines sekundären Bildungsabschlusses an einer Hochschule einzuschreiben oder einen direkten Berufseinstieg zu wählen, impliziert zwei verschiedene Lebenssituationen. Als Student lebt man in der unvorteilhaften Lage, in der Regel nicht in dem Maße Kredite von Banken aufnehmen zu können, wie dies als Arbeitnehmer möglich ist. Deshalb sehen sich viele Studenten gezwungen, ihr Studium teilweise selber zu finanzieren.<sup>166</sup>

Weiterhin ist zu beachten, dass Studenten mehr und flexibler Freizeit konsumieren können als ein Arbeitnehmer. Angestellte verfügen in der Regel über eine vertraglich festgelegte Anzahl von arbeitsfreien Tagen. Studenten hingegen haben vorlesungsfreie Monate im Jahr zur Verfügung<sup>167</sup> und können die Zeit während des Studiums flexibel gestalten.<sup>168</sup>

Des Weiteren ist festzustellen, dass sich auch das Konsumverhalten von Verbrauchsgütern grundlegend unterscheidet. Aus dem letzten Sozialerhebungsbericht des Ministeriums für Bildung und Forschung (BMBF)<sup>169</sup> lässt sich ablesen, dass der durchschnittliche deutsche Student Güter bezieht, die überwiegend zu den essentiellen Verbrauchsgütern gehören.<sup>170</sup> Eine im Erwerbsleben

---

<sup>166</sup>In Kapitel 4 wird gezeigt, dass über 30 Prozent aller deutschen Studenten einer Erwerbstätigkeit nachgehen, um ihren Lebensunterhalt zu finanzieren.

<sup>167</sup>In der Regel liegen die Prüfungstermine eines Studenten am Ende des jeweiligen Semesters, sodass während der vorlesungsfreien Zeit nicht für das Studium gelernt werden muss.

<sup>168</sup>Im Allgemeinen zielt dieser Aspekt auf alle nicht-monetären Bildungsrenditen ab, die ein Student während seines Studiums erhält. Siehe auch Alstadsaeter (2003), Fahr (2005), Malchow-Moller und Skaksen (2005) und Blundell, Dearden, Goodman und Reed (2000) für die Wichtigkeit der Berücksichtigung eines Konsumwertes während der Ausbildungsphase.

<sup>169</sup>Siehe dazu BMBF (2003).

<sup>170</sup>Die monatlichen Einnahmen eines deutschen Studenten belaufen sich auf durchschnittlich

stehende Person hat dagegen durch ihr höheres Einkommen die Möglichkeit, mehr oder qualitativ hochwertigere Verbrauchsgüter zu konsumieren.

Die Entscheidung, sich an einer Hochschule einzuschreiben, beeinflusst auch die zukünftigen Einkommensströme. In bisherigen empirischen Studien<sup>171</sup> und in Kapitel 4 wurde herausgefunden, dass Arbeitsgehälter für Individuen mit einem Hochschulabschluss in der Regel höher sind als für Individuen ohne einen solchen Bildungsabschluss. Es ist jedoch anzumerken, dass die Ergebnisse aus Kapitel 4 erahnen lassen, dass der Lohnzuwachs in Deutschland sehr moderat ausfällt.

Um die oben genannten stilisierten Fakten zu berücksichtigen, beinhaltet das Modell die folgenden Annahmen:

1. Es gibt zwei Arten von Löhnen: Den Lohn mit Hochschulabschluss  $\tilde{w}$  und den Lohn ohne Abschluss  $w$ , wobei  $\tilde{w} > w$ .<sup>172</sup>
2. Es wird eine Steuer  $\tau$  auf das Akademikereinkommen erhoben.
3. Der Konsum einer bestimmten Qualität von Freizeit  $t^l$  ist nur während des Studiums möglich.<sup>173</sup>
4. Absolventen unterscheiden sich in den folgenden zwei Attributen, i) der kognitiven Fähigkeit  $a_i \in [\underline{a}, \bar{a}]$ , mit  $\underline{a} > 0$  und ii) in der finanziellen Erstausrüstung. Der letztgenannte Aspekt wird durch unterschiedliche Nettokosten<sup>174</sup> eines Studiums,  $c_i$ , ausgedrückt. Die Variable  $c_i$  beschreibt die Nettokosten, die in jeder Zeiteinheit an einer Universität anfallen, mit  $c_i > 0$ .
5. Es besteht kein Zugang zu Kreditmärkten.<sup>175</sup>
6. Es besteht keine Abdiskontierung des Nutzens über die Zeit.

---

767 Euro. Siehe auch Kapitel 3.

<sup>171</sup>Siehe dazu auch Heckman, Lochner und Todd (2005).

<sup>172</sup>Die empirische Überprüfung des Effekts von schulischen Abschlussnoten auf zukünftige Löhne unter der Verwendung des SOEPs zeigt, dass der Lohn unabhängig vom Fähigkeitsniveau ist.

<sup>173</sup>Der Konsum von  $t^l$  fasst alle nicht-monetären Renditen des Hochschulstudiums zusammen.

<sup>174</sup>Im einfachsten Fall werden diese Kosten durch die Lebenshaltungskosten plus den Kosten des Studiums (Bücher, Studiengebühren) minus eventueller Transferzahlungen von Staat und Eltern errechnet. Siehe dazu auch Kapitel 4.

<sup>175</sup>Aus Abbildung 16 wird deutlich, dass faktisch kein deutscher Student ein Kredit oder Bankdarlehen aufnimmt, um sein Studium zu finanzieren. Die heute vielfach diskutierten Darlehensprogramme werden deshalb in dieser Analyse nicht explizit betrachtet.

7. Der Konsum von nicht-essentiellen Güterbündeln ist nur im Arbeitsmarkt realisierbar.<sup>176</sup>

Betrachtet man die Zeiteinteilung von Student  $i$  in jeder einzelnen Einheit, so erhält man die folgende Gleichung:

$$1 = t_i^w + t_i^g + t_i^l, \quad (86)$$

wobei  $t^g$  das Lernen,  $t^l$  den Freizeitkonsum und  $t^w$  die Erwerbsbeschäftigung pro Zeiteinheit darstellt.<sup>177</sup> Die Erwerbstätigkeit kommt durch die Existenz von unvollkommenen Kapitalmärkten zustande. Die Nettokosten des Studiums können nicht durch eventuelle Bankkredite gedeckt werden. Ein Student ist somit exogen zur Erwerbsbeschäftigung gezwungen.<sup>178</sup> Die Budgetrestriktion während des Studiums ist<sup>179</sup>

$$c_i = t_i^w w. \quad (87)$$

Aus Gleichung (86) wird deutlich, dass  $c_i \leq w$ , das heißt die Obergrenze der Nettokosten des Studiums pro Zeiteinheit ist durch den Lohnsatz  $w$  bestimmt. Alle Nettokosten mit  $c_i > w$  würden zu unzulässigen Lösungen führen.

Ein Studienabschluss wird in diesem Modell durch das Ansammeln eines bestimmten Humankapitalvermögens  $\bar{H}$  erreicht. Die Produktion von  $H$  hängt in jeder einzelnen Zeiteinheit von der folgenden Funktion ab:

$$H = F(a_i) = a_i t_i^g. \quad (88)$$

Dadurch lässt sich die Gesamtstudienzeit  $S_i$  als

$$S_i = \frac{\bar{H}}{a_i t_i^g} \quad (89)$$

---

<sup>176</sup>Für diese Annahme siehe auch Dur und Glazer (2005) und Malchow-Møller und Skaksen (2005).

<sup>177</sup>Die konstante Zeitaufteilung während des Studiums wird nur zur Vereinfachung des Modells angenommen. Da in diesem Modell die Gesamtstudienzeit im weiteren Verlauf der Analyse verwendet wird, ändert die Aufhebung dieser Annahme nichts an den Ergebnissen.

<sup>178</sup>Diese Exogenität entsteht durch das unwählbare Hineingeboren werden in eine bestimmte soziale Schicht. Siehe auch Kapitel 4.

<sup>179</sup>Es ist leicht zu zeigen, dass es rational ist, während der Studienzeit nicht zu sparen.

ausdrücken. Die Berücksichtigung von (86) und (87) ergibt

$$S_i = \frac{\bar{H}}{a_i(1 - \frac{c_i}{w} - t_i^l)}. \quad (90)$$

Nachdem ein Student seinen Abschluss erworben hat, sieht er sich mit folgender Budgetrestriktion konfrontiert:

$$x = \tilde{w}(1 - \tau). \quad (91)$$

Die Variable  $x$  beschreibt ein Bündel von nicht-essentiellen Konsumgütern. Die Lebensnutzenfunktion ist wie folgt beschrieben:

$$U(t_i^l) = u(t_i^l)S_i + (T - S_i)x. \quad (92)$$

Der erste Teil der Funktion beschreibt den Freizeitkonsum während des Studiums. Für die Konsumnutzenfunktion gilt, dass  $u(0) = 0$  und  $u' > 0$ . Außerdem erfüllt  $u'$  die Eigenschaft der logarithmischen Konvexität. Es gilt dabei  $u'' < 0$  und  $u''' > 0$ .<sup>180</sup> Nach dem Studium  $(T - S_i)$ , wobei  $T$  die Lebenszeit der Individuen repräsentiert, geht der Konsum von Gütern in die Nutzenfunktion ein. Normalisiert man den Humankapitalwert  $\bar{H}$  auf 1 und setzt die Gleichungen (90) und (91) in die Gleichung (92) ein, erhält man als Lebensnutzenfunktion für einen Studenten  $i$

$$U(t_i^l) = \frac{u(t_i^l)}{a_i(1 - \frac{c_i}{w} - t_i^l)} + \left( T - \frac{1}{a_i(1 - \frac{c_i}{w} - t_i^l)} \right) \tilde{w}(1 - \tau). \quad (93)$$

Die Studenten können ihren Nutzen über die Wahl ihres Freizeitkonsums maximieren. Um eine Randlösung auszuschließen, wird der niedrigste Wert von  $\tilde{w}$  so gesetzt, dass  $\tilde{w}(1 - \tau) > u(t_i^l) \quad \forall t_i^l$ .

---

<sup>180</sup>Logarithmisch konvex bedeutet, dass  $(\ln u')'' > 0$ . Diese Annahme entspricht der Eigenschaft der abnehmenden absoluten Risikoaversion und ist für alle gängigen Nutzenfunktionsspezifikationen erfüllt, wie zum Beispiel logarithmische oder Cobb-Douglas-Nutzenfunktionen.

Die Bedingung erster Ordnung liefert

$$\frac{\partial u(t_i^l)}{\partial(t_i^l)} \frac{1}{a(1 - \frac{c_i}{w} - t_i^l)} = \frac{\tilde{w}(1 - \tau) - u(t_i^l)}{a(1 - \frac{c_i}{w} - t_i^l)^2}. \quad (94)$$

Die Grenzkosten des Freizeitkonsums müssen im Optimum gerade den Grenzerträgen entsprechen. Durch das Umformen von (94) erhält man eine implizite Gleichung für den optimalen Freizeitkonsum

$$t_i^{l*}(c_i, \tilde{w}, \tau) = 1 - \frac{c_i}{w} + \frac{u(t_i^l) - \tilde{w}(1 - \tau)}{u'(t_i^l)}, \quad (95)$$

mit  $t_1^{l*}, t_2^{l*} < 0$  und  $t_3^{l*} > 0$ . Die ersten zwei partiellen Ableitungen sind negativ, da bei einer Erhöhung der Nettokosten mehr gearbeitet werden muss und somit weniger Zeit für den Freizeitkonsum zur Verfügung steht. Auch eine erhöhte Bildungsrendite wirkt sich negativ auf den Freizeitkonsum aus, weil ein Student höhere Opportunitätskosten tragen muss. Die dritte partielle Ableitung  $t_3^{l*} > 0$  ist positiv. Eine Erhöhung der Steuer reduziert die gerade erwähnten Opportunitätskosten des Freizeitkonsums.<sup>181</sup>

Aus (95) wird deutlich, dass der optimale Freizeitkonsum nicht von der Variable  $a_i$  abhängt. Die Bedingung erster Ordnung zeigt, dass eine Veränderung von  $a_i$  die Grenzkosten und den Grenznutzen im gleichen Maße beeinflusst. Das Ergebnis wird von der Tatsache gestützt, dass die Variable  $a_i$  nur direkt auf die Studiendauer Einfluss nimmt. Die kognitiven Fähigkeiten verändern jedoch nicht die Entscheidungen pro Zeiteinheit.

Setzt man nun  $t_i^{l*}(c_i, \tilde{w}, \tau)$  in (86) ein, so erhält man

$$t_i^{g*} = \frac{(\tilde{w}(1 - \tau) - u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} \quad (96)$$

---

<sup>181</sup>Die partiellen Ableitungen sind im Anhang dargestellt.

und für die nutzenmaximierende Studiendauer<sup>182</sup>

$$S_i^* = \frac{u'(t_i^{l*})}{a(\tilde{w}(1 - \tau) - u(t_i^{l*}))}. \quad (97)$$

Somit ergibt sich als indirekte Nutzenfunktion für den Hochschulabsolventen  $i$

$$V_i = S_i^* u(t_i^{l*}) + (T - S_i^*) \tilde{w}(1 - \tau). \quad (98)$$

Auf Grundlage dieser indirekten Nutzenfunktion entscheidet ein Individuum, ob es sich an einer Hochschule einschreiben soll. Der Gesamtnutzen eines direkten Berufseinstiegs ist

$$\bar{U}(t^l = 0, x) = Tw. \quad (99)$$

Somit wählt ein Absolvent den Karriereweg über eine Hochschule, wenn

$$V_i > Tw. \quad (100)$$

Setzt man den Ausdruck (97) in (100) ein, erhält man die Bedingung aus der eine Hochschulbeteiligung resultiert

$$T(\tilde{w}(1 - \tau) - w) > \frac{u'(t_i^{l*})}{a_i}. \quad (101)$$

Auf der linken Seite der Ungleichung steht das Produkt aus der monetären Nettorendite des Hochschulstudiums  $(\tilde{w}(1 - \tau) - w)$  und der Lebenszeit  $T$ . Die rechte Seite zeigt den Quotienten aus dem Grenznutzen des Freizeitkonsums  $u'(t_i^{l*})$  und des individuellen Fähigkeitsniveaus  $a_i$ .

---

<sup>182</sup>Ein anderer Ausdruck für  $S^*$  ist

$$S_i^*(c_i, a_i, t_i^{l*}(c_i)) = \frac{1}{a_i(1 - \frac{c_i}{w} - t_i^{l*})}.$$

Aus der Ungleichung (101) lässt sich das minimale Fähigkeitsniveau bestimmen, bei dem ein Absolvent eine Hochschule besucht

$$a_i^*(c, \tau, \tilde{w}) = \frac{u'(t_i^{l*})}{T(\tilde{w}(1 - \tau) - w)}, \quad (102)$$

mit  $a_1^*, a_2^* > 0$  und  $a_3^* < 0$ . Man sieht, dass arme Studenten eine höhere Intelligenz besitzen müssen, um indifferent bezüglich der Bildungsbeteiligung zu sein. Eine höhere Bildungsrendite sorgt hingegen dafür, dass sich auch weniger intelligente Individuen an Hochschulen einschreiben. Eine Konsequenz aus der in (101) beschriebenen Entscheidung ist eine tendenziell höhere Bildungsbeteiligung von reichen und intelligenten Studenten. Eine grafische Darstellung des Hochschulzuganges ist in Abbildung 22 illustriert. Man sieht hier das oben beschriebene Resultat. Im dezentralen Gleichgewicht weisen reichere Studenten eine höhere Bildungsbeteiligung auf.

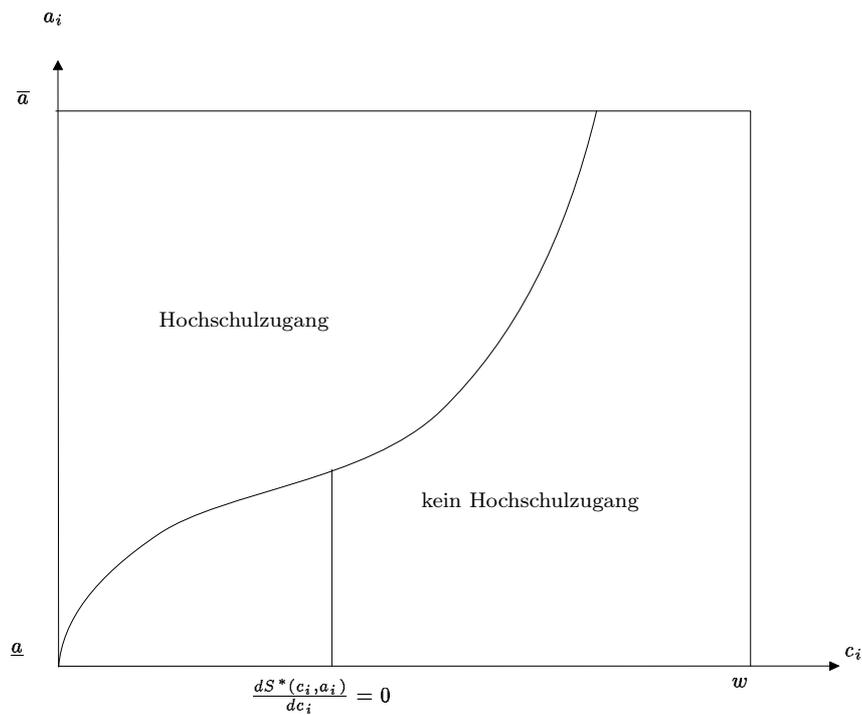


Abbildung 22: Bildungsbeteiligung an Hochschulen. Quelle: Eigene Berechnung.

Die Steigung der Indifferenzkurve zeigt die soziale Chancenungleichheit im Hochschulzugang. Im Anhang wird gezeigt, dass die Steigung zunimmt, falls die folgende Bedingung erfüllt ist

$$\frac{-u''(t^l)}{u'(t^l)} \frac{(\tilde{w}(1-\tau) - u(t^l))}{u'(t^l)} > 1. \quad (103)$$

Der Ausdruck auf der linken Seite entspricht dem Produkt aus der absoluten Risikoaversion  $\frac{-u''(t^l)}{u'(t^l)}$  und dem Zeitanteil, der für das Lernen aufgebracht wurde  $\frac{(\tilde{w}(1-\tau) - u(t^l))}{u'(t^l)}$ . Die in Abbildung 22 dargestellte s-förmige Indifferenzkurve ergibt sich somit, falls Bedingung (103) nicht für alle Studenten erfüllt ist.

Die Bedingung (103) spielt auch bei der partiellen Ableitung der Studiendauerfunktion nach dem Parameter  $c_i$  eine entscheidene Rolle. Aus Gleichung (97) erkennt man, dass eine von der Variable  $c_i$  ausgelöste Änderung der Studiendauer erstens vom Nutzenmehrwert der zweiten Lebensphase,  $(\tilde{w}(1-\tau) - u(t_i^{l*}))$ , und zweitens vom Grenznutzen aus dem Freizeitkonsum,  $u'(t_i^{l*})$ , abhängt. Formal ergibt sich

$$\frac{dS_i^*(c_i, a_i, t_i^{l*}(c_i))}{dc_i} = \frac{u''(t^l) \frac{dt^l}{dc}}{a(\tilde{w}(1-\tau) - u(t^l))} + \frac{(u'(t^l))^2 \frac{dt^l}{dc}}{a(\tilde{w}(1-\tau) - u(t^l))^2}. \quad (104)$$

Gleichung (104) erhält ein positives Vorzeichen, wenn

$$\frac{-u''(t^l)}{u'(t^l)} \frac{(\tilde{w}(1-\tau) - u(t^l))}{u'(t^l)} > 1. \quad (105)$$

Die Bedingung für ein positives Vorzeichen der ersten Ableitung der Studiendauerfunktion entspricht dem Ausdruck (104). Aus der Berücksichtigung der Studiendauer- und Indifferenzkurvenanalyse ergibt sich eine s-förmige Indifferenzkurve, wenn es eine eindeutige innere Lösung für den Extremwert der Studiendauer im Parameterraum  $c_i$  gibt.

**Proposition 5.1:** *Falls ein Extremwert der Studiendauerfunktion existiert, mit  $\frac{dS^*(\bar{c}, a_i)}{d\bar{c}} = 0$ , dann resultiert aus den Nettostudienkosten  $\bar{c}$  die minimale Studiendauer.*

Die Proposition 5.1 erklärt den Verlauf der Studienzeitfunktion bei einer Veränderung der Nettokosten des Studiums. Im Anhang wird bewiesen, dass bei Vorhandensein einer inneren Lösung, die Studendauer bei  $c_i = \bar{c}$  minimiert wird.

Es stellt sich dabei die Frage, ob überhaupt eine innere Lösung bei Einhaltung der Modellannahmen besteht. Anhand einer Modellspezifikation wird im Anhang die mögliche Existenz einer inneren Lösung bewiesen. Es kann somit gezeigt werden, dass die minimale Studiendauer von dem Studenten mit der Typenkombination  $(\bar{a}, \bar{c})$  erzielt wird.<sup>183</sup> Als Spezialfall kann jedoch auch  $\bar{c} = 0$  auftreten.<sup>184</sup> Die Randlösung ergibt sich, wenn i) die monetären Bildungsrenditen sehr hoch sind und ii) die Wertschätzung für den Freizeitkonsum gering ist. Beide Situationen führen zu einem gemäßigten Freizeitkonsumniveau. Somit weist der erhöhte Arbeitsaufwand bei einem armen Studenten einen strikt höheren Wert auf als der erhöhte Freizeitkonsum des reichen Studenten. Die Studienzeit steigt damit monoton in  $c_i$  an. Im Vergleich der s-förmigen Indifferenzkurve bei der inneren Lösung, würde diese mögliche Modellspezifikation eine konvexe Indifferenzkurve ergeben.

Obwohl dieser Modellansatz neu ist, stimmt das Ergebnis mit der bisherigen Literatur überein und liefert eine theoretische Erklärung für die in Kapitel 2 gezeigten Abbildungen 1 und 2. Im Gegensatz zu den bisherigen theoretischen Ansätzen ergibt sich die soziale Disparität in der Bildungsbeteiligung unter anderem durch die unterschiedlichen nicht-monetären Bildungsrenditen aus dem Hochschulstudium. Abiturienten aus armen Familien können aufgrund der Selbstfinanzierung des Studiums weniger Freizeit konsumieren als Studenten mit reichen Eltern. Eine tendenziell längere Studiendauer für Studenten mit weniger finanzieller Erstausrüstung verstärkt den Unterschied in der Bildungsbeteiligung zwischen den sozialen Schichten. Das Modell zeigt jedoch, dass unter Verwendung einer allgemeinen Nutzenfunktion der Effekt der Nettokosten des Studiums auf die Studiendauer nicht monoton sein muss. Falls

<sup>183</sup>Aus Gleichung (97) sieht man, dass die Studiendauer monoton in  $a$  fällt.

<sup>184</sup>Die andere Randlösung  $\bar{c} = w$  kann nie eine minimale Studiendauer darstellen, da maximale Nettokosten des Studiums den Studenten ausschließlich zum Arbeiten zwingen würden und sich somit der Studienabschluss sehr verzögern würde.

reiche Studenten eine hohe Wertschätzung für ihre Freizeit aufweisen und niedrige Lohnströme in der Zukunft erwarten, ergibt sich eine längere Studiendauer für diesen Studententyp. Durch den Existenzbeweis eines nicht monotonen Verlaufs der Studiendauer offenbart dieses Modell, dass durch Kostenerhöhungen des Studiums eventuelle Effizienzsteigerungen im Hochschulstudium erreicht werden können.

## Anhang

### A1: Bestimmung der Vorzeichen von $t_1^{l*}, t_2^{l*}, t_3^{l*}$

1. Das Ableiten von (95) nach  $c_i$  ergibt

$$\frac{dt_i^{l*}}{dc_i} = -\frac{1}{w(1-\tau)} + \frac{dt_i^{l*}}{dc_i} - \frac{u(t_i^{l*})u''(t_i^{l*})\frac{dt_i^{l*}}{c_i}}{(u'(t_i^{l*}))^2} + \frac{\tilde{w}(1-\tau)u''(t_i^{l*})\frac{dt_i^{l*}}{c_i}}{(u'(t_i^{l*}))^2}. \quad (106)$$

Umformen von (106) führt zu

$$\frac{dt_i^{l*}}{dc_i} = \frac{(u'(t_i^{l*}))^2}{(\tilde{w}(1-\tau)u(t_i^{l*}))u''(t_i^{l*})w(1-\tau)} < 0. \quad (107)$$

2. Das Ableiten von (95) nach  $\tilde{w}$  ergibt

$$\frac{dt_i^{l*}}{d\tilde{w}} = \frac{dt_i^{l*}}{d\tilde{w}} - \frac{(1-\tau)}{u'(t_i^{l*})} - \frac{u(t_i^{l*})u''(t_i^{l*})\frac{dt_i^{l*}}{d\tilde{w}}}{(u'(t_i^{l*}))^2} + \frac{\tilde{w}(1-\tau)u''(t_i^{l*})\frac{dt_i^{l*}}{d\tilde{w}}}{(u'(t_i^{l*}))^2}. \quad (108)$$

Umformen von (108) führt zu

$$\frac{dt_i^{l*}}{d\tilde{w}} = \frac{u'(t_i^{l*})(1-\tau)}{(\tilde{w}(1-\tau) - u(t_i^{l*}))u''(t_i^{l*})} < 0. \quad (109)$$

3. Das Ableiten von (95) nach  $\tau$  ergibt

$$\frac{dt_i^{l*}}{d\tau} = \frac{dt_i^{l*}}{d\tau} + \frac{\tilde{w}}{u'(t_i^{l*})} - \frac{u(t_i^{l*})u''(t_i^{l*})\frac{dt_i^{l*}}{d\tau}}{(u'(t_i^{l*}))^2} + \frac{\tilde{w}(1-\tau)u''(t_i^{l*})\frac{dt_i^{l*}}{d\tau}}{(u'(t_i^{l*}))^2}. \quad (110)$$

Umformen von (110) führt zu

$$\frac{dt_i^{l*}}{d\tau} = \frac{u'(t_i^{l*})\tilde{w}}{(u(t_i^{l*}) - \tilde{w}(1-\tau))u''(t_i^{l*})} > 0. \quad (111)$$

**A2: Beweis für die Grenzrate der Substitution der indirekten Nutzenfunktion**  $-\frac{da_i}{dc_i} = \frac{\partial V_i(\cdot)/\partial c_i}{\partial V_i(\cdot)/\partial a_i}$

1. Eine Veränderung in  $c_i$  beeinflusst  $V_i$  folgendermaßen:

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_i(c_i, a_i, t_i^{l*}(c_i))}{\partial c_i} &= \frac{\partial u(t_i^{l*})}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i} S_i + \frac{\partial S_i}{\partial(c_i)} u(t_i^{l*}) + \frac{\partial S_i}{\partial(t_i^{l*})} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i} u(t_i^{l*}) \\ &\quad - \frac{\partial S_i}{\partial c_i} \tilde{w}(1 - \tau) - \frac{\partial S_i}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i} \tilde{w}(1 - \tau). \end{aligned} \quad (112)$$

Durch die Anwendung des Envelope-Theorems erhält man

$$\left( \frac{\partial u(t_i^{l*})}{\partial t_i^{l*}} S_i + \frac{\partial S_i}{\partial t_i^{l*}} u(t_i^{l*}) - \frac{\partial S_i}{\partial t_i^{l*}} \tilde{w}(1 - \tau) \right) \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i} = 0. \quad (113)$$

Unter Berücksichtigung von (113) ergibt sich

$$\frac{\partial V_i(c_i, a_i, t_i^{l*}(c_i))}{\partial c_i} = (u(t_i^{l*}) - \tilde{w}(1 - \tau)) \frac{\partial S_i}{\partial c_i}. \quad (114)$$

2. Eine Veränderung in  $a_i$  beeinflusst  $V_i$  wie folgt:

$$\frac{\partial V_i(c_i, a_i, t_i^{l*}(c_i))}{\partial a_i} = (u(t_i^{l*}) - \tilde{w}(1 - \tau)) \frac{\partial S_i}{\partial a_i}. \quad (115)$$

Aus den Gleichungen (114) und (115) erhält man die Grenzrate der Substitution (GRS)

$$GRS = \frac{\frac{\partial V(\cdot)}{\partial c_i}}{\frac{\partial V(\cdot)}{\partial a_i}} = \frac{\frac{\partial S_i}{\partial c_i}}{\frac{\partial S_i}{\partial a_i}} = \frac{a_i}{w(1 - \frac{c_i}{w} - t_i^{l*}(c_i))} = \frac{a_i u'(t_i^{l*})}{w(\tilde{w}(1 - \tau) - u(t_i^{l*}))}, \quad (116)$$

wobei  $\frac{\partial S_i}{\partial c_i}$  nur den direkten Arbeitseffekt von  $c_i$  auf  $S_i$  widerspiegelt. Des Weiteren ändert sich die GRS in  $c_i$  mit

$$\frac{d^2 a_i}{dc_i^2} = \frac{a_i \left( \frac{1}{w} + \frac{\partial t_i^{l*}(c_i)}{\partial c_i} \right)}{w(1 - \frac{c_i}{w} - t_i^{l*}(c_i))^2}. \quad (117)$$

Der Ausdruck wird positiv, falls

$$\frac{1}{w} > -\frac{\partial t_i^{l*}(c_i)}{\partial c_i} \quad (118)$$

oder

$$\frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \frac{(\tilde{w}(1-\tau) - u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} > 1. \quad (119)$$

q.e.d.

### A3: Beweis für Proposition 5.1

Für die Studiendauerfunktion  $S_i^*(c_i, a_i, t_i^{l*}(c_i)) = \frac{1}{a_i(1-\frac{c_i}{w}-t_i^{l*})}$  gibt es nur eine finanzielle Erstausrüstung, die  $\frac{dS_i^*(c_i, a_i, t_i^{l*}(c_i))}{dc_i} = \frac{\partial S_i^*}{\partial c_i} + \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i} = 0$  impliziert. Im Folgenden wird bewiesen, dass diese Erstausrüstung die Studienzeit minimiert. Dafür wird die zweite Ableitung der Studienzeitfunktion nach der Variable  $c_i$  analysiert.

$$\frac{d^2 S_i^*(c_i, a_i, t_i^{l*}(c_i))}{dc_i^2} = \frac{\partial^2 S_i^*}{\partial c_i^2} + \frac{\partial^2 S_i^*}{\partial t_i^{l*2}} \left( \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i} \right)^2 + \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial^2 t_i^{l*}}{\partial c_i^2}. \quad (120)$$

Der erste Term auf der rechten Seite ergibt  $\frac{\partial^2 S_i^*}{\partial c_i^2} = \frac{1}{w^2(1-\tau)^2 a_i (1-\frac{c_i}{w}-t_i^{l*})^3} > 0$ .

Für den zweiten Term gilt,  $\frac{\partial^2 S_i^*}{\partial t_i^{l*2}} \left( \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i} \right)^2 = \frac{1}{w^2(1-\tau)^2 a_i (1-\frac{c_i}{w}-t_i^{l*})^3} \left( \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i} \right)^2 > 0$ . Daraus folgt, dass die zweite Ableitung strikt positiv ist, falls der dritte Term auch ein positives Vorzeichen besitzt. Es wurde gezeigt, dass  $\frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} > 0$ . Für  $\frac{\partial^2 t_i^{l*}}{\partial c_i^2}$  gilt

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 t_i^{l*}}{\partial c_i^2} &= \frac{2u'(t_i^{l*})u''(t_i^{l*})\frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i}}{(\tilde{w} - u(t_i^{l*}))u''(t_i^{l*})w} - \frac{u'(t_i^{l*})^2 u'''(t_i^{l*})\frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i}}{(\tilde{w} - u(t_i^{l*}))u''(t_i^{l*})^2 w} \\ &+ \frac{u'(t_i^{l*})^3 \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial c_i}}{(\tilde{w} - u(t_i^{l*}))^2 u''(t_i^{l*})w}. \end{aligned} \quad (121)$$

Dieser Ausdruck wird positiv, falls

$$(\tilde{w} - u(t_i^{l*}))(2u''(t_i^{l*})^2 - u'''(t_i^{l*})u'(t_i^{l*})) + u'(t_i^{l*})^2 u''(t_i^{l*}) < 0. \quad (122)$$

Durch die Aufspaltung von  $\frac{\partial^2 t_i^{l*}}{\partial c_i^2}$  in  $\frac{\partial \left( \frac{u'(t_i^{l*})}{u''(t_i^{l*})} \right)}{\partial c_i}$  und  $\frac{\partial \left( \frac{u'(t_i^{l*})}{(\tilde{w} - u(t_i^{l*}))w} \right)}{\partial c_i}$  lässt sich ein positives Vorzeichen für den Typenraum identifizieren, der die folgende Bedingung erfüllt

$$\frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \frac{(\tilde{w} - u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} > 1. \quad (123)$$

Ausdruck (123) zeigt, dass die Studiendauerfunktion in ihrem steigenden Abschnitt konvex verläuft.

Exkurs: Das eindeutige Ergebnis für  $\frac{\partial \left( \frac{u'(t_i^{l*})}{u''(t_i^{l*})} \right)}{\partial c_i}$  ergibt sich aufgrund der logarithmischen Konvexität von  $u'(t_i^l)$ . Diese Annahme impliziert, dass  $u'(t_i^l)u'''(t_i^{l*}) > u''(t_i^{l*})^2$ . Diese Bedingung ist bei Vorliegen einer abnehmenden absoluten Risikoaversion (DARA) erfüllt.

Eine minimale Studiendauer in der Erstausrüstung  $\bar{c}$  induziert auch, dass  $\frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \frac{(\tilde{w}-u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})}$  steigend in  $c_i$  ist. Für die Ableitung erhält man

$$\begin{aligned} \frac{\partial \left( \frac{-u''(t_i^l)}{u'(t_i^l)} \frac{(\tilde{w}-u(t_i^l))}{u'(t_i^l)} \right)}{\partial c_i} &= \frac{2u''(t_i^{l*})^2(\tilde{w}-u(t_i^{l*})) \frac{\partial t_i^l}{\partial c_i}}{u'(t_i^{l*})^2} - \frac{u'''(t_i^{l*})(\tilde{w}-u(t_i^{l*})) \frac{\partial t_i^l}{\partial c_i}}{u'(t_i^{l*})^2} \\ &+ \frac{u'(t_i^{l*})u''(t_i^{l*}) \frac{\partial t_i^l}{\partial c_i}}{u'(t_i^{l*})^3}. \end{aligned} \quad (124)$$

Dieser Ausdruck wird positiv, falls

$$(\tilde{w}-u(t_i^{l*}))(2u''(t_i^{l*})^2 - u'''(t_i^{l*})u'(t_i^{l*})) + u'(t_i^{l*})^2u''(t_i^{l*}) < 0. \quad (125)$$

Durch die Aufspaltung von  $\frac{\partial \left( \frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \frac{(\tilde{w}-u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} \right)}{\partial c_i}$  in  $\frac{\partial \left( \frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \right)}{\partial c_i}$  und  $\frac{\partial \left( \frac{(\tilde{w}-u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} \right)}{\partial c_i}$  lässt sich ein positives Vorzeichen für den Typenraum identifizieren, der die folgende Bedingung erfüllt

$$\frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \frac{(\tilde{w}-u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} < 1. \quad (126)$$

Ausdruck (126) zeigt, dass für den abnehmenden Teil von  $S$ ,  $\frac{\partial \left( \frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \frac{(\tilde{w}-u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} \right)}{\partial c_i} > 0$  gilt. Die Implikationen aus (123) und (126) ergeben

$$\frac{\partial \left( \frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \frac{(\tilde{w}-u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} \right)}{\partial c_i} > 0 \quad \forall c_i. \quad (127)$$

Aus (127) kann hergeleitet werden, dass (122) erfüllt ist. Folglich gilt

$$\frac{\partial^2 t_i^*}{\partial c_i^2} > 0 \quad \forall c_i. \quad (128)$$

Für die ursprüngliche Fragestellung impliziert dies

$$\frac{d^2 S_i^*(c_i, a_i, t_i^*(c_i))}{dc_i^2} > 0 \quad \forall c_i. \quad (129)$$

Ausdruck (129) beweist, dass bei einer Erstausrüstung  $\bar{c}$  die minimale Studienzeit erreicht wird. q.e.d.

#### A4: Beweis für die Existenz von $\frac{dS_i^*(c_i, a_i, t_i^*(c_i))}{dc_i} = 0$

Für den Beweis der Existenz einer inneren Lösung für den Extremwert der Studiendauerfunktion wird eine den Annahmen entsprechende Modellspezifikation gewählt. Die Spezifikation enthält folgende Parameterwerte:

- Der Lohnsatz  $w = 1$ .
- Der postakademische Lohnsatz  $\tilde{w} = 1,12$ .
- Die Akademikersteuer  $\tau = 0,01$ .
- Das Fähigkeitsniveau  $a = 0,3$ .
- Als Nutzenfunktion wird  $u(t^l) = \sqrt{t^l}$  angenommen.

Setzt man nun diese Werte in die Gleichungen (95) und (97) ein, erhält man die in Abbildung 23 und 24 dargestellten Kurvenverläufe. Die erste Abbildung zeigt einen fallenden Verlauf des Freizeitkonsums mit der Zunahme der Nettostudienkosten und bestätigt das negative Vorzeichen der partiellen Ableitung des optimalen Freizeitkonsums nach  $c_i$ . In der zweiten Abbildung erkennt man den u-förmigen Verlauf der Studiendauer bei Variation von  $c_i$ . Bei der verwendeten Modellspezifikation entspricht  $\bar{c} \approx 0.1$ .

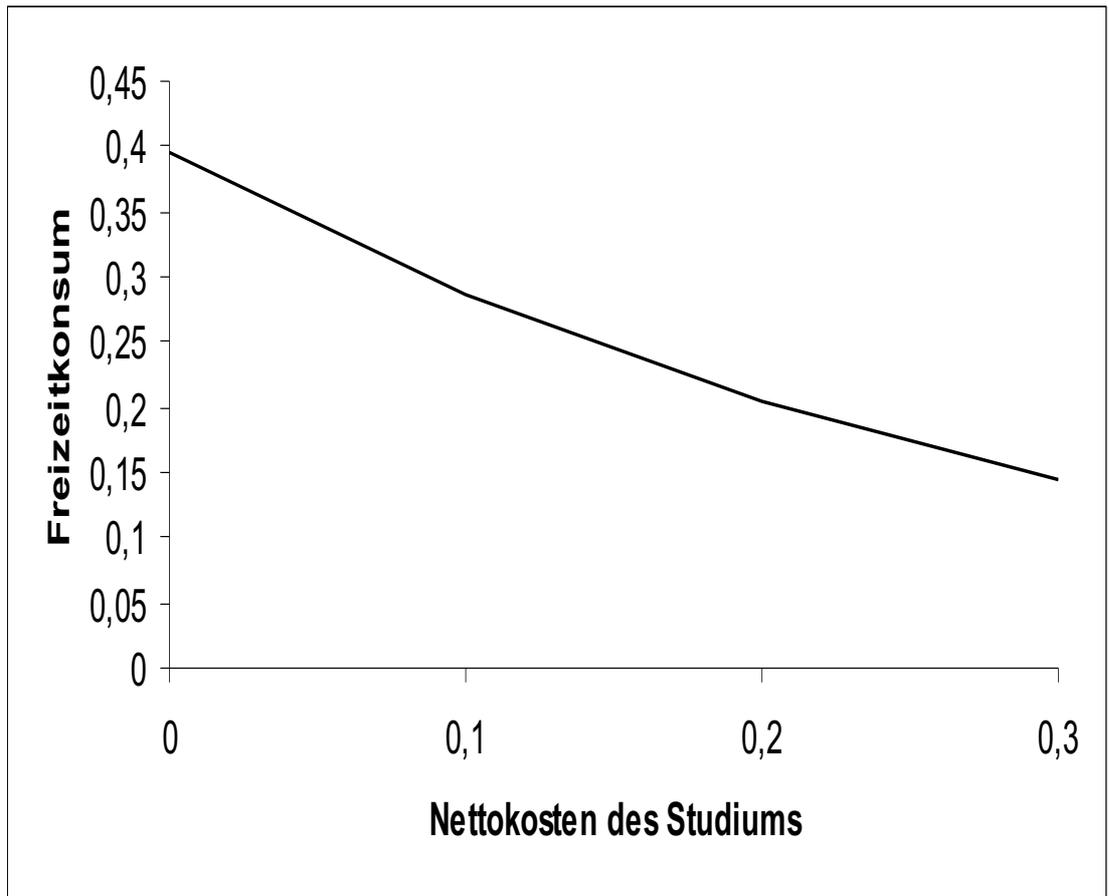


Abbildung 23: Verlauf des optimalen Freizeitkonsums bei variierenden Nettostudienkosten. Quelle: Eigene Berechnung.

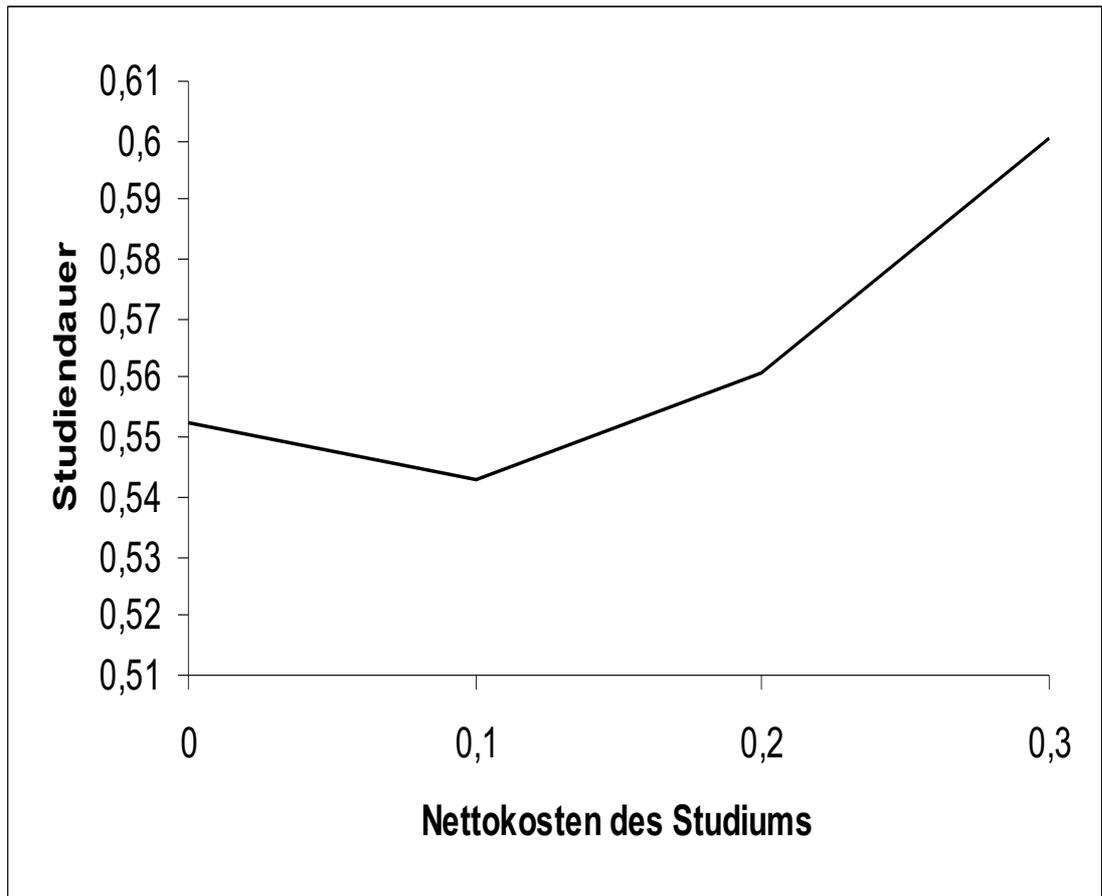


Abbildung 24: Verlauf der Studiendauer bei variierenden Nettostudienkosten.  
Quelle: Eigene Berechnung.

## 6 Die Finanzierung des deutschen Hochschulsystems

Im vorigen Kapitel wurde das dezentrale Gleichgewicht einer Bildungsbeteiligung modelliert. Dieses Kapitel benutzt die gewonnenen Ergebnisse, um zwei Arten der Hochschulfinanzierung zu analysieren. Im Modell kann der Staat das Hochschulsystem über Studiengebühren und/oder über eine Akademikersteuer finanzieren.<sup>185</sup> Neben den Auswirkungen auf das Staatsbudget, wird im Folgenden auch der Effekt einer Studiengebühreneinführung/-erhöhung auf die Bildungsbeteiligung und die Studiendauer untersucht.

### 6.1 Relevante Literatur

Die Finanzierung des Hochschulsystems wurde bereits vielfach untersucht. Die Analysen lassen sich grundsätzlich in zwei Gebiete gruppieren: Die Analyse i) der Effizienz und ii) der Umverteilungswirkung einer Finanzierungspolitik.

García-Penalosa und Wälde (2000) analysieren eine Akademikersteuer, eine allgemeine Einkommenssteuer und ein Kreditsystem als Finanzierungsinstrumente. Als Modellrahmen verwenden die Autoren ein Drei-Periodenmodell unter der Annahme unvollkommener Kapitalmärkte, in dem die erste Periode die Pflichtschulzeit beschreibt. Am Anfang der zweiten Periode entscheidet ein Individuum, ob es ein Studium aufnimmt und in der dritten Periode als ausgebildeter Arbeiter beschäftigt ist oder es nach der zweiten Periode als ungebildete Arbeitskraft tätig ist. Ein zentrales Ergebnis in García-Penalosa und Wälde (2000) ist, dass eine Einkommenssteuer immer zu einem Kompromiss zwischen einer effizienten und einer umverteilenden Politik führt. Das Ergebnis resultiert aus der Tatsache, dass bei einer effizienten Bereitstellung von finanziellen Unterstützungen<sup>186</sup> das Lebenseinkommen eines ungebildeten [gebildeten] Arbeiters sinkt [steigt]. In diesem Fall führt ein steuerfinanziertes Hochschulsystem zu einer Umverteilung von armen zu reichen Individuen. Beim Versuch die finanzielle Unterstützung zu erhöhen, um mehr armen Individuen das Studium zu ermöglichen, sinkt die marginale Produktivität des

---

<sup>185</sup>Im weiteren Sinn kann man eine Akademikersteuer als nachgelagerte Studiengebühren interpretieren.

<sup>186</sup>Effizienz bedeutet in diesem Papier, dass die marginale Produktivität eines Hochschulabsolventen den sozialen Kosten des Studiums entspricht.

Hochschulabsolventen unter die marginalen Kosten des Studiums. Im zweiten Teil des Papiers wird eine Akademikersteuer mit einem Kreditsystem verglichen. Der Hauptunterschied zwischen den beiden Finanzierungsarten besteht in der Tatsache, dass eine Akademikersteuer nur dann zu entrichten ist, wenn auch ein Abschluss erlangt wird, wohingegen beim Kreditsystem eine Rückzahlung in jedem Fall fällig wird. Die Autoren zeigen, dass unter der Annahme von risikoaversen Individuen und einer Unsicherheit bezüglich der Arbeitsstelle als ausgebildete Arbeitskraft, eine Akademikersteuer einen stärkeren Umverteilungseffekt von reichen zu armen Individuen erzielt. Der Effekt resultiert aus den unterschiedlichen Rückzahlungsarten der beiden Politikmaßnahmen. Da eine Akademikersteuer in sich eine gewisse Versicherungskomponente beinhaltet, sind auch sozial schwache Individuen eher bereit ein Studium aufzunehmen.

Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen Jacobs und van Wijnbergen (2005). Die Autoren vergleichen ein Kreditsystem und eine Akademikersteuer auch unter der Annahme von Risikoaversion und Kapitalmarktunvollkommenheit. Im ersten Teil des Papiers wird gezeigt, dass unter den getroffenen Annahmen das dezentrale Gleichgewicht zu einer nicht optimalen Akkumulation von Humankapital in der Gesellschaft führt. Individuen investieren zu wenig in ihr Humankapital, da sie ihre zukünftigen Löhne nicht versichern lassen können. Die Einführung einer Akademikersteuer würde die Investitionsbereitschaft in Humankapital erhöhen, da nun der Staat einen Teil des Risikos übernehmen würde.<sup>187</sup> In einer Simulation wird gezeigt, dass dadurch vor allem für Studenten aus armen Familien der Zugang zu Hochschulen erleichtert wird. Die Autoren zeigen jedoch, dass die Einführung einer Akademikersteuer immer noch zu einer suboptimalen Investition führt und somit nur ein zweit-bester Zustand in der Ökonomie erreicht wird.

De Fraja (2001) vergleicht Umverteilungs- und Effizienzeffekte eines steuerfinanzierten Hochschulsystems mit jenen eines Zugangstestes in einem Medianwählermodell. Ein Zugangstest führt zu zwei gegenläufigen Effizienzeffekten: 1. Die durchschnittliche Intelligenz der eingeschriebenen Studenten wird erhöht und 2. Die Studentenzahl wird reduziert. Zu einem ähnlichen Ergebnis führt eine steuerfinanzierte Unterstützung. Der einzige Unterschied besteht in einer effizienzhemmenden Wirkung durch eine eventuell zu hohe Bildungsbeileiligung.<sup>188</sup> Die Umverteilungseffekte resultieren bei einem steuerfinanzierten

---

<sup>187</sup>Diese Steuer muss nur bei einem Abschluss bezahlt werden.

<sup>188</sup>Dieses Resultat wurde auch schon in Garcia-Penalosa und Wälde (2000) gezeigt.

Zuschuss in einem Transfer von Reich zu Arm, wohingegen der Transfer bei einem Zugangstest unabhängig von der finanziellen Erstausrüstung stattfindet. Den gleichen Analyserahmen benutzen Ramser und Zink (2005). Im Gegensatz zu De Fraja (2001) eruieren die Autoren Umverteilungseffekte mit einem dynamischen Modell. Die Autoren zeigen, dass die Modellergebnisse in einer kurz-versus langfristigen Analyse unterschiedlich aussehen können.

Im Papier von Malchow-Moller und Skaksen (2005) wird gezeigt, wie eine optimale Finanzierungspolitik aussieht, wenn ein Freizeitkonsum während des Studiums möglich ist. Die Autoren verwenden ein überlappendes Generationenmodell<sup>189</sup>, in welchem die Haushalte ihren Nutzen über die optimale Wahl des Güterkonsums, des Freizeitkonsums und der Schulausbildung bestimmen. Die Regierung ihrerseits maximiert den Nutzen aller Haushalte über die optimale Wahl einer Studiengebühr und einer allgemeinen Steuer unter der Nebenbedingung, dass das Staatsbudget ausgeglichen ist. Für den Fall, dass kein Freizeitkonsum während des Studiums möglich wäre, finden die Autoren eine substituierende Wirkung von Steuer und Studiengebühr. Wenn Freizeit während des Studiums konsumiert wird, zeigen die Autoren, dass eine optimale Finanzierungspolitik durch regressive Einkommenssteuern und hohen Studiengebühren charakterisiert ist. Man erhält dieses Ergebnis, weil nur eine Einkommenssteuer die Entscheidung über den Freizeitkonsum verzerrt. Deswegen wird in diesem Modell eine Studiengebühr als Hauptfinanzierungsinstrument eingesetzt.

In dieser Arbeit basiert die Analyse der Hochschulfinanzierung auf dem in Kapitel 5 vorgestellten Modell, welches die Entscheidung über die Beteiligung im tertiären Bildungsbereich untersuchte. Im Folgenden werden Effizienz- und Umverteilungseffekte einer Akademikersteuer und einer Studiengebühr eruiert. Wie in vielen anderen Modellen beruht auch hier die Analyse auf einer Unvollkommenheit von Kapitalmärkten. Im Gegensatz zu allen anderen bisherigen Modellen wird im folgenden Ansatz jedoch neben der endogenen Bildungsbeitragung auch die Studiendauer als endogene Größe betrachtet.

---

<sup>189</sup>Der Ausdruck stammt von der englischen Bezeichnung *overlapping generation model*.

## 6.2 Staatsbudget

Das Modell nimmt an, dass die Regierung ein Hochschulsystem entweder über Akademikersteuereinnahmen oder über Studiengebühren finanzieren kann. Die Budgetgleichung sieht folgendermaßen aus:<sup>190</sup>

$$E(b, \tau) = \tau \tilde{w}(T - S(b, \tau))(1 - F(b, \tau)) + bS(b, \tau)(1 - F(b, \tau)), \quad (130)$$

wobei  $E(b, \tau)$  fixe Bildungsausgaben darstellen und  $F(b, \tau)$  den Anteil der Population widerspiegelt, der kein Studium aufnimmt. Die Einnahmen bestehen aus einer Akademikersteuer  $\tau$ , die über den Zeitraum  $(T - S(b, \tau))$  vom Anteil  $(1 - F(b, \tau))$  der Bevölkerung bezahlt wird und aus einer Studiengebühr  $b$ , die während der Studiendauer  $S(b, \tau)$  von der Studentenschaft  $(1 - F(b, \tau))$  zu bezahlen ist.

Aus der Budgetrestriktion lässt sich die funktionale Beziehung zwischen der Akademikersteuer  $\tau$  und der Studiengebühr  $b$  berechnen. Im Anhang wird gezeigt, dass  $\frac{d\tau}{db}$  hauptsächlich von drei Faktoren abhängt: Den Erträgen aus der jeweiligen Politikmaßnahme, dem Einfluss der Politikmaßnahme auf die Studiendauer und der Reduzierung der Akademikerzahl, die durch eine Akademikersteuer und eine Studiengebühreneinführung ausgelöst wird.

**Proposition 6.1:** *Bei konstanten Bildungsausgaben,  $dE(b, \tau) = 0$ , ist das Vorzeichen von  $\frac{d\tau}{db}$  nicht eindeutig bestimmbar.*

Proposition 6.1 besagt, dass eine Erhöhung der Studiengebühren nicht per se zu einer Entlastung der Steuerzahler führen muss. Der Trugschluss eines eindeutig negativen Zusammenhangs zwischen Studiengebühren und einer Akademikersteuer beruht auf der Analyse der direkten Effekte. Das hier entwickelte Modell erlaubt jedoch auch die Berücksichtigung der indirekten Effekte auf die endogene Studiendauer und auf die endogene Bildungsbeteiligung. Im Anhang wird anhand einer Simulation gezeigt, dass der funktionale Zusammenhang zwischen  $\tau$  und  $b$  sowohl positiv als auch negativ sein kann.

---

<sup>190</sup>Zur Vereinfachung wird die Gesamtpopulation auf 1 normalisiert.

### 6.3 Auswirkungen einer Studiengebührenerhöhung auf die Studiendauer

Die Länge des Studiums, die erforderlich ist, um eine bestimmte Menge an Humankapital  $\bar{H}$  zu akkumulieren, kann im Rahmen der Hochschulpolitik als Effizienzkriterium herangezogen werden.

Im Modell spiegelt sich die Erhöhung der Studiengebühren  $b$  in einer „eins-zu-eins“ Transformation der Nettostudienkosten  $c$  wider.<sup>191</sup> Die formale Beschreibung der Transformation lautet

$$\tilde{c}_i = c_i + b. \quad (131)$$

Betrachtet man nun den Effekt einer marginalen Veränderung von  $b$  auf die Studiendauerfunktion von Student  $i$  im allgemeinen Gleichgewichtsmodell, erhält man folgenden Ausdruck

$$\begin{aligned} \frac{\partial S_i^*(\tilde{c}_i(b), a_i, t_i^{l*}(\tilde{c}_i(b), \tau(b)))}{\partial b} &= \frac{\partial S^*}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} + \frac{\partial S^*}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} \\ &+ \frac{\partial S^*}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial b}. \end{aligned} \quad (132)$$

Durch die Veränderung der Steuer ergeben sich drei Effekte: Die ersten zwei Effekte sind durch die steigenden Nettokosten verursacht und können in einen positiven Arbeitseffekt und einen negativen Freizeiteffekt aufgespalten werden. In Kapitel 5 wurde bewiesen, dass der Gesamteffekt nicht eindeutig ist. Bedingung (104) jedoch zeigt, dass für Studenten mit einem niedrigen Freizeitkonsum eine Studiengebührenerhöhung zu einer längeren Studiendauer führt. Dieser Effekt ist durch die Risikoaversion der Studenten zu erklären. Demnach reduziert ein Student mit einer hohen Arbeitsintensität lieber seine Lernzeit, als vollständig auf Freizeit zu verzichten. Reduziert sich die Arbeitsintensität, sinkt auch der Grenznutzen aus der Freizeit und ein Student wird nicht notwendigerweise kürzer studieren als seine Kommilitonen. Für Studenten, die bereits einen sehr hohen Freizeitkonsum aufweisen, könnte eine Studiengebührenerhöhung

---

<sup>191</sup>In diesem Modellrahmen könnte man auch die Reduzierung von staatlichen Transfers diskutieren. So würde zum Beispiel aus einer Reduzierung des Kindergeldes auch eine Erhöhung von  $c_i$  resultieren.

eine Studiendauerreduzierung herbeiführen.<sup>192</sup>

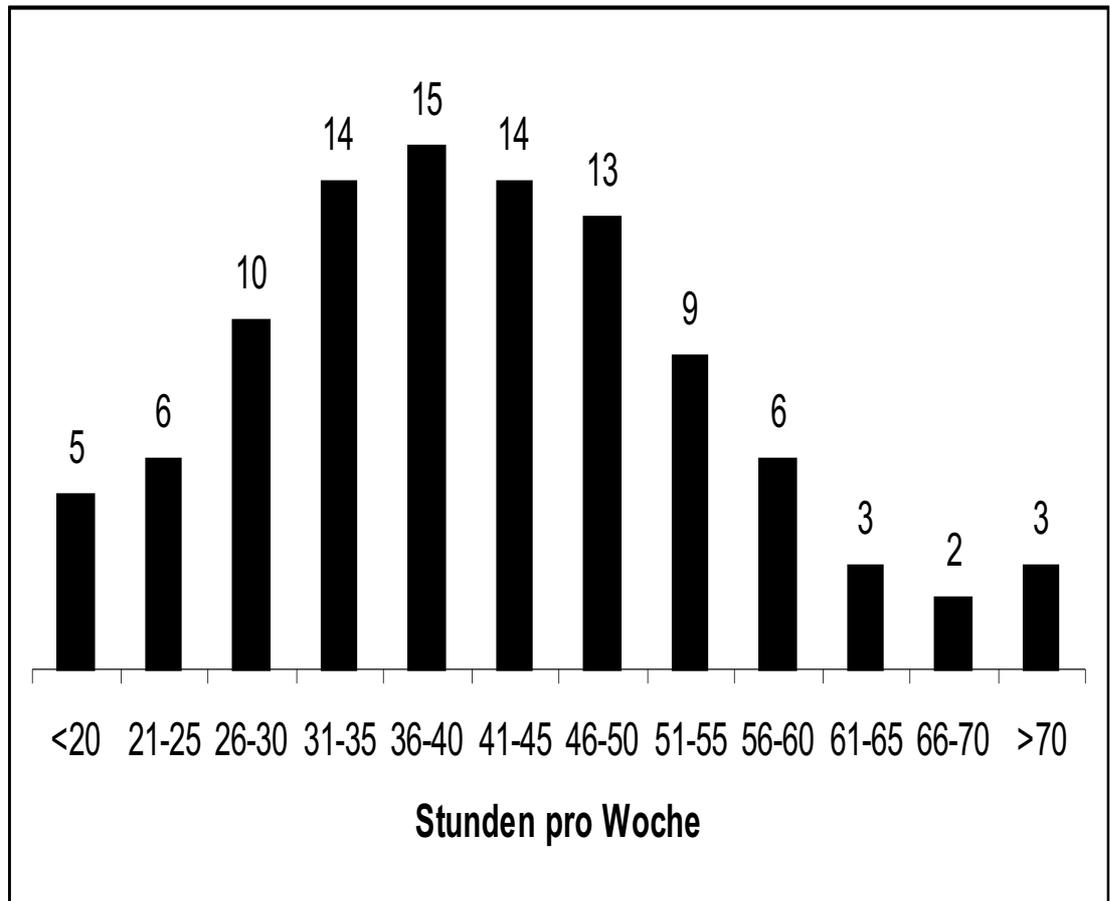


Abbildung 25: Häufigkeitsverteilung (in Prozent) des zeitlichen Aufwands für das Lernen und die Erwerbstätigkeit im Studium an einer deutschen Hochschule. Quelle: BMBF(2003).

Abbildung 25 zeigt, wie wichtig diese differenzierte Herangehensweise in der Analyse möglicher Effekte von Studiengebühren ist. Die Grafik demonstriert die wöchentliche Intensität, die ein Student für das Lernen und eine mögliche Erwerbstätigkeit aufbringt und zeigt, welche Gefahren beziehungsweise Chancen in einer Studiengebühreneinführung liegen. Die Gefahr besteht darin, dass die 35 Prozent der deutschen Studenten, die heute bereits eine Wochenbelastung von mehr als 45 Stunden aufweisen, eine zusätzliche Last

<sup>192</sup>Für diesen Typ von Student besitzen  $\tilde{w}(1 - \tau)$  und  $u(t_i^{l*})$  eine fast gleich hohe Wertschätzung. Dies ergibt

$$\frac{-u''(t_i^{l*})}{u'(t_i^{l*})} \frac{(\tilde{w}(1 - \tau) - u(t_i^{l*}))}{u'(t_i^{l*})} \approx 0 < 1. \quad (133)$$

tragen müssen. Die Chance von Studiengebühren liegt jedoch darin, dass die 35 Prozent aller deutschen Studenten, die heute weniger als 35 Stunden pro Woche arbeiten, einen zusätzlichen Anreiz erhalten, schneller zu studieren.

Der dritte Effekt einer Studiengebührenerhöhung wirkt sich direkt auf den Freizeitkonsum aus. Ob dieser Effekt positiv oder negativ ist, hängt vom funktionalen Zusammenhang zwischen  $\tau$  und  $b$  ab.

**Korollar 2:** *Das Studiengebührenniveau  $b^*$  minimiert die Studiendauer, falls*

$$-\frac{\partial S^*}{\partial c_i} \frac{\partial \bar{c}_i}{\partial b^*} = \frac{\partial S^*}{\partial t_i^*} \frac{\partial t_i^*}{\partial \bar{c}_i} \frac{\partial \bar{c}_i}{\partial b^*} + \frac{\partial S^*}{\partial t_i^*} \frac{\partial t_i^*}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial b^*}. \quad (134)$$

Dabei induziert  $\frac{\partial \tau}{\partial b^*} < 0$ , dass das optimale  $c_i = \hat{c} > \bar{c}$ , wohingegen  $\frac{\partial \tau}{\partial b^*} > 0$   $c_i = \hat{c} < \bar{c}$  ergibt.

Eine optimale Studiengebühr impliziert, dass der Arbeitseffekt der Kostenerhöhung der Summe aus dem Zeiteffekt der Kostenerhöhung und dem direkten Zeiteffekt entspricht.<sup>193</sup> Ist  $\frac{\partial \tau}{\partial b} < 0$ , sollte grundsätzlich eine höhere Gebühr verlangt werden, da neben den Kosteneffekten ein reduzierender Nettolohn effekt auf das Freizeitverhalten wirkt.

Korollar 2 zeigt, dass es nur ein  $c_i$  gibt, welches im allgemeinen Gleichgewicht die Studiendauer minimiert. Falls nun die Studiengebühreneinführung eine Studienzeitminimierung anstrebt, müssten im Optimum alle Studenten ein Nettokostenniveau von  $\hat{c}$  aufweisen. Daraus ergibt sich für die optimale Studiengebühr für Student  $i$

$$b_i^* = \hat{c} - c_i. \quad (135)$$

Anhand Gleichung (135) sieht man sehr deutlich, dass eine optimale Studiengebührenpolitik im Hinblick auf eine Studienzeitminimierung eine differenzierte Gebühr erfordert. Studenten mit wenig Arbeitszeitaufwand können durch eine positive Gebühr zum schnelleren Studium bewegt werden, wohingegen Studenten mit einer bereits hohen Arbeitsintensität durch eine negative Gebühr eine finanzielle Entlastung erfahren würden und somit schneller ihr Studium beenden könnten.

---

<sup>193</sup>Der Beweis für die Minimierung folgt dem Beweis für Proposition 5.1 aus Kapitel 5.

## 6.4 Auswirkungen einer Studiengebührenerhöhung auf die Bildungsbeteiligung

Neben der Minimierung der durchschnittlichen Studienzzeit kann ein Staat auch die Maximierung der Bildungsbeteiligung als Ziel seiner Hochschulpolitik angeben.<sup>194</sup> Um die Veränderung in den Einschreibungen zu untersuchen, wird der Effekt einer Studiengebührenerhöhung auf die indirekte Nutzenfunktion analysiert. Unter Benutzung des Envelope–Theorems ergibt sich für einen Studenten durch die Studiengebührenerhöhung folgende Nutzenänderung:

$$\begin{aligned} \frac{\partial V(\tilde{c}_i(b), a_i, t_i^{l*}(\tilde{c}_i(b), \tau(b)), \tau(b))}{\partial b} &= (u(t_i^{l*}) - \tilde{w}(1 - \tau)) \frac{\partial S_i^*}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} \\ &- (T - S_i^*) \tilde{w} \frac{\partial \tau}{\partial b}. \end{aligned} \quad (136)$$

**Proposition 6.2** *Ein negativer Zusammenhang zwischen  $\tau$  und  $b$  ist eine notwendige Bedingung, um einen pareto–superioren Zustand durch eine Studiengebührenerhöhung zu erlangen. Die hinreichende Bedingung für die Herbeiführung eines pareto–superioren Zustandes ist*

$$(u(t_i^{l*}) - \tilde{w}(1 - \tau)) \frac{\partial S_i^*}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} > (T - S_i^*) \tilde{w} \frac{\partial \tau}{\partial b}. \quad (137)$$

Nicht–Akademiker werden durch die Studiengebührenerhöhung nicht tangiert. Proposition 6.2 besagt,<sup>195</sup> dass Akademiker durch Studiengebühren besser gestellt werden können. Somit kann eine Studiengebühr zu einer Pareto–Verbesserung führen. Die Änderung im Nutzen besteht aus zwei Teilen: Erstens verursachen Studiengebühren höhere Arbeitsintensitäten, die die Studiendauer verlängern und somit den Nutzen reduzieren. Ist  $\frac{\partial \tau}{\partial b} < 0$ , widerfährt dem Akademiker eine Nutzenerhöhung, weil sich auch für ihn der Nettolohn erhöht. Der Gesamteffekt ist nicht eindeutig identifizierbar. Es kann jedoch gezeigt werden, dass vor allem reiche Studenten von einer Studiengebühreneinführung profitieren, falls  $\frac{\partial \tau}{\partial b} < 0$ . Dies ist der Fall, weil für diese Gruppe von Studenten i) der Arbeitseffekt  $\frac{\partial S_i^*}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b}$  geringer ausfällt und ii) die Differenz von  $(u(t_i^{l*}) - \tilde{w}(1 - \tau))$

<sup>194</sup>Im vorigen Kapitel wurde dargestellt, wie wichtig eine hohe Bildungsbeteiligung ist, um das Hochschulsystem zu finanzieren.

<sup>195</sup>Für den Beweis dieser Proposition siehe Anhang.

geringer ist.<sup>196</sup> Die hier gemachten Aussagen werden anhand eines Beispiels im Anhang illustriert. In Abbildung 26 sieht man, dass Studenten mit niedrigen Studienkosten durch eine Studiengebühreneinführung besser gestellt werden können, wohingegen Studenten mit einer hohen Arbeitsintensität einen Nutzenverlust hinnehmen müssen.

## 6.5 Implikationen für das deutsche Hochschulsystem

Die Kultusminister der Bundesländer diskutieren zur Zeit, inwiefern Studiengebühren in den nächsten Jahren in Deutschland zur Anwendung kommen sollen. Auf Grundlage dieses Modells ergeben sich klare Eigenschaften dieser Politikmaßnahme.

Ein erstrebenswertes Ziel einer Politikmaßnahme sollte das Erreichen eines pareto-verbessernden Zustands sein, das heißt niemand in der Gesellschaft wird schlechter gestellt, aber mindestens ein Individuum besser. Die folgenden Erläuterungen beschreiben auf Grundlage der bisher erlangten Ergebnisse, wie in Deutschland dieses Ziel erreicht werden könnte. Es wurde gezeigt, dass die notwendige Bedingung zum Erreichen einer Pareto-Verbesserung ein negativer Zusammenhang zwischen der Höhe der Akademikersteuer und den Studiengebühren ist.

Ein wichtiges Kriterium zum Erreichen von  $\frac{\partial \tau}{\partial b} < 0$  bei einer Studiengebühreneinführung ist die Minimierung der Studienzzeit. Bei der Analyse der Studienzzeit zeigte sich sehr deutlich, dass eine Studiengebühr bei reichen Studenten wünschenswert wäre, da diese Politikmaßnahme einen höchstwahrscheinlich reduzierenden Effekt auf die Studiendauer für jene Studenten auslöst. Der Effekt kommt dadurch zustande, dass Studenten mit einem kleinen  $c_i$  durch eine Gebühr viel weniger Freizeit konsumieren würden, sie aber gleichzeitig nicht viel mehr Zeit für die Finanzierung ihres Studiums aufwenden müssten. Bei armen Studenten ist dagegen ein starker Arbeitseffekt und ein schwacher Freizeiteffekt zu erwarten. Der Arbeitseffekt wurde bereits in Kapitel 3 empirisch untersucht. Aufgrund der erhaltenen Schätzergebnisse muss davon ausgegangen werden, dass der Arbeitseffekt überproportional zur Arbeitsintensität ansteigt. Somit erscheint eine Studiengebühr im Hinblick auf die Studienzzeitminimierung für

---

<sup>196</sup>In der Regel ist auch für reiche Studenten die Studienzzeit geringer und somit  $(T - S_i^*)$  größer.

Studenten aus sozial schwachen Familien nicht empfehlenswert. Vielmehr würde man sich für diese Studenten eine finanzielle Unterstützung wünschen. Eine Akademikersteuer ist für das Erreichen einer minimalen Studienzeit tendenziell hinderlich, da die Reduzierung der zukünftigen Einnahmen eines Studenten zu geringeren Anreizen führt, ein Studium zügig zu beenden.<sup>197</sup>

Ein negativer Zusammenhang zwischen Akademikersteuer und Studiengebühren gewährleistet jedoch nicht, dass alle Studenten eine Nutzenerhöhung aus einer Studiengebühreneinführung widerfahren. Die Modellergebnisse haben gezeigt, dass durch eine Studiengebühr vor allem ärmere Studenten mit einer Nutzeneinbuße rechnen müssen. Dieses Ergebnis wird auch in der empirischen Studie von Light und Strayer (2000) bestätigt. Die Autoren zeigen, dass sich eine Erhöhung von Studiengebühren in den USA in einem starken Rückgang der Einschreibungen von Studenten aus sozial schwachen Familien niederschlägt. Aus Gründen einer maximalen Bildungsbeteiligung sollte eine Studiengebühr nur für reiche Studenten eingeführt werden, da für diesen Teil der Studierenden der erwartete negative Effekt während des Studiums relativ leicht durch einen erhöhten Nettolohn nach dem Hochschulabschluss kompensiert werden kann. Studenten aus sozial schwachen Familien sollten dagegen nicht zusätzlich mit einer Gebühr während des Studiums belastet werden, da für sie der Nutzenverlust durch eine Gebühr viel schwieriger durch Nettolohnzuwächse kompensiert werden kann.

Aufgrund der erzielten Ergebnisse wird deutlich, dass eine Studiengebührenpolitik in Deutschland vor allem differenziert ausgelegt werden sollte. Berücksichtigt man alle erwarteten Effekte, sollten aus Effizienzgründen wie auch aus Gründen der Chancengleichheit nur Studenten aus sozial starken Familien mit einer Studiengebühr belastet werden. Studenten mit einem sozial schwachen Hintergrund sollten hingegen von einer Studiengebühr verschont bleiben oder sogar mit finanziellen Zahlungen unterstützt werden. Darüber hinaus ist eine Akademikersteuer aus Effizienzgründen tendenziell abzulehnen.

---

<sup>197</sup>Dies gilt auch für Darlehensprogramme.

# Anhang

## A1: Beweis von Proposition 6.1

Bei konstanten Bildungsausgaben ergibt sich  $\frac{d\tau}{db} = -\frac{\frac{\partial E}{\partial b}}{\frac{\partial E}{\partial \tau}}$ . Für den Zähler erhält man

$$\begin{aligned} \frac{\partial E}{\partial b} &= S(b, \tau)(1 - F(b, \tau)) - (\tilde{w}\tau - b)(1 - F(b, \tau)) \frac{\partial S(b, \tau)}{\partial b} \\ &\quad - (T - S(b, \tau))\tilde{w}\tau \frac{\partial F(b, \tau)}{\partial b} - bS(b, \tau) \frac{\partial F(b, \tau)}{\partial b}. \end{aligned} \quad (138)$$

Der erste Term beschreibt die Mehreinnahmen durch die Gebührenerhöhung. Diese sind eindeutig positiv. Der zweite Term umfasst die Auswirkungen einer veränderten Studiendauer auf das staatliche Budget. Da sowohl der Faktor  $(\tilde{w}\tau - b)$  als auch der Faktor  $\frac{\partial S(b, \tau)}{\partial b}$  negativ oder positiv sein können, sind die Auswirkungen dieses Effektes auf das Staatsbudget nicht eindeutig. Der dritte und vierte Summand erklären die Mindereinnahmen des Staates durch die Reduzierung der Akademiker in der Bevölkerung.

Es kann leicht gezeigt werden, dass im Partialmodell die Einführung von  $b$  ceteris paribus eindeutig zu einer Erhöhung von  $F(b, \tau)$  führt.<sup>198</sup> Eine Einführung verändert nicht den Nutzen des direkten Berufseinstiegs  $Tw$ . Betrachtet man jedoch die Auswirkung einer marginalen Studiengebührenerhöhung auf die indirekte Nutzenfunktion, erhält man<sup>199</sup>

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_i(\tilde{c}_i(b), a_i, t_i^{l*}(\tilde{c}_i(b), \tau), \tau)}{\partial b} &= \frac{\partial u(t_i^l)}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} S_i^* + \frac{\partial S_i^*}{\partial c_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} u(t_i^{l*}) - \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} u(t_i^{l*}) \\ &\quad - \frac{\partial S_i^*}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} \tilde{w}(1 - \tau) - \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} \tilde{w}(1 - \tau). \end{aligned} \quad (139)$$

Unter Benutzung des Envelope-Theorems erhält man den folgenden Ausdruck

$$\left( \frac{\partial u(t_i^{l*})}{\partial t_i^{l*}} S_i^* + \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} u(t_i^{l*}) - \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} \tilde{w}(1 - \tau) \right) \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} = 0. \quad (140)$$

<sup>198</sup>Siehe dazu auch Gleichung (100).

<sup>199</sup>Es gilt  $\tilde{c}_i = c_i + b$ .

Unter Berücksichtigung von (140) ergibt sich

$$\frac{\partial V_i(\tilde{c}_i(b), a_i, t_i^{l*}(\tilde{c}_i(b), \tau), \tau)}{\partial b} = -(\tilde{w}(1 - \tau) - u(t_i^{l*})) \left( \frac{\partial S_i^*}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} \right) < 0. \quad (141)$$

Der Nenner von  $\frac{d\tau}{db} = -\frac{\frac{\partial E}{\partial b}}{\frac{\partial E}{\partial \tau}}$  ist

$$\begin{aligned} \frac{\partial E}{\partial \tau} &= \tilde{w}(T - S(b, \tau))(1 - F(b, \tau)) - (\tilde{w}\tau - b)(1 - F(b, \tau)) \frac{\partial S(b, \tau)}{\partial \tau} \\ &\quad - (T - S(b, \tau))\tilde{w}\tau \frac{\partial F(b, \tau)}{\partial \tau} - S(b, \tau)b \frac{\partial F(b, \tau)}{\partial \tau}. \end{aligned} \quad (142)$$

Der erste Teil des Nenners enthält die Mehreinnahmen durch eine Erhöhung der Akademikersteuer. Der zweite Teil entspricht dem Zeiteffekt dieser Politikmaßnahme. Im Unterschied zur Studiengebühr ist dieser Effekt eindeutig negativ, da eine Akademikersteuer zu einer Studiendauererhöhung führt. Der dritte Teil beschreibt die Mindereinnahmen durch die Reduzierung der Akademikeranzahl.

Auch hier kann leicht gezeigt werden, dass es durch eine Steuererhöhung zu einer Reduzierung der Akademikeranzahl kommen muss. Die Auswirkung einer Steuererhöhung auf die indirekte Nutzenfunktion ist

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_i(\tilde{c}_i(b), a_i, t_i^{l*}(\tilde{c}_i(b), \tau), \tau)}{\partial \tau} &= \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tau} u(t_i^{l*}) + \frac{\partial u(t_i^{l*})}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tau} S_i^* \\ &\quad - \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tau} \tilde{w}(1 - \tau) - (T - S_i^*)\tilde{w}. \end{aligned} \quad (143)$$

Unter Nutzung des Envelope-Theorems erhält man den folgenden Ausdruck

$$\left( \frac{\partial u(t_i^{l*})}{\partial t_i^{l*}} S_i^* + \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} u(t_i^{l*}) - \frac{\partial S_i^*}{\partial t_i^{l*}} \tilde{w}(1 - \tau) \right) \frac{\partial t_i^{l*}}{\partial \tau} = 0. \quad (144)$$

Unter Berücksichtigung von (144) ergibt sich

$$\frac{\partial V_i(\tilde{c}_i(b), a_i, t_i^{l*}(\tilde{c}_i(b), \tau), \tau)}{\partial \tau} = -(T - S_i^*)\tilde{w} < 0. \quad (145)$$

Die folgende Simulation von  $\frac{d\tau}{db}$  beweist, dass der funktionale Zusammenhang zwischen  $b$  und  $\tau$  sowohl negativ als auch positiv sein kann. Es werden dafür folgende Parameter gewählt:

- 1)  $T = 10$
- 2)  $\tilde{w} = 1,12$
- 3)  $\tau = 0,01$
- 4)  $w=1$
- 5) Die Ausgangswerte für bereits bestehende Studiengebühren sind  $b = 0; 0,2; 0,4; 0,6$  und  $0,8$ .
- 6) Die Variablen  $a$  und  $c$  sind unabhängig voneinander<sup>200</sup> rechtecksverteilt, mit  $a \sim R[0; 6,725]$  und  $c \sim R[0; 1]$ .
- 7) Für die Nutzenfunktion  $u(t_i^l)$  gilt,  $u(t_i^l) = \sqrt{t_i^l}$ .

Zur Berechnung von  $\frac{d\tau}{db}$  wird zuerst in (95)  $u(t_i^l)$  durch  $\sqrt{t_i^l}$  substituiert. Damit erhält man eine explizite Darstellung für  $t_i^{l*}$ . Dieser Wert wird dann in (97) und (102) eingesetzt. Die daraus resultierenden Funktionen,  $S_i(a_i, c_i, \tau)$  und  $a_i^*(c_i, \tau)$  können dann in

$$S(b, \tau) = \int_{c=b}^{c(a=6.725, \tau)} \int_{a=a^*(c, \tau)}^{6.725} S_i(a_i, c_i, \tau) \frac{1}{c(a = 6.725, \tau) - b} \frac{1}{6.725 - a^*(c, \tau)} da dc,$$

und

$$F(b, \tau) = \frac{\int_{c=b}^{c(a=6.725, \tau)} a^*(c, \tau) dc + (w - c(a = 6.725, \tau) + b)6.725}{6.725w}$$

eingesetzt werden. Leitet man  $S_i(a_i, c_i, \tau)$  und  $a_i^*(c_i, \tau)$  nach  $\tau$  ab, erhält man

---

<sup>200</sup>Für diese Annahme siehe auch Malchow-Møller und Skaksen (2005) und Dur und Glazer (2005). Diese Annahme wird oft kontrovers diskutiert. In einem stark stratifizierten Bildungssystem, wie zum Beispiel in Deutschland, kann jedoch davon ausgegangen werden, dass Absolventen, die aus sozial schwachen Familien stammen und eine Hochschulreife erreicht haben, über eine ähnliche Intelligenz verfügen wie Absolventen mit einem guten familiären Hintergrund. Unter Verwendung des SOEPs findet man in Deutschland keinen signifikanten Effekt der beruflichen Stellung des Vaters auf die Abiturnote in Mathematik. Eine Erklärung liegt wahrscheinlich in der starken Selektion der Schüler nach der Primarstufe. Siehe auch Dustmann (2004).

die noch fehlenden Ausdrücke für

$$\frac{\partial F(b, \tau)}{\partial \tau} = \frac{\frac{\partial c(a=6.725, \tau)}{\partial \tau} a^*(c(a=6.725, \tau), \tau) - \frac{\partial c(a=6.725, \tau)}{\partial \tau} 6.725 + \int_{c=b}^{c(a=6.725, \tau)} \frac{\partial a^*(c, \tau)}{\partial \tau} dc}{6.725w}$$

und

$$\begin{aligned} \frac{\partial S(b, \tau)}{\partial \tau} &= \int_{a=a^*(c(a=6.725, \tau), \tau)}^{6.725} S_i(a_i, c_i, \tau) \frac{1}{c(a=6.725, \tau) - b} \frac{1}{6.725 - a^*(c, \tau)} da \\ &- \int_{c=b}^{c(a=6.725, \tau)} \int_{a=a^*(c, \tau)}^{6.725} S_i(a_i, c_i, \tau) \frac{1}{(c(a=6.725, \tau) - b)^2} \frac{1}{6.725 - a^*(c, \tau)} dadc \\ &+ \int_{c=b}^{c(a=6.725, \tau)} \int_{a=a^*(c, \tau)}^{6.725} \frac{\partial S_i(a_i, c_i, \tau)}{\partial \tau} \frac{1}{c(a=6.725, \tau) - b} \frac{1}{6.725 - a^*(c, \tau)} dadc. \end{aligned}$$

Für die Effekte einer marginalen Veränderung von  $b$  auf  $F(b, \tau)$  und  $S(b, \tau)$  ergeben sich

$$\frac{\partial F(b, \tau)}{\partial b} = \frac{6.725 - a^*(b, \tau)}{6.725w}.$$

und

$$\begin{aligned} \frac{\partial S(b, \tau)}{\partial b} &= \int_{c=b}^{c(a=6.725, \tau)} \int_{a=a^*(c, \tau)}^{6.725} S_i(a_i, c_i, \tau) \frac{1}{(c(a=6.725, \tau) - b)^2} \frac{1}{6.725 - a^*(c, \tau)} dadc \\ &- \int_{a=a^*(b, \tau)}^{6.725} S_i(a_i, b, \tau) \frac{1}{c(a=6.725, \tau) - b} \frac{1}{6.725 - a^*(b, \tau)} da. \end{aligned}$$

Tabelle 27: Simulation des funktionalen Zusammenhangs zwischen  $b$  und  $\tau$ .  
 Quelle: Eigene Berechnung.

$b$	$\frac{\partial E(b,\tau)}{\partial b}$	$\frac{\partial E(b,\tau)}{\partial \tau}$	$\frac{\partial \tau}{\partial b}$
0	0,29	5,97	-0,05
0,2	0,11	4,05	-0,03
0,4	-0,06	2,22	0,02
0,6	-0,19	0,65	0,30
0,8	-0,09	-0,71	-0,12

Die in Tabelle 27 abgebildeten Werte, erhält man durch das Einsetzen aller Parameter in die Gleichungen (138) und (142). Bei einer Studiengebühreneinführung ( $b=0$ ) ergibt sich  $\frac{d\tau}{db} = -0,05$ . Anhand der Simulation erkennt man außerdem, dass vor allem in Ländern, die bereits über ein hohes Studiengebühreenniveau verfügen, eine Erhöhung der Studiengebühren ceteris paribus zu einer Reduzierung der Staatseinnahmen führt.

## A2: Beweis von Proposition 6.2

Die Änderung in  $b$  beeinflusst  $V_i$  wie folgt:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial V_i(\tilde{c}_i(b), a_i, t_i^l(\tilde{c}_i(b), \tau(b)), \tau(b))}{\partial b} &= \frac{\partial u(t^l)}{\partial t^l} \frac{\partial t^l}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} S + \frac{\partial S}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} u(t^l) + \frac{\partial S}{\partial t^l} \frac{\partial t^l}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} u(t^l) \\
&+ \frac{\partial S}{\partial t^l} \frac{\partial t^l}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} u(t^l) + \frac{\partial u(t^l)}{\partial t^l} \frac{\partial t^l}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial b} S - \frac{\partial S}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} \tilde{w}(1 - \tau) \\
&- \frac{\partial S}{\partial t^l} \frac{\partial t^l}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial b} \tilde{w}(1 - \tau) - (T - S) \tilde{w} \frac{\partial \tau}{\partial b} \\
&- \frac{\partial S}{\partial t^l} \frac{\partial t^l}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} \tilde{w}(1 - \tau). \tag{146}
\end{aligned}$$

Unter Nutzung des Envelope-Theorems erhält man den folgenden Ausdruck

$$\left( \frac{\partial u(t^l)}{\partial t^l} S + \frac{\partial S}{\partial t^l} u(t^l) - \frac{\partial S}{\partial t^l} \tilde{w}(1 - \tau) \right) \left( \frac{\partial t_i^l}{\partial \tilde{c}_i} \frac{\partial \tilde{c}_i}{\partial b} + \frac{\partial t^l}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial b} \right) = 0. \tag{147}$$

Unter Berücksichtigung von (147) ergibt sich

$$\frac{\partial V_i(c_i, a_i, \tilde{w}, \tau)}{\partial b} = (u(t^l) - \tilde{w}(1 - \tau)) \frac{\partial S}{\partial c_i} \frac{\partial c_i}{\partial b} - (T - S) \tilde{w} \frac{\partial \tau}{\partial b}. \tag{148}$$

Ausdruck (148) wird positiv, falls

$$(u(t^l) - \tilde{w}(1 - \tau)) \frac{\partial S}{\partial c_i} \frac{\partial c_i}{\partial b} > (T - S) \tilde{w} \frac{\partial \tau}{\partial b}. \tag{149}$$

Dies kann nur erreicht werden wenn  $\frac{\partial \tau}{\partial b} < 0$ . q.e.d.

Durch die folgende Simulation kann exakt abgebildet werden, für welchen Studenten eine Studiengebühreneinführung zu einer Nutzenerhöhung führt. Die Parameterwerte werden wiederum wie folgt gesetzt:

- Der Lohnsatz  $w = 1$ .
- Der postakademische Lohnsatz  $\tilde{w} = 1,12$ .
- Die Lebenszeit  $T = 10$ .
- Die Akademikersteuer  $\tau = 0,01$ .
- Das Fähigkeitsniveau  $a = 3$ .<sup>201</sup>
- Als Nutzenfunktion wird  $u(t^l) = \sqrt{t^l}$  angenommen.
- Für die bereits bestehenden Studiengebühren wird  $b = 0$  angenommen. Daraus folgt  $\frac{dr}{db} = -0,05$ .

Abbildung 26 illustriert die aus der Simulation erhaltenen Ergebnisse. Es zeigt sich, dass nur reiche Studenten durch eine Studiengebühreneinführung eine Nutzenerhöhung erzielen.

---

<sup>201</sup>Der Wert 3 wurde ausgesucht, da dieser ziemlich genau einen repräsentativen Studenten einer Rechtecksverteilung mit den Grenzen 0 und 6,725 abbildet.

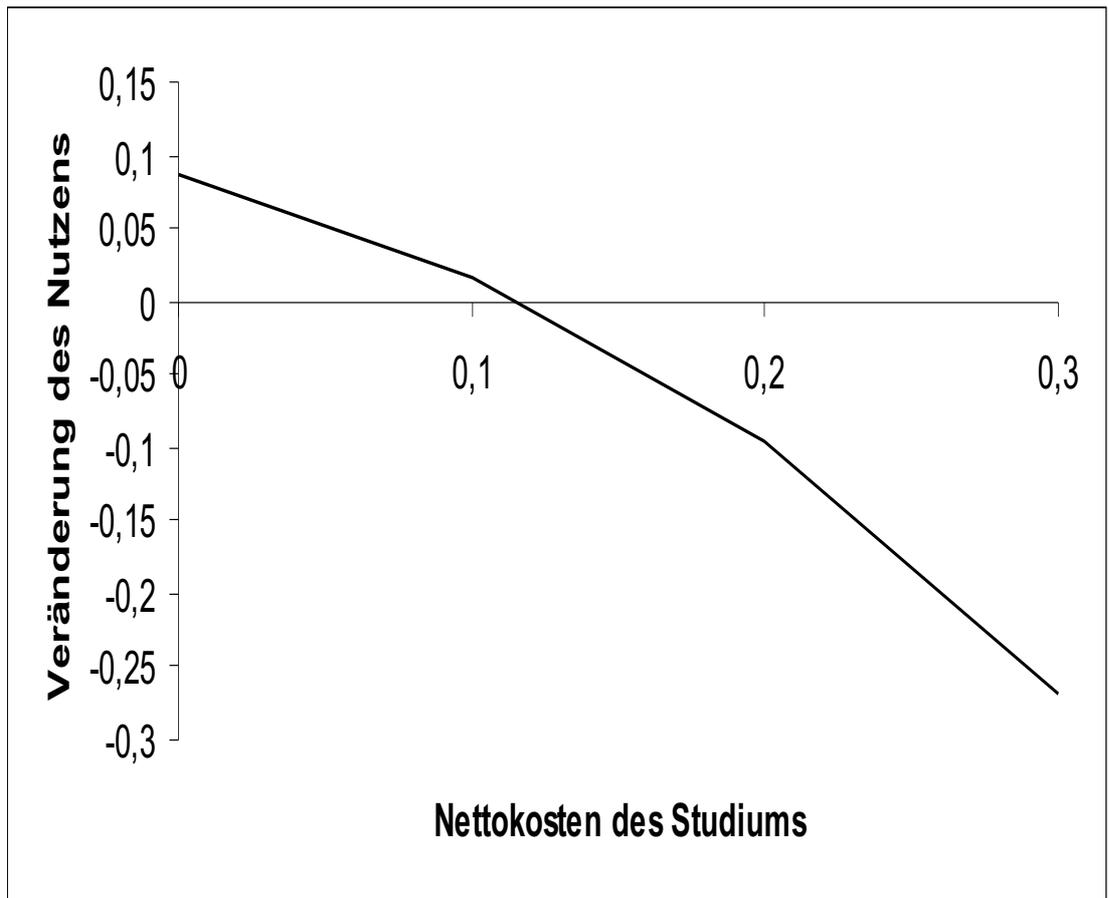


Abbildung 26: Veränderung der indirekten Nutzenfunktion  $V_i$  durch eine Studiengebühreneinführung bei variierenden Nettokosten des Studiums  $c_i$ . Quelle: Eigene Berechnung.

## 7 Schlussbemerkungen

Diese Arbeit analysierte drei zentrale Größen des deutschen Hochschulsystems: die Bildungsbeteiligung, die Bildungsrenditen und die Studiendauer.

In Kapitel 2 wurde dargestellt, dass das deutsche Hochschulsystem im internationalen Vergleich vor allem durch eine lange Studiendauer und eine große Disparität in der Bildungsbeteiligung zwischen sozialen Klassen geprägt ist. In Kapitel 5 hat die Arbeit anhand eines theoretischen Modells gezeigt, dass unter anderem unvollkommene Kapitalmärkte als Ursache für die beobachtbare Ungleichheit herangezogen werden können. Aufgrund der zusätzlichen Belastung der Selbstfinanzierung des Studiums lässt sich erahnen, dass ein Student aus einer sozial schwachen Klasse weniger Nutzen aus dem Studium erhält als ein Student, der diese zusätzliche Last nicht zu tragen hat. Ein deutscher Student ist durch seine Vermögenssituation gezwungen, einen bestimmten Zeitanteil seines Studiums der Finanzierung seines Lebensunterhalts zu widmen. In Kapitel 3 wurde diese Vermutung bestätigt. Zirka 30 Prozent aller deutschen Studenten gehen einer Erwerbstätigkeit nach, um ihr Studium zu finanzieren. Des Weiteren untersuchte das dritte Kapitel inwiefern sich diese Beschäftigungen auf die Abschluss- und Abbruchwahrscheinlichkeit eines Studiums auswirken. Unter Verwendung eines nicht-parametrischen Verweildauermodells bewies die empirische Analyse, dass studentische Erwerbstätigkeiten den Hochschulabschluss signifikant verzögern. Dieser Effekt ist vor allem für Vollzeitbeschäftigungen stark ausgeprägt. Darüber hinaus fand die Untersuchung heraus, dass Studentenjobs nicht zu einem vorzeitigen Abbruch des Studiums führen. Die erhaltenen Resultate beschreiben das bisherige Anreizsystem an deutschen Universitäten sehr gut. In Deutschland haben Studenten keinen hohen Anreiz ihr Studium schnell zu beenden. Vielmehr sind deutsche Studenten privilegiert, ausreichend Zeit zur Verfügung zu haben, um ihr Studium selbst zu finanzieren und dementsprechend später einen Abschluss zu erlangen.

In Kapitel 5 wurde außerdem demonstriert, dass monetäre Bildungsrenditen die Entscheidung, sich an einer deutschen Hochschule (nicht) einzuschreiben, beeinflussen. Ein zentrales Ergebnis von Kapitel 4 war jedoch, dass der kausale Effekt eines Hochschulabschlusses auf die zukünftigen Arbeitslöhne höchstwahrscheinlich eine vernachlässigbare Rolle bei der Bildungsbeteiligung von deutschen Abiturienten spielt. Unter Verwendung eines auf den Ergeb-

nissen von Imbens und Newey (2003) basierenden Kontrollfunktionsschätzverfahrens, machen die Schätzergebnisse deutlich, dass die beobachtbaren Lohn-differenzen zwischen Ausbildungsabschlüssen weitgehend durch unbeobachtbare Eigenschaften der Studenten bestimmt sind, welche auch schon die Anzahl der Schuljahre erklärt haben. Aus den erzielten Erkenntnissen über die monetären Bildungsrenditen an deutschen Universitäten lassen sich dementsprechend Aussagen über die Wertschätzung von nicht-monetären Renditen aus dem Hochschulstudium ableiten. Aufgrund des geringen Lohnzuwachses durch einen Hochschulabschluss erscheint es, dass nicht-monetäre Renditen, wie zum Beispiel der hohe Freizeitkonsum während des Studiums, einen hohen Erklärungsgehalt für die entgeltige Bildungsbeteiligung haben. Deswegen wurde in dieser Arbeit bei der theoretischen Modellierung der Studiendauer und der Bildungsbeteiligung explizit der Konsumnutzen aus dem Studium als endogene Größe modelliert.

Bei der Schätzung der Bildungsrendite wurde zugelassen, dass individuell unterscheidlich ist. Die Heterogenität ergab sich über die unbeobachtbaren Eigenschaften der Individuen. In Kapitel 4 wurde jedoch auch demonstriert, wie heterogen Bildungsrenditen für beobachtbare Attribute ausfallen. Unter Berücksichtigung der Abschlüsse in einem bestimmten Studiengang zeigt sich, dass deutsche Absolventen in den Studiengängen Kunst- und Sozialwissenschaften die niedrigsten monetären Renditen erzielen, wohingegen Studenten der Medizin und der Wirtschaftswissenschaften die höchsten Lohnzuwächse durch ihren Abschluss erwarten dürfen.

Der letzte Teil von Kapitel 4 analysierte ausführlich Lohnprofile von deutschen Hochschulabsolventen. Neben dem bereits bekannten konkaven Lohnverlauf über den Lebenszyklus zeigte die empirische Untersuchung, dass in Deutschland die Löhne ausschließlich in den ersten zwei Jahren einer Betriebszugehörigkeit ansteigen und Hochschulabsolventen ein steileres Lohnprofil zu erwarten haben. Unterschiede in den Lohnverläufen können als Ergebnis gewinnmaximierender Unternehmen interpretiert werden. Beim Vorliegen von asymmetrischen Informationen über die tatsächliche Produktivität eines Arbeitnehmers können Firmen Differenzen im Verlauf von Lohnprofilen ausnutzen, um diese Asymmetrie zu beseitigen. In Kapitel 4 wurde bewiesen, dass trotz asymmetrischer Informationen eine erst-beste Allokation erreicht werden kann, wenn Firmen die Möglichkeit besitzen, ihre Lohnprofile uneingeschränkt

anbieten zu dürfen. Dabei erhalten produktive Arbeitnehmer steilere Lohnprofile als ihre unproduktiven Kollegen. Das Ergebnis bestätigt die gefundenen Resultate aus Wettbewerbsmodellen.

In Kapitel 6 wurde, basierend auf den erhaltenen Ergebnissen der Bildungsentscheidung aus Kapitel 5, die Finanzierung des Hochschulsystems diskutiert. Der Fokus des Kapitels lag auf der Frage eines effizienten Einsatzes von Studiengebühren als ein Instrument der Hochschulfinanzierung. Die Analyse beruhte auf einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell, in welchem neben der Bildungsbeteiligung auch die Studiendauer als endogene Größe betrachtet wurde. Die Wichtigkeit der Endogenität wurde in der Analyse bewiesen. Die Effizienz- und Umverteilungseffekte beruhen besonders auf dem funktionalen Zusammenhang zwischen einer Akademikersteuer und Studiengebühren. Das Vorzeichen dieser Korrelation hängt substantziell von der Veränderung der Bildungsbeteiligung und der Studiendauer nach Erhöhung einer Studiengebühr ab. In Kapitel 6 wurde explizit bewiesen, dass beide Vorzeichen realisierbar sind, ein pareto-verbessernder Zustand jedoch nur durch einen negativen Zusammenhang zustande kommen kann. Die Modellergebnisse verdeutlichen, dass die exogene Annahme eines negativen Zusammenhangs keine aussagekräftigen Politikevaluationen mehr zulassen würde.

Des Weiteren konnte in Kapitel 6 bewiesen werden, dass eine Studiengebührenerhöhung eine Studienzeitreduzierung herbeiführen kann. Reiche Studenten würden den nötigen Anreiz erhalten ihr Studium schneller zu beenden. Gleichzeitig würde eine Studiengebühr für diesen Studententyp keine große finanzielle Mehrbelastung darstellen. Für arme Studenten ist hingegen ein inverser Effekt zu erwarten, da für jene Studenten die finanzielle Mehrbelastung zu hoch wäre. Die im allgemeinen Gleichgewichtsmodell durchgeführte Analyse der endogenen Bildungsbeteiligung zeigte, dass eine Studiengebühr zu einer Nutzenerhöhung für Studenten führen kann. Nutzenverluste während des Studiums können durch Gewinne in der Arbeitsphase kompensiert werden. Die Kompensation würde jedoch mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit von Studenten aus sozial schwachen Familien erreicht werden. Uniforme Studiengebühren würden somit die bereits starke Disparität in der Bildungsbeteiligung vergrößern.

Diese Arbeit machte deutlich, dass Studiengebühren an deutschen Hochschulen per se kein schlechtes Instrumentarium wären, um das deutsche Hochschulsystem effizienter und damit international wettbewerbsfähiger zu gestalten. Grundvoraussetzung für eine effektive Wirkung dieser Politikmaßnahme ist jedoch eine differenzierte Gebühreneinführung. Gelingt es der Politik, Studiengebühren nur für Studenten aus vermögenden Familien einzuführen und Studenten aus armen Familien von einer Studiengebühr zu befreien oder sogar diese Studenten finanziell zu unterstützen, würde sich höchstwahrscheinlich kein Bürger in Deutschland durch eine Studiengebühr schlechter stellen, aber mindestens ein Bürger besser.

## Literaturverzeichnis

- Abraham, Katharine G. und Henry S. Farber (1987): Job Duration, Seniority, and Earnings. *American Economic Review* 77(3), S. 278–297.
- Aghion, Philippe und Peter Howitt (1998): *Endogeneous growth theory*. The MIT Press (Cambridge).
- Akerlof, George A (1970): The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics* 2(4), S. 411–422.
- Alstadsaeter, Annette (2003): Income Tax, Consumption Value of Education, and the Choice of Educational Type. Working Paper 1055, CESifo.
- Alstadsaeter, Annette (2004): Measuring the consumption value of Higher Education. Discussion Paper 04/2004, Norwegian School of Economics and Business Administration.
- Altonji, Joseph G. und Robert A. Shakotko (1987): Do Wages Rise with Job Seniority? *Review of Economic Studies* 54(3), S. 437–459.
- Altonji, Joseph G. und Nicolas Williams (1997): Do Wages Rise With Job Seniority? A Reassessment. Working Paper 6010, National Bureau of Economic Research.
- Amann, Roland A. (2003): Senioritätsentlohnung: Theorie, Empirie und Auswirkungen auf die Berufseintrittsentscheidung. Diplomarbeit, University of Konstanz.
- Amann, Roland A. (2004a): Policies in Tertiary Education and the Change in Attendance and Time-to-Degree. Discussion Paper 04/18, Research Group: Heterogeneous Labor.
- Amann, Roland A. (2004b): Self-Selection and Wage-Tenure Profiles for Heterogeneous Labor. Discussion Paper 04/16, Research Group: Heterogeneous Labor.
- Amann, Roland A. (2005): The Effects of Employment on Time-to-Degree in Higher Education: Does the Type of Employment matter? Discussion Paper 05/06, Research Group: Heterogeneous Labor.

- Amann, Roland A. und Tobias J. Klein (2006): Returns to Type or Tenure? mimeo, University of Konstanz.
- Ammermüller, Andreas und Andrea Maria Weber (2005): Educational Attainment and Returns to Education in Germany. Discussion Paper 05-17, ZEW.
- Bearse, Peter, Gerhard Glomm und B. Ravikumar (2004): Education finance in a dynamic Tiebout Economy. mimeo, Indiana University, Bloomington.
- Becker, Gary (1964): *Human Capital*. Columbia University Press (New York).
- Black, Dan, Seth Sanders und Lowell Taylor (2003): The Economic Reward for Studying Economics. *Economic Inquiry* 41, S. 365–377.
- Blackaby, D.H., P.D. Murphy und N.C. O’Leary (1999): Graduate Earnings in Britain: A Matter of Degree? *Applied Economic Letters* 6(5), S. 311–315.
- Blundell, R., L. Dearden, A. Goodman und H. Reed (2000): The Returns to Higher Education in Britain: Evidence from a British Cohort. *Economic Journal* 110(464), S. F82–F89.
- Blundell, R. und J. L. Powell (2003): Endogeneity in nonparametric and semiparametric regression models. In: Dewatripont, M., Hansen, L. und Turnovsky, S. *Advances in Econometrics, Proceedings of the World Meetings*, S. 312–358. Cambridge.
- BMBF (2003): Sozialerhebungsbericht. Report 17, Bundesministerium für Bildung und Forschung.
- Booth, Alison L. und Stephen E. Satchell (1995): The Hazards of Doing a PhD: An Analysis of Completion and Withdrawal Rates of British PhD Students in the 1980s. *Journal of the Royal Statistical Society* 158(2), S. 297–318.
- Bratsberg, Bernt und Dek Terell (1997): Experience, Tenure, and Wage Growth of Young Black and White Men. *Journal of Human Resources* 23(5), S. 659–682.
- Bratti, Massimiliano und Luca Mancini (2003): Differences in Early Occupational Earnings of UK Male Graduates by Degree Subject: Evidence from the 1980-1993 UK. Discussion Paper 890, IZA.
- Breyer, Friedrich und Martin Kolmar (2001): *Grundlagen der Wirtschaftspolitik*. Mohr Siebeck Verlag (Tübingen).

- Burdett, K. (1978): A Theory of Employee Job Search and Quit Rates. *American Economic Review* 68, S. 212–220.
- Cameron, Colin A. und Pravin K. Trivedi (2005): *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press (New York).
- Card, David (1995): Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling. In: Christofides, Louis N., Grant, Kenneth E. und Swidinsky, Robert. *Aspects of labour market behaviour: essays in honour of John Vanderkamp*, S. 201–222. Toronto, Canada.
- Card, David (1999): The Causal Effect of Education on Earnings. In: Ashenfelter, O. und Card, D., S. 1801–1863. Elsevier Science B.V..
- Card, David (2001): Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica* 69(5), S. 1127–1160.
- Carmichael, Lorne (1983): Firm-specific human capital and promotion ladders. *Bell Journal of Economics* 14(1), S. 251–258.
- Carneiro, Pedro, Karsten T. Hansen und James J. Heckman (2003): Estimating the distributions of treatment effects with an application to the returns to schooling and measurement of the effects of uncertainty on college choice. *International Economic Journal* 44(2), S. 361–422.
- Carneiro, Pedro und James J. Heckman (2002): The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling. *The Economic Journal* 112, S. 705–734.
- Checchi, Daniele (2003): Inequality in Incomes and Access to Education: A Cross-country Analysis. *Labour* 17, S. 153–201.
- Chevalier, Arnaud (2004): Motivation, Expectation and the Gender Pay Gap for UK Graduates. Discussion Paper 1101, IZA.
- Chiu, Henry W. (1998): Income Inequality, Human Capital accumulation and Economic Performance. *The Economic Journal* 108, S. 44–59.
- Choy, Susan P. (1999): College Access and Affordability. Working Paper 108, NCES.
- Conneely, Karen und Roope Uusitalo (1997): Estimating heterogeneous treatment effects in the Becker schooling model. mimeo, Princeton University.

- Connolly, Helen und Peter Gottschalk (2001): Returns to Tenure and Experience Revisited - Do Less Educated Workers Gain Less from Work Experience. Working Paper 224, JCPR.
- De Fraja, Gianni (2001): Education Policies: Equity, Efficiency and Voting Equilibrium. *The Economic Journal* 111, S. C104–C119.
- De Fraja, Gianni (2002): The Design of Optimal Education Policies. *Review of Economic Studies* 69, S. 437–466.
- Dur, Robert und Amihai Glazer (2005): Subsidizing Enjoyable Education. Discussion Paper TI 2005-010/1, Tinbergen Institute.
- Dustmann, Christian (2004): Parental background, secondary school track choice, and wages. *Oxford Economic Papers* 56(1), S. 209–230.
- Dustmann, Christian und Costas Meghir (2005): Wages, Experience and Seniority. *Review of Economic Studies* 72(1), S. 77–108.
- Dustmann, Christian und Sonia C. Pereira (2003): Wage Growth and Job Mobility in the UK and Germany. Discussion Paper 1586, IZA.
- Ehrenberg, Ronald G. und Panagiotis G. Mavros (1995): Do doctoral students' financial support patterns affect their times-to-degree and completion probabilities. *The Journal of Human Resources* 30, S. 581–609.
- Ehrenberg, Ronald G. und Daniel R. Sherman (1987): Employment while in college, academic achievement, and postcollege outcomes: A summary of results. *The Journal of Human Resources* 22, S. 1–23.
- Epple, Dennis und Richard E. Romano (1998): Competition between Private and Public Schools, Vouchers, and Peer-Group Effects. *American Economic Review* 88(1), S. 33–62.
- Fahr, René (2005): Loafing or Learning? - The Demand for Informal Education. *European Economic Review* 49(1), S. 75–98.
- Flossmann, Anton L. und Winfried Pohlmeier (2006): Causal Returns to Education: A Survey on Empirical Evidence for Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226, S. 6–23.

- Frank, Robert H. und Robert M. Hutchens (1993): Wages, Seniority, and the Demand for Rising Consumption Profiles. *Journal of Economic Behavior and Organization* 21(3), S. 251–276.
- Freeman, Smith (1977): Wage Trends as Performance Displays Productive Potential: A Model and Application to Academic Early Retirement. *Bell Journal of Economics* 8(2), S. 419–443.
- García-Penalosa, Cecilia und Klaus Wälde (2000): Efficiency and Equity Effects of Subsidies to Higher Education. *Oxford Economic Papers* 52, S. 702–722.
- Guasch, Luis J. und Andrew Weiss (1981): Self-Selection in the Labor Market. *American Economic Review* 71(3), S. 275–284.
- Hartog, Joop (1981): Wages and allocation under imperfect information. *De Economist* 129(3), S. 311–323.
- Hecker, Daniel E. (1998): Earnings of College Graduates: Women compared with Men. *Monthly Labor Review* March, S. 62–71.
- Heckman, James J., Lance J. Lochner und Christopher Taber (1999): General-equilibrium cost benefit analysis of education and tax policies. In: Ranis, G. und Raut, L. K. *Trade, Growth, and Development*, S. 291–349. Amsterdam. Elsevier Science.
- Heckman, James J., Lance J. Lochner und Petra E. Todd (2005): Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond. Discussion Paper, IZA.
- Heckman, James J. und B. Singer (1984): A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data. *Econometrica* 52, S. 271–320.
- Heckman, James J., Jora Stixrud und Sergio Urzua (2006): The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. Working Paper, NBER.
- Heckman, James J. und E. J. Vytlacil (1998): Instrumental Variables Methods for the Correlated Random Coefficient Model: Estimating the Rate of Return to Schooling When the Return is Correlated with Schooling. *Journal of Human Resources* 33(4), S. 974–987.

- Heineck, Martin, Mathias Kifmann und Normann Lorenz (2006): A duration analysis of the effects of tuition fees for long-term students in Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226, S. 82–109.
- Heublin, Ulrich und Astrid Schwarzenberger (2005): Studiendauer in zweistufigen Studiengängen - ein internationaler Vergleich. Kurzinformation A2/2005, HIS.
- HIS (2005): Eurostudent Report 2005: Social and Economic Conditions of Student Life in Europe. Report, Hochschul-Informations-System.
- Häkkinen, Iida (2004): Working while enrolled at a university: Does it pay? Working Paper 1, Department of Economics, Uppsala University.
- Häkkinen, Iida und Roope Uusitalo (2003): The effect of a student aid reform on graduation. A duration analysis. Working Paper 8, Department of Economics, Uppsala University.
- Hood, Albert B., Andrew Craig und Ferguson Bruce (1992): The impact of athletics, part-time employment, and other academic activities on academic achievement. *Journal of College Student Development* 33, S. 447–453.
- Hotz, Joseph V., Lixin Xu, Marta Tienda und Avner Ahituv (2002): Are there returns to the wages of young men from working while in school. *The Review of Economics and Statistics* 84, S. 221–236.
- Ichino, Andrea und Luca Flabbi (1998): Productivity, Seniority and Wages: New Evidence from Personnel Data. Working Paper 11, European University Institute (EUI).
- Imbens, Guido W. und Joshua D. Angrist (1994): Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica* 62, S. 467–475.
- Imbens, Guido W. und Whitney K. Newey (2003): Identification and Estimation of Triangular Simultaneous Equations Models Without Additivity. mimeo, Presented at the 2003 EC2 conference held in London.
- Jacobs, Bas (2005): Optimal Income Taxation with Endogeneous Human Capital. *Journal of Public Economic Theory* 7(2), S. 295–315.

- Jacobs, Bas und Sweder J. G. van Wijnbergen (2005): Capital Market Failure, Adverse Selection and Equity Financing of Higher Education. Discussion Paper TI 2005-037/3, Tinbergen Institute.
- Jenkins, Stephen P. (2004): Survival Analysis. Unpublished manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK.
- Jochmann, Markus und Winfried Pohlmeier (2004): Der Kausaleffekt von Bildungsinvestitionen: Empirische Evidenz für Deutschland. In: Franz, W., Ramser H. J. und Stadler, M. *Bildung*, S. 1–24. Mohr Siebeck. Tübingen.
- Jovanovic, Boyan (1979): Job Matching and the Theory of Turnover. *Journal of Political Economy* 87(5), S. 972–990.
- Kane, Thomas J. und Cecilia E. Rouse (1993): Labor market returns to two- and four-year colleges: is a credit a credit and do degrees matter? Working Paper 4268, NBER.
- Kuckulenz, Anja und Thomas Zwick (2003): The Impact of Training on Earnings - Differences between Participant Groups and Training Forms. Discussion Paper 03/06, Research Group: Heterogeneous Labor.
- Lancaster, T. (1990): *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge University Press (Cambridge).
- Lauer, Charlotte (2000): Enrolments in Higher Education in West Germany. Discussion Paper 00–59, ZEW.
- Lauer, Charlotte und Viktor Steiner (2000): Return to Education in West Germany. Discussion Paper 00–04, ZEW.
- Lazear, Edward P. (1977): Education: consumption or production. *Journal of Political Economy* 85(3), S. 569–598.
- Lazear, Edward P. (1981): Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions. *American Economic Review* 71, S. 606–620.
- Lazear, Edward P. und Sherwin Rosen (1981): Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts. *Journal of Political Economy* 89(4), S. 841–864.
- Light, Audrey (2001): In-school work experience and the returns to schooling. *Journal of Labor Economics* 19, S. 65–93.

- Light, Audrey (2003): Working during school and academic performance. *Journal of Labor Economics* 21, S. 473–491.
- Light, Audrey und Wayne Strayer (2000): Determinants of College Completion: School Quality or Student Ability. *The Journal of Human Resources* 35(2), S. 299–332.
- Litzcke, Sven Max (2003): *Psychologische Verfahren der Personalauswahl*. Fachhochschule des Bundes für öffentliche Verwaltung.
- Lucas, Robert E. (1988): On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22(1), S. 3–42.
- Luchsinger, Cornelia, Jörg Wild und Rafael Lalive (2003): Do Wages Rise with Job Seniority? The Swiss Case. *Swiss Journal of Economics and Statistics* 139(2), S. 171–193.
- Machin, Stephan und Patrick A. Puhani (1999): Subject of Degree and the Gender Wage Differential: Evidence from the UK and Germany. *Economic Letters* 79, S. 393–400.
- Machin, Stephan und Anna Vignoles (2004): Educational Inequality: The Widening Socio-Economic Gap. *Fiscal Studies* 25, S. 107–128.
- Maier, Michael, Friedhelm Pfeiffer und Winfried Pohlmeier (2004): Return to Education and Individual Heterogeneity. Discussion Paper 04–34, ZEW.
- Malchow-Moller, Nikolaj und Jan Rose Skaksen (2005): How to finance Education - Taxes or Tuition fees. Discussion Paper 2003-28, CEBR.
- Maluccio, John (1998): Endogeneity of schooling in the wage function: Evidence from the rural Philippines. Discussion Paper 54, FCND.
- Mas-Colell, Andreu, Michael D. Whinston und Jerry R. Green (1995): *Microeconomic Theory*. Oxford University Press (New York).
- Masclé-Allemand, Anne-Laure und Ahmed Tritah (2005): Returns to Tenure and Employment Protection Policies in the US. Discussion Paper, GRE-MAQ.
- Medoff, James L. und Katharine G. Abraham (1980): Experience, Performance, and Earnings. *Quarterly Journal of Economics* 95(4), S. 703–736.

- Medoff, James L. und Katharine G. Abraham (1981): Are Those Paid More Really More Productive? The Case of Experience. *Journal of Human Resources* 16(2), S. 186–216.
- Mincer, Jacob (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research.
- Müller, Walter und Reinhard Pollak (2004): Class patterns in post-secondary and tertiary education in West Germany. Diskussionspapier, paper prepared for the meeting of the ISA Research Committee 28 on the Social Stratification and Mobility, Neuchâtel, Switzerland, 7-9 May 2004.
- NCES (2003): A Descriptive Summary of 1999-2000 Bachelor's Degree Recipients 1 Year Later. Report, National Center for Education Statistics.
- Newey, W., J.L. Powell und F. Vella (1999): Nonparametric Estimation of Triangular Simultaneous Equation Models. *Econometrica* 67(3), S. 565–603.
- OECD (1998): *Education at a Glance - OECD Indicators 1998*. OECD (Paris).
- OECD (2003): *Education at a Glance - OECD Indicators 2003*. OECD (Paris).
- OECD (2005): *Education at a Glance - OECD Indicators 2005*. OECD (Paris).
- Osterbeek, Hessel und Hans van Opheim (2000): Schooling Choices: Preferences, discount rates, and rates of returns. *Empirical Economics* 25, S. 15–34.
- Paul, Harvey (2001): The impact of outside employment on student achievement in macroeconomic principles. *Journal of Economic Education* 13, S. 51–56.
- Ramser, Hans-Jürgen und Stefan Zink (2005): Going to University or Not? A Dynamic Analysis of Education Policies. mimeo, University of Konstanz.
- Ridder, Geert und Jan C. van Ours (2001): Fast Track or Failure: A Study of the Graduation and Dropout Rates of Ph.D. Students in Economics. Reserach Paper C01-19, USC CLEO.
- Rothschild, Michael und Joseph Stiglitz (1976): Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *Quarterly Journal of Economics* 90(4), S. 629–649.

- Ruhm, Christopher J. (1997): Is high school employment consumption or investment? *Journal of Labor Economics* 15, S. 735–776.
- Salgado, Jesus F., Chockalingham Viswesvaran und Deniz S. Ones (2001): Predictors Used for Personnel Selection: An Overview of Constructs, Methods and Techniques. In: N. Anderson, D.S. Ones, H.K. Sinangil und C. Viswesvaran. *Handbook of industrial, work and organizational psychology: Vol. 1. Personnel Psychology*, S. 619–627. London: Sage.
- Salop, Joanne und Steven Salop (1976): Self-Selection and Turnover in the Labor Market. *Quarterly Journal of Economics* 90(4), S. 619–627.
- Schnepf, Sylke V. (2003): Inequalities in Secondary School Attendance in Germany. Working Paper A03-16, Southampton Statistical Sciences Research Institute.
- Siegfried, John J. und Wendy A. Stock (2001): So you want to earn a PhD in economics? How long do you think it will take? *The Journal of Human Resources* 36, S. 364–378.
- Sloane, Peter J. und Nigel C. O’Leary (2004): The Return to a University Education in Great Britain. Discussion Paper 1199, IZA.
- Spence, Michael A. (1973): Job Market Signaling. *Quarterly Journal of Economics* 87(3), S. 355–374.
- Taber, Christopher und Stephen V. Cameron (2004): Estimating the Educational Borrowing Constraints using Return to Schooling. *Journal of Political Economy* 112(1), S. 132–182.
- Topel, Robert H. (1991): Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority. *Journal of Political Economy* 99(1), S. 145–176.
- Walker, Ian und Yu Zhu (2003): Education, earnings and productivity: Recent UK Evidence. *Labour Market Trends* March, S. 145–152.
- Weiss, Andrew (1980): Job Queues in Labor Markets with Flexible Wages. *Journal of Political Economy* 88(3), S. 526–539.
- Weiss, Andrew (1995): Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages. *Journal of Economic Perspectives* 9(4), S. 133–154.

Winkelmann, Rainer (1996): Employment Prospects and Skill Acquisition of Apprenticeship-Trained Workers in Germany. *Industrial and Labor Relations Review* 49(4), S. 658–672.

Wissenschaftsrat (2001): Entwicklung der Fachstudiendauer an Universitäten von 1990 bis 1998. Report, The Wissenschaftsrat.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002): *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. The MIT Press (Cambridge).