

Kosten und Nutzen der Ausbildung an Tertiärbildungsinstitutionen im Vergleich

Regina T. Riphahn
Martina Eschelbach
Guido Heineck
Steffen Müller

Universität Erlangen-Nürnberg

Wir vergleichen die Kosten und Renditen der Ausbildung an Fachhochschulen und Universitäten in Deutschland. Die Kosten werden auf Basis von Angaben der Hochschulfinanzstatistik sowie der aufbereiteten "AKL-Daten" der HIS GmbH verglichen. Im Mittel sind demnach die Kosten je Studienplatz und je Studierendem in der Regelstudienzeit an Universitäten niedriger als an Fachhochschulen. Auf Basis der Daten des deutschen Sozio-oekonomischen Panels (2001-2007) bewerten wir die privaten Erträge der Tertiärbildung, die sich in den Bruttoverdiensten spiegeln. Im Mittel sind für beide Geschlechter, mit und ohne Korrektur für Selektion in die Ausbildungsart sowie in die Erwerbstätigkeit, im Lebenszyklus und nach Fächergruppen getrennt die Erträge der Universitätsausbildung signifikant höher als die der Fachhochschulausbildung.

We compare German institutions of tertiary education (universities and polytechnics) with respect to the cost of and the returns to their educational degrees. Based on cost data from two different sources we find that on average the expenditures of universities are lower than those of polytechnics when we consider expenditures per potential enrollee and per student enrolled during the regular education period. We apply data from the German Socio-economic Panel (2001-2007) to estimate the private returns to tertiary education and find higher returns to university than polytechnic training. These results are robust to a variety of alternative procedures.

Korrespondenz an:

Regina T. Riphahn
FB Wirtschaftswissenschaften
Universität Erlangen-Nürnberg
Lange Gasse 20
90403 Nürnberg
E-Mail: regina.riphahn@wiso.uni-erlangen.de

Wir danken Martin Abraham, Helmut Fangmann, Berthold Wigger sowie einem anonymen Gutachter für hilfreiche Kommentare.

1. Einleitung

In den nächsten Jahren wird in Deutschland die Zahl der Studienanfänger deutlich ansteigen (KMK 2007).¹ Dies ergibt sich aus dem Zusammenwirken von demographischen Trends, politischen Zielvorgaben sowie einmalig durch die bundeslandspezifische Verkürzung der Sekundarausbildung (Gabriel und von Stuckrad 2007).²

Das deutsche Bildungssystem bietet mit Universitäten und Fachhochschulen zwei institutionelle Anbieter von Tertiärbildung, die sich in einer Vielzahl von Aspekten unterscheiden. Vor dem Hintergrund der steigenden individuellen und gesellschaftlichen Nachfrage nach Tertiärbildung (vgl. Koalitionsvertrag 2005), gehen wir der Frage nach, in welchem Verhältnis Kosten und Nutzen des Studiums an beiden Hochschultypen stehen, um eine Informationsgrundlage für den bildungspolitischen Steuerungsbedarf anzubieten.

Wir analysieren zum einen die Angaben der amtlichen Statistik sowie die Daten aus den Analysen der HIS GmbH (Dölle et al. 2007a und 2007b) zu Kostenstrukturen in der Tertiärbildung und bestimmen zum anderen die Erträge eines Hochschulstudiums für Absolventen von Fachhochschulen und Universitäten. Unsere empirische Analyse der privaten Erträge einer Tertiärausbildung über den Lebenszyklus nutzt Daten des deutschen Sozioökonomischen Panels und berücksichtigt dabei mögliche verfälschende Einflüsse von Selektionsmechanismen.

Investitionsentscheidungen im Bereich der Tertiärbildung und Entscheidungen zur optimalen Lenkung zukünftiger Studierendenströme sollten sich auch auf vergleichende Bewertungen der Kosten und Erträge beider Hochschularten stützen. Dabei sind die privaten von den sozialen Kosten und Erträgen der Tertiärbildung zu unterscheiden. Letztere berück-

¹ Die KMK (2007) prognostiziert zwischen 2005 und 2013 einen Anstieg von 399 Tsd. Absolventen mit Hochschulzugangsberechtigung auf ein Maximum von 493 Tsd. (+24 Prozent). Der Hochschulpakt I sieht die Ausweitung der Studienanfängerzahlen von 356 Tsd. im Jahr 2005 auf 447 Tsd. (+26 Prozent) im Jahr 2010 vor. Im Hochschulpakt II wird die Finanzierung weiterer 275 Tsd. Studienanfänger bis 2015 abgesichert.

² Doppelte Abiturientenjahrgänge fallen in Sachsen-Anhalt 2007, in Mecklenburg-Vorpommern 2008, im Saarland 2009, in Hamburg 2010, in Bayern und Niedersachsen 2011, in Baden-Württemberg, Berlin, Brandenburg und Bremen 2012, in Hessen I (II) und Nordrhein-Westfalen 2013 (2014) und in Schleswig-Holstein 2018 an.

sichtigen zusätzlich die der Gesellschaft entstehenden Kosten und Erträge eines Studiums sowie weitere externe Effekte. In der Literatur werden die sozialen Erträge von Bildungsinvestitionen beispielsweise über den Beitrag einer gut ausgebildeten Bevölkerung zur gesamtwirtschaftlichen Leistung abgeschätzt (Lange und Topel 2006).³ Insgesamt ist die empirische Bestimmung sozialer Erträge schwierig und im Ergebnis oft kontrovers. Daher beschränken wir uns hier auf eine Betrachtung der gesellschaftlichen Kosten der Tertiärbildung sowie der privaten Erträge.⁴ Die Betrachtung der sozialen Erträge würde die Schlussfolgerungen nur dann modifizieren, wenn die positiven externen Effekte der Tertiärausbildung an Universitäten und an Fachhochschulen unterschiedlich ausfallen. Wenn diese externen Effekte jedoch vergleichbar sind, was wir für plausibel halten, sind in der Gesamtschau die Unterschiede in den individuellen, d.h. privaten Renditen ausschlaggebend.

Die Diskussion von Kosten und Nutzen beider Bildungswege bietet eine relevante Hintergrundinformation für anstehende Entscheidungen zum Ausbau des deutschen Tertiärbildungswesens. Bereits in der Vergangenheit haben Wissenschaftsrat (1993) und Hochschulrektorenkonferenz (1992) einen nachhaltigen Ausbau der Fachhochschulen empfohlen, der politisch nicht umgesetzt wurde.⁵ Die Notwendigkeit eines Ausbaus des Tertiärbildungssystems ist heute allgemein anerkannt. Jedoch fehlen bislang vergleichende und belastbare Analysen, die die empirische Basis der anstehenden Steuerungsentscheidungen bilden können. Wir zeigen, dass Universitäten nicht nur zu geringeren Kosten ausbilden, sondern dass die Universitätsausbildung auch höhere Erträge am Arbeitsmarkt erbringt.

Im nächsten Abschnitt beschreiben wir wesentliche institutionelle Unterschiede der beiden Hochschultypen. Abschnitt 3 zeigt Differenzen und Entwicklungen der institutionellen

³ Für eine ausführliche Diskussion siehe Psacharopoulos (2006).

⁴ Wir messen die individuellen Erträge oder Renditen anhand der Bruttolöhne. Dabei ist einzuräumen, dass diese wegen Steuern und Sozialversicherungsabgaben teilweise gesellschaftliche Renditen enthalten.

⁵ Bereits 1967 empfahl die Dahrendorf Kommission, Fachhochschulen auszubauen, damit sich die Universitäten auf ihr Kerngeschäft von Forschung und Wissenschaft konzentrieren können (Peisert und Framheim, 1978, S.119 und Nugent 2004, S.99). In einer gemeinsamen Schrift empfahlen Kultusministerkonferenz und Hochschulrektorenkonferenz (KMK/HRK) im Jahr 1993 die gleiche Vorgehensweise.

Kosten auf. Die Analyse der Erträge beginnt mit einem Literaturüberblick zu privaten Bildungsrenditen der Tertiärbildung, bevor wir im fünften Abschnitt Methoden und Ergebnisse unserer eigenen Untersuchung erläutern. Abschnitt 6 schließt mit einem Fazit.

2. Institutioneller Hintergrund

Im Wintersemester 2007/08 gab es in Deutschland 104 Universitäten und 184 Fachhochschulen.⁶ An den Universitäten studierten 1,307 Mio. Studierende, davon 196 Tsd. Studienanfänger, an den Fachhochschulen studierten 0,543 Mio. Studierende, davon 100 Tsd. Studienanfänger. Die bereitgestellten laufenden Grundmittel pro Studierendem beliefen sich 2006 im Mittel auf 4.000 Euro an Fachhochschulen und auf 7.000 Euro an Universitäten (ohne medizinische Einrichtungen). Insgesamt variiert die Finanzausstattung erheblich nach Studienfach: 2006 zwischen 2.100 Euro pro Studierendem in den Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften und 23.600 Euro in der Medizin.⁷

Während Universitäten auf eine wechselvolle und oft jahrhundertlange Geschichte zurückblicken, wurden Fachhochschulen erst seit Ende der 1960er Jahre gegründet (BMBF, 2004).^{8,9} Im Vergleich zu Universitäten liegt der Bildungsauftrag der Fachhochschulen in einer besonderen Praxisorientierung von Forschung und Lehre.¹⁰ Seit 1985 gehört die anwendungsbezogene Forschung sowie Technologie- und Wissenstransfer zum Aufgabenspektrum der Fachhochschulen, wenngleich die Tätigkeitsprofile des wissenschaftlichen Personals in

⁶ Hinzu kommen in der Abgrenzung des Statistischen Bundesamtes 6 Pädagogische Hochschulen, 14 Theologische Hochschulen, 52 Kunsthochschulen und 31 Verwaltungshochschulen (STBA 2008a, S.141).

⁷ Siehe STBA (2008a, S.161), die Werte sind über die Universitäten und Fachhochschulen gemittelt.

⁸ Ein wichtiger Ausgangspunkt der Entwicklung war das "Abkommen der Länder in der Bundesrepublik Deutschland zur Vereinheitlichung auf dem Gebiet des Fachhochschulwesens" von 1968.

⁹ Auch andere europäische Länder kennen die Aufteilung des tertiären Bildungsbereichs auf praxis- und wissenschaftsorientierte Institutionen. In Österreich starteten die ersten Fachhochschulen 1993 mit dem bildungspolitischen Ziel, Universitäten zu entlasten (Leitner 2004). In der Schweiz gibt es seit 1995 Fachhochschulen, die heute circa ein Drittel der Tertiärausbildung übernehmen (Kalaidos 2008). In beiden Ländern sind hauptsächlich wirtschafts- und techniklehnere Fächer an den Fachhochschulen vertreten. In England wurden die zumeist in den 1960er Jahren gegründeten *Polytechnics* 1992 den Universitäten gleich gestellt (Pratt 1997).

¹⁰ Die konkrete Ausgestaltung des Aufgabenspektrums der Institutionen wird durch das Hochschulrahmengesetz von 1985 den Ländern zugewiesen, die diese unterschiedlich abgrenzen.

deutlich höherem Maß von der Lehre gekennzeichnet sind als an den Universitäten. Der Unterschied zwischen den Institutionen manifestiert sich in den Voraussetzungen für eine Lehr-tätigkeit: in einem Fall ist eine wissenschaftliche Qualifikation etwa in Form einer Habilitati-on erforderlich, im anderen Fall eine längere Praxistätigkeit außerhalb des Hochschulbe-reichs.

Die Zugangsvoraussetzung für ein Universitätsstudium ist im Wesentlichen die all-gemeine Hochschulreife (Abitur), während der Zugang zu Fachhochschulen landesspezifisch flexibel geregelt ist. Die Fachhochschulreife wird im Gymnasium erzielt, sie kann mit dem Abschluss der Fachoberschule (z.B. nach Realschulabschluss mit oder ohne Berufsausbil-dung), mit einem Meistertitel, oder mit abgeschlossener Berufsausbildung plus Fachabitur erreicht werden.¹¹

Fachhochschulen zeichnen sich durch deutlich günstigere Betreuungsrelationen aus: während an Universitäten in den Massenfächern mehr als 1000 Hörer die Regel sind, bieten Fachhochschulen ein "seminaristisches Unterrichtsmodell" an.¹² Eng damit verbunden ist, dass Universitäten den wissenschaftlichen Nachwuchs intensiv in der Ausbildung der Studie-renden einsetzen, während an Fachhochschulen zumeist kein "Mittelbau" vorhanden ist.

Die Studiendauer war vor der Bologna Reform an Universitäten traditionell höher. Im Jahr 2000 betrug die mittlere Fachstudiendauer der Universitätsabsolventen 12,1 und der Fachhochschulabsolventen 9,0 Fachsemester. Dabei waren beide Absolventengruppen im Mittel gleich alt, mit 28,2 Jahren an Universitäten und 28,3 Jahren an Fachhochschulen. Ab-solventen der noch neuen Bachelorprogramme waren 2006 im Mittel 25,6 (an Universitäten)

¹¹ Im Wintersemester 2006/07 hatten 92 bzw. 48 Prozent der deutschen Studienanfänger an Universitäten bzw. an Fachhochschulen ihre Studienberechtigung an Gymnasien, Fachgymnasien oder Gesamtschulen erworben. 42 Prozent der Studienanfänger an Fachhochschulen kamen aus beruflichen Schulen (Autorengruppe Bildungs-berichterstattung, 2008, S.176).

¹² Dies wird besonders an den CNW (Curricularer Normwert, ein Maß der Lehrintensität von Studiengängen)-Unterschieden deutlich. Leszczensky (2006) vergleicht die CNW Werte für Betriebswirtschaftslehre (BWL) und Maschinenbau (MB) an Fachhochschulen (FH) und Universitäten (Uni). Fachhochschulnormen machen das 2,8 bzw. 1,5-fache der Werte an Universitäten aus (BWL FH: 5,4 BWL Uni: 1,9, MB FH: 6,4 und MB Uni: 4,2).

und 26,4 Jahre (an Fachhochschulen) alt und beendeten die Ausbildung nach 6,9 und 6,8 Fachsemestern an Universitäten und Fachhochschulen. Konsekutive Masterprogramme dauerten 2006 an beiden Institutionen mit 4,2 Fachsemestern gleich lang (Feuerstein 2008).

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der Studienanfänger-, Studierenden- und Absolventenzahlen nach Geschlecht für Universitäten und Fachhochschulen seit 1980. Insgesamt belegen die absoluten Zahlen den allgemeinen Anstieg in der Inanspruchnahme des Tertiärbildungsbereiches.¹³ An Universitäten studieren mittlerweile mehr Frauen als Männer. An Fachhochschulen sind die Geschlechterverhältnisse, vermutlich auch bedingt durch die dort vertretenen Fächergruppen, umgekehrt. **Abbildung 1.1** zeigt einen stetig steigenden Anteil der Fachhochschulen am Ausbildungsgeschehen. Dabei bilden Fachhochschulen gemessen an den Studierenden im ersten Hochschulsemester 40 Prozent der Männer und 30 Prozent der Frauen aus.¹⁴

3. Institutionelle Kosten der Ausbildung

Da die Kosten der Ausbildung stark vom Studienfach abhängen, vergleichen wir zunächst die Gewichtung der Fächergruppen an Fachhochschulen und Universitäten. **Tabelle 1** beschreibt die Verteilung der Studierenden über die Fächergruppen in beiden Institutionen für die Wintersemester 1980/81 und 2005/06.¹⁵ Die Fächergruppenverteilung blieb über den Zeitraum von 25 Jahren stabil. An Universitäten sind Fächeranteile der Sprach- und Kulturwissenschaften sowie der Mathematik mit Naturwissenschaften deutlich höher als an den Fachhochschulen. Letztere sind heute wie vor 25 Jahren von den Wirtschafts- und Gesell-

¹³ In den neuen Bundesländern wurden Fachhochschulen erst 1991/1992 gegründet. Dies erklärt die Verwerfungen in den Anteilswerten nach der Wiedervereinigung.

¹⁴ Heublein et al. (2008) zeigen, dass die Studienabbrecherquoten in Universitäten und Fachhochschulen über die Zeit und getrennt nach Fächergruppen vergleichbar um die 20 Prozent liegen.

¹⁵ Ein Vergleich aktueller Fächerstrukturen von Fachhochschulen und Universitäten zwischen Ost- und Westdeutschland ergab keine signifikanten Unterschiede zwischen den Regionen.

schaftswissenschaften sowie den Ingenieurwissenschaften dominiert. Diese beiden Fachgruppen zusammen repräsentierten 2005 ca. 75 Prozent aller Studierenden an Fachhochschulen.

Tabelle 2 stellt die Kosten an beiden Institutionen, gemessen anhand der laufenden Grundmittel pro Absolvent, gegenüber. Die laufenden Grundmittel sind der Teil der Hochschulausgaben, den der Hochschulträger (in der Regel das Land) aus eigenen Mitteln den Hochschulen für laufende Zwecke (z.B. Personalausgaben, Unterhaltung der Grundstücke und Gebäude oder Verwaltungsausgaben) zur Verfügung stellt.¹⁶ Die Interpretierbarkeit der laufenden Grundmittel ist aus verschiedenen Gründen, die wir unten diskutieren, eingeschränkt. Da der Indikator jedoch die einzige dauerhaft bereitgestellte Größe der Hochschulfinanzstatistik darstellt, beschreiben wir seine Entwicklung als Approximation der wahren zugrunde liegenden Kostenstrukturen.

Die Spalten von **Tabelle 2**, die mit "mit Forschungsanteil" überschrieben sind, stellen die gesamten laufenden Grundmittel dar. Die Spalten "ohne Forschungsanteil" präsentieren Grundmittelangaben, die den für die Forschung verwendeten Anteil der Grundmittel herausrechnen, um die Kosten der Lehre genauer zu beschreiben. Da je nach Institution und Fach in unterschiedlichem Ausmaß Forschung zur Kernaufgabe der Hochschule zählt, stellt das Statistische Bundesamt "F&E Kennziffern" bereit, um abzubilden, welcher Anteil der Gesamtkิจกรรมität auf Forschung zurück geht. Die Kennziffern werden in einem aufwändigen Verfahren berechnet, welches eine Vielzahl von Indikatoren berücksichtigt (eine Beschreibung findet sich z.B. in STBA 2008b). **Tabelle A1** zeigt die verwendeten Kennziffern.

Tabelle 2 zeigt in Panel A, dass die Berücksichtigung der Forschungsanteile den Vergleich zwischen den Institutionen nicht modifiziert: über alle betrachteten Fächergruppen hinweg sind die Grundmittel pro Absolvent im Mittel über die Fünfjahresperiode von 2002-

¹⁶ Sie reflektieren die Ausgaben der Hochschulen für laufende Zwecke abzüglich eventueller Verwaltungs- und Drittmitteleinnahmen. Investitionsausgaben der Hochschulen sind in den laufenden Grundmitteln nicht erfasst.

2006 an den Universitäten höher als an den Fachhochschulen.¹⁷ Dies legt nahe, dass ein Universitätsabschluss teurer ist als ein Fachhochschulabschluss. In einem zweiten Schritt kann man die berechneten Größen um die zur Zeit der Datenerhebung noch unterschiedlichen Studiendauern korrigieren. Wählt man für die Universitätsstudiengänge eine hypothetische Studiendauer von 12 Semestern und für die Fachhochschulstudiengänge von 9 Semestern, so verschiebt sich das Bild (siehe Panel B).¹⁸ Der Kostenvorteil der Fachhochschulen in den Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften verschwindet und er sinkt deutlich für die "Ingenieurwissenschaften ohne den Forschungsanteil".¹⁹

Abbildung 2 beschreibt die preisbereinigten Grundmittel pro Studierendem über die Zeit. Durch die Betrachtung von Studierenden statt Absolventen werden die unterschiedlichen Studiendauern berücksichtigt. Die über alle Fächergruppen gemittelten Daten spiegeln die fachspezifischen Ergebnisse aus **Tabelle 2** wider: die laufenden Grundmittel sind an den Universitäten höher als an den Fachhochschulen und bleiben pro Studierendem auf gleichmäßigem Niveau, während sie an den Fachhochschulen seit ca. 1999 (bei wachsender Studierendenzahl) rückläufig sind. Bei Betrachtung der Grundmittel nach Bereinigung um unterschiedliche Forschungsintensität reduziert sich auch im Mittel über alle Fächer der Kostenvorteil der Fachhochschulen deutlich. **Abbildung 3** präsentiert den zeitlichen Verlauf der preisbereinigten Grundmittel (ohne Forschung) pro Studierendem für drei Fächergruppen. Universitäten im Bereich der Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften weisen dauerhaft die niedrigsten Werte auf. In den Ingenieurwissenschaften weichen die Werte an beiden

¹⁷ Mittelwerte wurden berechnet, um den Einfluss von zufälligen Schwankungen zu reduzieren.

¹⁸ Schließt man die an Fachhochschulen üblichen Praxissemester aus der Berechnung aus, so verschiebt sich das Bild noch stärker zu Ungunsten der Fachhochschulen.

¹⁹ Dass Universitäten besonders im Bereich der Massenfächer kostengünstiger arbeiten können, macht folgendes Beispiel deutlich: eine Universitätsprofessorin unterrichtet eine Gruppe von 1200 Erstsemestern im Rahmen einer Vorlesung von 2 Semesterwochenstunden. Bei einem Deputat für bayerische Universitätsprofessoren von 9 SWS und einer unterstellten Forschungs- und Verwaltungstätigkeit im Umfang von 50 Prozent ihrer Tätigkeit kostet diese Lehrleistung weniger als 1/8 des Gehaltes der Universitätsprofessorin. Im seminaristischen Unterrichtsstil der Fachhochschulen werden 1200 Studierende auf ca. 40 Kurse aufgeteilt, so dass 80 Stunden Vorlesungsleistung zu erbringen sind. Dies beschäftigt ca. 4 in Vollzeit tätige Fachhochschulprofessoren.

Institutionen nicht deutlich voneinander ab. Es kann also kein eindeutiger Kostenvorteil zugunsten einer der beiden Institutionen konstatiert werden.

Abschließend ist auf Grenzen der Aussagekraft der Daten zu den laufenden Grundmitteln hinzuweisen, die den Vergleich zwischen Fachhochschulen und Universitäten beeinflussen können: (a) die Daten enthalten keine Investitionsausgaben (z.B. Baumaßnahmen, Ausstattung), die zwischen Universitäten und Fachhochschulen in unterschiedlichem Ausmaß anfallen können. In einzelnen Ländern bezahlen Hochschulen dem Land Mieten, was ausgabenerhöhend wirkt und sich für Universitäten und Fachhochschulen unterschiedlich auswirken kann. Zusätzlich unterscheiden sich einzelne Hochschulen in ihrer Ausgabenzuweisung, wobei Bibliotheken oder Gebäude in unterschiedlichem Ausmaß dezentral bewirtschaftet und kostenwirksam werden. (b) Die Daten korrigieren nicht für Unterschiede in der haushaltstechnischen Erfassung von Drittmitteln zwischen den Bundesländern sowie hinsichtlich der Behandlung rechtlich selbständiger Institute als Drittmittlempfänger. (c) Abgrenzungsprobleme entstehen durch verspätete Meldungen neuer Hochschulen, bei der Zählung von Studierenden, die fächergruppenübergreifend studieren, sowie bei der Behandlung länderübergreifender Hochschulen (ebenso bei der Berechnung der Kosten der klinischen Medizinausbildung). (d) Es gibt neben Problemen fehlender Antworten auch zeitliche Brüche in den Daten. So gehen Universitäten seit 1995 zunehmend von der kameralistischen zur kaufmännischen Buchführung über, was bei abweichenden Kontensystemen zu Unschärfen führt. Seit 2002 werden Gesamthochschulen als Universitäten geführt.

Vor dem Hintergrund dieser Messprobleme bereitet HIS (Hochschul-Informationssystem GmbH) "Ausstattungs-, Kosten- und Leistungsvergleiche" (AKL) für Fachhochschulen und Universitäten auf, die von den Wissenschaftsressorts der Länder zu Steuerungs- und Mittelverteilungszwecken verwendet werden. Sie machen fachlich ähnliche Einheiten von Hochschulen untereinander vergleichbar. Dazu werden von den Hochschulen gelieferte Daten

aufbereitet, um einzelne Sachverhalte durch Heraus- oder Hinzurechnen oder durch Gewichtungen anders bewerten zu können, als dies von länder- oder hochschulspezifischen Vorgaben gefordert wird. Der AKL verwendet eine eigene, einheitliche Kostenstellensystematik sowie aggregierte Kostengrößen, die auf Lehr- und Forschungseinheiten als "Endkostenstellen" verrechnet werden. Dabei werden Dienstleistungsverflechtungen in der Lehre berücksichtigt und Kennzahlen bezogen auf Studienplätze, Studierende und Absolventen gebildet.

Auf dieser Grundlage liegen für das Jahr 2004 Daten zu den Lehrkosten von 20 norddeutschen Fachhochschulen und von 22 Universitäten getrennt nach Fächergruppen vor (für niedersächsische Universitäten wurden hierbei die Angaben von 2003 verwendet).²⁰ **Tabelle 3** weist zunächst in den Spalten 2 und 3 die von Dölle et al. (2007a, 2007b) unterstellten Anteile der Lehr- an den Gesamtkosten aus. Diese unterscheiden sich von den FuE-Koeffizienten des statistischen Bundesamtes (siehe **Tabelle A1**) dadurch, dass für beide Institutionen ein geringerer Kostenanteil der Lehre zugewiesen wird. **Tabelle 3** beschreibt in den Spalten 4-12 drei Kostenkenngrößen. Die Lehrkosten pro Studienplatz in Regelstudienzeit orientieren sich an der verfügbaren Lehrkapazität unabhängig von der Inanspruchnahme (Angebot). Die Lehrkosten pro Studierendem in der Regelstudienzeit variieren mit der tatsächlichen Auslastung unterschiedlicher Studiengänge durch Studierende in der Regelstudienzeit (Nachfrage). Die Kosten pro Absolvent reflektieren zusätzlich noch Studienerfolg und Studiendauer: Studienabbrecher werden hier ebenso wenig gezählt wie die zwischen Fachhochschulen und Universitäten im Jahr 2004 noch unterschiedliche Studiendauer. Um das in der letzten Zeile ausgewiesene über die betrachteten Fächergruppen gewichtete Mittel zu berechnen, wurden die in den Spalten 13 und 14 aufgeführten Studierendenanteile verwendet.

Im Ergebnis finden sich deutlich niedrigere Lehrkosten an den Universitäten als an den Fachhochschulen in den Sprach- und Kulturwissenschaften sowie in den Rechts-, Wirt-

²⁰ Die Fächergruppierungen sind mit denen des Statistischen Bundesamtes vergleichbar.

schafts- und Sozialwissenschaften, was die Resultate auf Basis der Daten des Statistischen Bundesamtes bestätigt. Während die nächsten drei Fächergruppen (MINT, Agrar- und Ernährungswissenschaften, Ingenieurwissenschaften) in der Betrachtung pro Absolvent (Spalte 12) an den Universitäten teurer sind, unterscheiden sich die Ausbildungskosten pro Studienplatz abgesehen von der Fächergruppe "Kunst, Musik und Design" (Spalte 6) nicht wesentlich von denen der Fachhochschulen. Dies hängt teilweise mit den höheren Auslastungsquoten an den Fachhochschulen zusammen (FH: 90-104 Prozent im Vergleich zu 70-85 Prozent an den Universitäten, siehe Dölle et al. 2007a und 2007b). Auf Basis der AKL Daten kann also ein Kostenvorteil der Fachhochschulen nicht bestätigt werden. Im Mittel liegen die Kosten pro Studierenden und Studienplatz deutlich über und die Kosten pro Absolvent mit 8 Prozent leicht unter den Ausbildungskosten an der Universität. Im Gegensatz zu den Daten des Statistischen Bundesamtes ergeben sich auf Basis der AKL Rechnung teilweise deutliche Kostenvorteile der Ausbildung an Universitäten.

4. Individuelle Renditen des Studiums – Literatur und Methoden

Die Frage nach den individuellen Renditen alternativer Tertiärbildungswege ist international von Interesse. So bestätigt Weale (1992) für Großbritannien insbesondere für gute Absolventen der Sekundarschule höhere private Renditen eines Universitäts- als eines Fachhochschulstudiums. Für die Schweiz findet Weber (2003) hingegen geringere individuelle und soziale Renditen für ein Universitäts- als für ein Fachhochschulstudium.

Für Deutschland existieren empirische Studien, die sich in ihrer Vorgehensweise und Datenbasis unterscheiden. Kern der Schätzung individueller Bildungsrenditen ist in der Regel die sogenannte Mincer'sche Lohnfunktion

$$\log(w) = \beta_0 + \beta_1 \text{educ} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + \beta_4 X + e,$$

die den logarithmierten realen Stundenlohn (w) auf Bildungsindikatoren ($educ$), Polynome der Arbeitsmarkterfahrung (exp , exp^2) und weitere Kontrollvariablen (X) regressiert. In dieser Spezifikation gibt der geschätzte Wert von β_1 unter zwei Bedingungen den kausalen Effekt der Ausbildung auf die Löhne und damit die individuelle Bildungsrendite an: (a) die zur Schätzung verwendete Stichprobe muss zufällig aus der gesamten Bevölkerung gezogen sein und (b) die individuellen Bildungsabschlüsse müssen unabhängig von weiteren in der Gleichung nicht betrachteten Lohndeterminanten (z.B. Motivation, Fähigkeit) sein.

Die vorliegenden Studien verwenden unterschiedliche Definitionen von "educ", unterschiedliche Kontrollvariablen X und unterschiedliche Ansätze, um die Gültigkeit der Bedingungen (a) und (b) zu gewährleisten. Im Rahmen einer Mincer'schen Lohngleichung lassen sich auf verschiedene Weisen Rückschlüsse auf die Renditen von Bildungsgängen ziehen. Eine häufig gewählte Vorgehensweise ist, "educ" als Gruppe von Indikatoren des höchsten erreichten individuellen Bildungsabschlusses zu definieren. Dann lässt sich an ihren geschätzten Koeffizienten *ceteris paribus* der mittlere Lohnunterschied zwischen Fachhochschul- und Universitätsabsolventen ablesen. Dieser Lohnunterschied wird in der Literatur häufig in Bezug zur mittleren Anzahl der Studienjahre gesetzt, um die Rendite pro Ausbildungsjahr zu berechnen. Alternativ kann man eine Spezifikation, die für die Anzahl von Ausbildungsjahren kontrolliert, durch Interaktionsterme von "educ" oder/und der Arbeitsmarkterfahrung mit dem höchsten Bildungsabschluss anreichern.

Lauer und Steiner (2000) nutzen die Daten des deutschen Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) von 1984-1997.²¹ Sie vergleichen die in Teilstichproben geschätzten Renditen von Fachhochschul- und Universitätsabschlüssen für Männer und Frauen über die Zeit. Während die Renditen für Universitätsabschlüsse besonders für Frauen deutlich über denen der Fachhochschulen liegen, relativiert sich das Bild, wenn die typische Studiendauer berücksich-

²¹ Ein graphischer Vergleich der mittleren Lohnentwicklung von Fachhochschul- und Universitätsabsolventen findet sich bei Borgloh et al. (2008).

tigt wird. Hier übersteigen für Männer fast durchgängig die Renditen eines Ausbildungsjahres an der Fachhochschule die der Universitätsausbildung. Für Frauen sind die Renditen ähnlich. Die Autoren prüfen, inwieweit ihre Ergebnisse von nichtzufälliger Selektion in die Erwerbstätigkeit (s.o., Bedingung a) oder in bestimmte Bildungsabschlüsse (Bedingung b) beeinflusst werden. Mittels einer einstufigen Heckman-Selektionskorrektur (vgl. Greene 2008, S.882) zeigen sie, dass sich die Renditen der Ausbildung durch die Selektion in den Arbeitsmarkt trotz signifikanter Selektionsprozesse nicht signifikant ändern. Anschließend verwenden sie einen Instrumentvariablenschätzer, um die Nicht-Zufälligkeit von Bildungsentscheidungen zu korrigieren. Sie schließen, dass ihre Ergebnisse auch in diesem Fall robust sind.

Boockmann und Steiner (2006) fokussieren auf die Änderung der Bildungsrendite für unterschiedliche Geburtsjahrgänge, ohne auf Fragen von Stichprobenselektivität oder Endogenität der Bildungsentscheidung einzugehen. Mit Daten des SOEP (1984-1997) für Westdeutschland finden sie rückläufige Renditen für universitäre und steigende Renditen für Fachhochschulabschlüsse über die Geburtsjahrgänge (1925-1974) hinweg, wobei ein Vorsprung der Universitäten gewahrt bleibt.

Die Studie von Wahrenburg und Weldi (2007) nutzt die Nettomonatseinkommen des Mikrozensus (hier aus dem Jahr 2004), um für Vollzeiterwerbstätige den Kapitalwert sowie den internen Zinsfuß auf Investitionen in tertiäre Bildung nach Geschlecht, Fach und Institution abzuschätzen. Kontrollen für potentiell verzerrende Effekte von Stichprobenselektion oder endogene Bildungsentscheidungen werden vernachlässigt. Die Ergebnisse legen nahe, dass bei außer Acht lassen der Ausbildungskosten die Renditen einer Universitätsausbildung diejenigen eines Fachhochschulabschlusses übersteigen, wobei nach Studienfach deutliche Heterogenitäten vorliegen.

Weldi (2007) wertet Daten zu den Determinanten der Bruttoeinstiegsgehälter von über 11.000 in Vollzeit beschäftigten Universitäts- und Fachhochschulabgängern der Jahre

2001-2006 aus. Der Datensatz enthält individuelle Information zu Schul- und Studienleistungen, die hoch signifikant mit den Einstiegsgehältern korrelieren. Der Autor argumentiert, dass die verzerrenden Effekte der möglicherweise endogenen Bildungsentscheidung durch Kontrolle für zahlreiche Hintergrundvariablen korrigiert werden. Die Unterschiede zwischen Fachhochschul- und Universitätsausbildung werden in den Einkommensregressionen durch eine Indikatorvariable abgebildet. Die Kontrollen für die Fachrichtung des Studiums sind nicht mit diesem Indikator interagiert, so dass nur mittlere Lohnunterschiede über alle Fächer hinweg festgestellt werden können. Diese stellen sich im linearen Modell für Männer als signifikant im Ausmaß von 142 Euro pro Monat zugunsten von Universitäts- gegenüber Fachhochschulabsolventen heraus. Für Frauen ist der Gehaltsunterschied insignifikant. Weldi (2007) führt eine zweistufige Heckman-Korrektur für die Selektion der Absolventen und Absolventinnen in die Erwerbstätigkeit durch. Diese Korrektur reduziert den vormals in der Gesamtstichprobe signifikant positiven Effekt des Universitätsabschlusses auf insignifikante 28 Euro pro Monat. Hinsichtlich der Einstiegslohne scheint der ökonomische individuelle Vorteil des Universitätsabschlusses also schwach und wenig robust zu sein.

Insgesamt ist die für Deutschland vorliegende Evidenz zu den Renditeunterschieden von Fachhochschul- und Universitätsabschlüssen begrenzt. Es findet sich keine Studie, die sowohl die Endogenität der Bildungsentscheidung als auch der Erwerbsbeteiligung berücksichtigt und gleichzeitig eine Analyse der Lohneffekte der Studienabschlüsse im Lebenszyklus erlaubt. Dieser Frage wenden wir uns im Folgenden zu.

5. Empirische Analyse der individuellen Renditen

5.1 Datensatz und Stichprobe

Datengrundlage unserer Analyse ist das deutsche Sozio-oekonomische Panel (SOEP) der Jahre 2001-2007, welches repräsentative Daten für Haushalte und Personen bereitstellt

(Wagner et al. 2007). Wir beschränken unsere Analyse auf erwerbstätige Personen mit tertiärem Bildungsabschluss im Alter von 28 bis 60 Jahren. Ausgeschlossen werden Personen, die einen tertiären Bildungsabschluss im Ausland absolviert haben oder keine oder fehlerhafte Angaben zur Tertiärbildung gemacht haben. Die Stichprobe umfasst 11.879 Personen-Jahr-Beobachtungen (von 2.614 verschiedenen Individuen), darunter 4.856 für Frauen und 7.023 für Männer. In unserer Stichprobe verfügen 39,7 Prozent der Beobachtungen über einen Fachhochschul- und 60,3 Prozent über einen Universitätsabschluss.

Als abhängige Variable verwenden wir den logarithmierten realen Bruttostundenlohn (in 2005er Euro). Dieser wurde durch Division der Bruttomonatslöhne durch die tatsächliche Arbeitszeit bestimmt.²² **Abbildung 4** präsentiert die Verteilung der realen Bruttostundenlöhne für vollzeiterwerbstätige Männer mit Fachhochschul- oder Universitätsabschluss. Die beiden Verteilungen ähneln sich stark, die Modalwerte für Universitäts- und Fachhochschulabsolventen sind nahezu identisch bei circa 20 Euro. Die Verteilung für Universitätsabsolventen ist rechtsschiefer als die für Fachhochschulabsolventen, was zu höheren Mittelwerten führt. Die Entwicklung der realen Medianlöhne in Ost- und Westdeutschland über die Zeit wird in **Abbildung 5** für Männer und Frauen getrennt nach Hochschulart dargestellt. Die Darstellung zeigt nur geringfügige Schwankungen der realen Medianlöhne über die Zeit. Während im Westen Männer stets mehr verdienen als Frauen, liegen die Löhne ostdeutscher Frauen mit Universitätsabschluss im Mittel oberhalb derjenigen von ostdeutschen Männern mit Fachhochschulbildung. Insgesamt sind die Reallöhne am Median im Osten deutlich niedriger als im Westen, mit leicht steigender Tendenz in den neuen Bundesländern.

5.2 Empirische Vorgehensweise

²² Wir verwenden die vom DIW bereit gestellten imputierten Bruttomonatseinkommen. Hier werden fehlende Werte für erwerbstätige Personen mit verschiedenen Verfahren (erläutert bei Frick und Grabka 2005) ergänzt.

Methodisch sind die oben bereits genannten Selektionsmechanismen zu beachten: (a) Löhne werden nur für Erwerbstätige beobachtet. Wenn nur Personen mit bestimmten unbeobachteten Eigenschaften erwerbstätig sind und diese Eigenschaften auch mit ihrer Ausbildungsart korreliert sind, kann sich in einer Schätzung, die nur Erwerbstätige betrachtet, eine Selektionsverzerrung ergeben. (b) Die Entscheidung, einen Fachhochschul- statt einen Universitätsabschluss anzustreben, ist vermutlich nicht zufällig. Wenn unbeobachtete Determinanten der Bildungsentscheidung (und des Bildungserfolges) mit denjenigen des Lohnes korrelieren, ist das Bildungsmaß endogen und der geschätzte Koeffizient verzerrt und inkonsistent. – Als weiterer Aspekt sind bei Paneldaten intrapersonelle Korrelationsmuster der beobachteten und unbeobachteten Größen über die Zeit zu beachten.²³

Dem Problem der endogenen Wahl des Bildungsabschlusses begegnen wir analog der von Angrist und Krueger (2001) vorgeschlagenen Instrumentvariablen-Vorgehensweise, um einen konsistenten Schätzer zu erhalten. Zunächst werden auf einer ersten Stufe mittels eines linearen Wahrscheinlichkeitsmodells Vorhersagen für die Wahrscheinlichkeit ermittelt, einen Universitätsabschluss zu haben. Wir nutzen hierfür ein gepooltes lineares Modell.²⁴ Die Schätzungen werden für Männer und Frauen getrennt durchgeführt. Die Ergebnisse sind in **Appendix A.2** ausgewiesen. Die Koeffizienten der Instrumentvariablen sind stets am 1 Prozent Niveau gemeinsam signifikant von Null verschieden.

Die auf Grundlage dieser Gleichungen vorhergesagten Werte werden als Regressoren in der Verdienstfunktion berücksichtigt. Da die Größen generiert wurden, müssen die Stan-

²³ Gleichzeitig stellt die Begrenzung der Stichprobe auf Tertiärabsolventen eine Selektion dar. Wir unterstellen, dass diese exogen und zeitlich konstant ist.

²⁴ Erklärende Größen auf dieser Stufe sind Alter und Alter quadriert, Instrumente sind schulische und berufliche Abschlüsse der Eltern, Religionszugehörigkeit und Nationalität der Eltern, die Häufigkeit von Streitigkeiten mit den Eltern im Alter von 15, Wohnortgröße in der Kindheit sowie ein Indikator, ob der aktuelle Wohnort dem Kindheitswohntort entspricht. Zudem werden Bundesland- und Jahresindikatoren sowie deren Interaktionen berücksichtigt. Die intrapersonelle Störtermkorrelation wurde kontrolliert. Der für diese Schätzung verwendete Datensatz enthält auch Beobachtungen von nicht erwerbstätigen Individuen.

dardfehler der Schätzung angepasst werden. Hierzu verwenden wir ein Block-Bootstrap-Verfahren mit 500 Replikationen.

Bei der Schätzung der Verdienstfunktion muss für die Selektion in die Erwerbstätigkeit kontrolliert werden. In unserer Stichprobe sind insgesamt 85 Prozent der Beobachtungen erwerbstätig. Da wir Paneldaten verwenden, folgen wir der von Wooldridge (2002, S.583) empfohlenen Vorgehensweise zur Selektionskorrektur: zunächst wird für jede Periode einzeln auf Grundlage eines Probit Modells der Indikator der Erwerbstätigkeit, das sogenannte Inverse Mills Ratio (IMR), berechnet.²⁵ Die auf Basis dieser Schätzungen bestimmten IMR sowie ihre Interaktionen mit Kalenderjahreindikatoren werden im zweiten Schritt in einer gepoolten Kleinstquadrateschätzung der Verdienstfunktion als zusätzliche kontrollierende Größen aufgenommen. Mit dieser Korrektur lassen sich die Parameter der Verdienstfunktion konsistent schätzen (Wooldridge 2002, Greene 2008, S.901). Ein Test auf gemeinsame Signifikanz der IMR-Parameter informiert über die Notwendigkeit der Selektionskontrolle.

Neben dem vorhergesagten Universitätsabschluss und dem IMR kontrollieren wir in den Lohnregressionen für folgende Einflussfaktoren: Alter als Polynom dritter Ordnung, Familienstand, Nationalität und Wohnort-Bundesland, Indikatoren für Teilzeit- und befristete Beschäftigung, Betriebszugehörigkeitsdauer (linear und quadriert), Tätigkeit im öffentlichen Sektor, vier Indikatoren für die Unternehmensgröße, neun Berufskategorien und acht Branchenindikatoren, sowie einem Indikator dafür, ob die Angabe zum Verdienst imputiert ist.²⁶

Eine differenzierte Analyse der Rendite einzelner Studienfächer ist mit den Daten des SOEP nicht möglich, da keine Information zum Studienfach vorliegt. Anhand von Angaben zum ausgeübten Beruf wurden grobe Zuordnungen von Absolventen auf ingenieurwissenschaftliche, wirtschafts- und sozialwissenschaftliche sowie naturwissenschaftliche Studien-

²⁵ Im Probit Modell kontrollieren wir für Alter und Alter quadriert, Familienstand, Anzahl der Kinder im Haushalt, eigene Schulbildung in Jahren, Bildung der Eltern, Wohnortgröße in der Kindheit.

²⁶ Für 9,8 Prozent der Beobachtungen verwenden wir imputierte Einkommensangaben (vgl. Abschnitt 5.1).

gängen vorgenommen, so dass diese Bereiche getrennt betrachtet werden können. Nach einer allgemeinen Schätzung bilden wir daher die fachgruppenspezifischen Unterschiede ab.

5.3 Ergebnisse

In einem ersten Schritt prüfen wir die Spezifikation unseres Modells. Hierzu vergleichen wir in **Tabelle 4** die Schätzergebnisse mit und ohne Selektionskorrektur sowie mit beobachtetem und vorhergesagtem Wert für den Universitätsindikator. Spalte (1) zeigt die Schätzergebnisse mit dem beobachteten Wert für den Universitätsabschluss und ohne Korrektur für die Selektion in die Erwerbstätigkeit. Der Koeffizient der Universitätsvariablen indiziert, dass Erwerbstätige mit einem Universitätsabschluss nach Kontrolle der sonstigen aufgeführten Merkmale im Mittel um mehr als 15 Prozent mehr verdienen als Erwerbstätige, die sich nur durch einen Fachhochschulabschluss von ihnen unterscheiden.²⁷ In den beiden folgenden Spalten sind Korrekturen für Stichprobenselektion berücksichtigt, zunächst in Spalte (2) ausschließlich durch das IMR, anschließend in Spalte (3) zusätzlich durch Interaktionsterme von IMR mit den Kalenderjahren. Es zeigt sich, dass deren Berücksichtigung den Universitätseffekt nicht modifiziert und dass die Koeffizienten der IMR Variablen weder einzeln noch gemeinsam statistisch signifikant von Null verschieden sind. Da wir diese Ergebnisse auch erhalten, wenn die Schätzungen getrennt nach Geschlecht durchgeführt werden, liegt keine Evidenz für endogene Selektion in die Erwerbstätigkeit vor.

In den Spalten (4)-(6) werden die Schätzergebnisse ausgewiesen, die sich ergeben, wenn statt des beobachteten der vorhergesagte Universitätsabschluss berücksichtigt wird. Erstaunlicherweise fallen die Koeffizienten des instrumentierten Universitätsabschlusses größer aus, als die der beobachteten Werte in den Spalten (1)-(3). Bei einer Selektion von besonders

²⁷ Der präzise berechnete mittlere Abstand beträgt $(\exp(0,153) - 1) * 100 \% = 16,53$ Prozent. – Hält man in der Schätzgleichung die als Instrumentvariablen verwendeten Familienhintergrundvariablen konstant, so sinkt der nach wie vor statistisch hoch signifikant geschätzte Koeffizient des Universitätsindikators von 0,153 auf 0,130, was einem mittleren Lohnvorteil der Universitäten in Höhe von 13,9 Prozent entspricht.

qualifizierten Individuen in den Universitätsabschluss hätte man nach der Instrumentierung kleinere Koeffizienten erwartet. Unser Ergebnis legt daher nahe, dass sich die fähigeren Köpfe in die Fachhochschulen selektieren: nach der Korrektur für diese nicht-zufällige Auswahl würde bei zufälliger Verteilung auf Fachhochschulen und Universitäten der mittlere Lohnvorteil der Universitätsabsolventen ca. 30 Prozent betragen.²⁸ Im Sinne einer konservativen Analyse verwenden wir im Weiteren nicht die vorhergesagten, sondern die beobachteten Werte für den Universitätsabschluss.²⁹ Die Ergebnisse aus den Spalten (1)-(3) hinsichtlich einer Selektion in die Erwerbstätigkeit werden in Spalte (6) bestätigt, in Spalte (5), wo der Koeffizient von IMR am 10 Prozent Niveau signifikant von Null verschieden ist, hingegen nicht. Da wir zum einen auf Basis der Modelle mit dem beobachteten Universitätsabschluss fortfahren und zum anderen die einzige Evidenz zugunsten von Selektion in Spalte (5) auch angesichts der Stichprobengröße mit einem Signifikanzniveau von 10 Prozent nicht sehr stark ist, vernachlässigen wir im weiteren die Problematik einer möglichen endogenen Selektion in die Erwerbstätigkeit.

Während wir in **Tabelle 4** den mittleren Lohnunterschied der Absolventengruppen betrachtet haben, prüfen wir nun, wie sich dieser Lohnunterschied im Lebenszyklus entwickelt. Dazu haben wir das Modell aus Spalte (1) der **Tabelle 4** um drei Interaktionsterme erweitert, indem wir den Universitätsabschluss mit den Altersvariablen interagiert haben. Das Modell wurde getrennt für Männer und Frauen geschätzt. In beiden Fällen waren die Koeffizienten der zusätzlichen erklärenden Variablen am 1 Prozent Niveau gemeinsam signifikant von Null verschieden, was darauf hinweist, dass sich die Löhne von Fachhochschul- und

²⁸ Die Instrumentierung von Bildungsvariablen führt in Lohnschätzungen häufig zu zunächst kontraintuitiv höheren Parameterschätzern. Ökonometrisch kann dies entweder dadurch erklärt werden, dass der zu instrumentierende Bildungsindikator mit Messfehlern behaftet ist, oder dass durch die gewählte Form der Instrumentierung der kausale Effekt nur für solche Personengruppen ausgewiesen wird, die eine besonders hohe Rendite auf die Universitätsausbildung erzielt hätten.

²⁹ Die beschriebenen Ergebnisse sind robust, wenn sie nach dem Geschlecht getrennt durchgeführt werden. Als Test der Robustheit der IV-Ergebnisse haben wir zusätzlich den Garen (1984) Schätzer implementiert (eine gute Beschreibung findet sich bei Gebel und Pfeiffer (2007)). Die Ergebnisse sind nahezu identisch zu den hier präsentierten.

Universitätsabsolventen nicht nur um einen konstanten Faktor, sondern auch im Verlauf über den Lebenszyklus unterscheiden. Die auf Basis der beiden Schätzungen vorhergesagten mittleren Lohnentwicklungen der beiden Absolventengruppen sind in **Abbildung 6** separat für Männer und Frauen dargestellt. Die Abbildungen zeigen, dass am Beginn der Erwerbskarriere die mittleren Löhne der Fachhochschulabsolventen oberhalb derjenigen liegen, die wir für Universitätsabsolventen vorhersagen. Dies widerspricht den Ergebnissen von Weldi (2007), der genau die Einstiegsgehälter der Absolventen vergleicht. **Abbildung 6** legt somit nahe, dass ein Vergleich der Löhne in den ersten Berufsjahren zu anderen Ergebnisse führen kann als eine Betrachtung über den ganzen Lebenszyklus. Ab circa Alter 32 übersteigen die Löhne der Universitätsabsolventen für beide Geschlechter diejenigen der Fachhochschulabsolventen. Bei den Frauen steigt der Lohnabstand bis zum Alter von circa 40 Jahren an und reduziert sich anschließend wieder. Bei den Männern wächst der Lohnabstand durchgehend bis zum Rentenalter. Im Alter von 45 Jahren beträgt der Lohnabstand der Männer ca. 18 und der der Frauen ca. 25 Prozent.

In den bislang durchgeführten Analysen haben wir alle Absolventen eines Hochschultyps gemeinsam betrachtet, ohne nach Fächergruppen zu trennen.³⁰ Wenngleich unsere Daten keine Information zum Studienfach enthalten, konnten wir auf Basis der Berufsangaben eine Zuordnung von Hochschulabsolventen zu ingenieurwissenschaftlichen, wirtschafts- und sozialwissenschaftlichen und naturwissenschaftlichen Fächergruppen vornehmen.³¹ Um zu prüfen, ob die private Rendite auf einen Universitätsabschluss auch in vergleichbaren Fachgebieten die Rendite auf einen Fachhochschulabschluss übersteigt, haben wir in einer Schätzung die Fächergruppen interagiert mit der Hochschulart als zusätzliche Kontrollvariablen berück-

³⁰ Ammermüller und Weber (2005) betrachten fachspezifische Bildungsrenditen, allerdings ohne Trennung nach Tertiärbildungsinstitutionen.

³¹ Aus über 300 möglichen Berufsangaben konnten 49 konkreten Fachbereichen zugeordnet werden (z.B. Maschinenbauingenieur, Finanzdirektor oder Physiker). Im Ergebnis teilt sich die Gesamtstichprobe (N=13.926) wie folgt auf Fachgruppen und Hochschularten auf: An Universitäten: Ingenieurwiss. 6,9 %, Wirtschaft-Sozialw. 6,4 %, Naturw. 3,0 %, Sonstige 43,8 %, und an Fachhochschulen: Ingenieurwiss. 7,3 %, Wirtschaft-Sozialw. 5,6 %, Naturw. 1,4 %, Sonstige 25,6 %.

sichtigt. Die mittleren Löhne sind für die Ingenieurwissenschaften, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Naturwissenschaften sowie für die sonstigen Fächer in **Tabelle 5** für Männer und Frauen getrennt nach Hochschulart dargestellt. Die geschätzten Lohnunterschiede innerhalb der Fachgruppen waren nach Hochschularten sowohl für Männer also auch für Frauen statistisch hoch signifikant von Null verschieden. Insgesamt ist der relative "Universitätsbonus" bei den Frauen immer größer als bei den Männern. Bei den Frauen ist der Lohnvorteil bei den naturwissenschaftlichen Absolventinnen absolut am höchsten, gefolgt von den Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlerinnen. Bei den Männern ist der absolute Lohnvorteil der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler und der Gruppe der sonstigen Fächer am höchsten. Die Darstellung zeigt, dass der Lohnvorteil der Universitätsabsolventen über alle Fächergruppen hinweg und bei Kontrolle für eine Vielzahl anderer Lohndeterminanten besteht.

In unseren Schätzungen haben wir bisher die Stichprobe der 28-60-jährigen (Geburtsjahrgänge 1941-1979) gemeinsam betrachtet. Um zu prüfen, in welchem Ausmaß die Renditeschätzungen für Fachhochschul- versus Universitätsabsolventen trendbehaftet sind, haben wir als Robustheitstest die Regression aus Spalte 1 von **Tabelle 4** getrennt für die Gruppen derjenigen geschätzt, die vor bzw. nach 1960 geboren wurden.³² Das Ergebnis bestätigt die Resultate von Boockmann und Steiner (2006): Während für die ältere Gruppe der Koeffizient für den Universitätsabschluss 0,183 betrug, sank er für die Gruppe der Jüngeren auf 0,104. In beiden Fällen waren die geschätzten Koeffizienten hochsignifikant von Null verschieden. Sie indizieren einen mittlere Lohnvorteil der Universitätsabsolventen von $((\exp 0,104 - 1) * 100 \Rightarrow) 10,96$ Prozent für die jüngere Gruppe am Beginn ihres Erwerbslebens. Auch die Lohnprofile der Jüngeren im Lebenszyklus (vgl. **Abbildung 6**) weichen nicht wesentlich von denen der Gesamtstichprobe ab. Um der Frage nachzugehen, ob die Lohnstruktur des öffentlichen Dienstes die Ertragsdifferenzen für die Absolventen beider Hochschulen beeinflussen, haben

³² In der älteren Gruppe befinden sich 5.256 Personen-Jahr-Beobachtungen, in der jüngeren Gruppe 6.623.

wir ein Modell geschätzt, in dem der Universitätsindikator mit einem Indikator für die Tätigkeit im öffentlichen Sektor interagiert wurde. Dieser Interaktionsterm ist in keiner Stichprobe signifikant. Unsere Ergebnisse sind also robust.

6. Schlussfolgerungen

In dieser Untersuchung haben wir uns der Frage zugewendet, in welchem Verhältnis Kosten und Erträge der Ausbildung an deutschen Fachhochschulen und Universitäten zueinander stehen. Misst man die Renditen der Ausbildung anhand des Lohnunterschiedes, so ergeben sich nach Kontrolle für andere Determinanten eindeutige Vorteile der Universitätsausbildung über alle Fächergruppen, für beide Geschlechter und im gesamten Lebenszyklus. Gleichzeitig ist für einige Fächergruppen die Kostenstruktur der Lehre an den Universitäten nicht ungünstiger als an den Fachhochschulen. Vernachlässigt man also die Kuppelproduktion von Forschung und Lehre an beiden Institutionen, so legt dies den Schluss nahe, dass bspw. im Bereich der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften die Fachhochschulausbildung gesamtgesellschaftlich ineffizient ist. Der Kostenvergleich für die anderen Fachgruppen fällt über die beiden Institutionen hinweg weniger eindeutig aus. Die Universitäten scheinen im Bereich der Ingenieurwissenschaften eine pro Studienplatz um 2 Prozent teurere Ausbildung zu gewähren, erzielen damit jedoch gleichzeitig im Mittel bei den Männern um 8,5 und bei den Frauen um 18,3 Prozent höhere Löhne. Dies legt nahe, dass sich die relative Ineffizienz der Fachhochschulausbildung nicht auf den Bereich der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften beschränkt.

Im Hinblick auf wissenschaftspolitische Schlussfolgerungen regt dieser Befund Überlegungen in zweierlei Richtung an: (a) Die Legitimation der Kostenunterschiede zwischen den beiden Hochschularten ist zu überprüfen. Die im Vergleich zu den Universitäten hohe

Personalintensität an den Fachhochschulen scheint nicht durch ihre Erfolge gerechtfertigt.³³

(b) Sollte auch nach Einführung der Bachelor- und Masterabschlüsse der Renditevorteil der Universitätsabsolventen bestehen bleiben, so stellt sich die Frage, ob die Nachteile für Fachhochschulabsolventen durch eine Verbesserung des Lehrangebotes reduziert werden können.

Schlussfolgerungen hinsichtlich der optimalen Lenkung zukünftiger Studierendenströme in Bezug auf die beiden Hochschultypen können nur mit Vorsicht gezogen werden, da zu erwarten ist, dass die beschriebenen Kosten- und Renditestrukturen auf Änderungen von Studierenden- und Ressourcenströmen reagieren. Der massive Renditevorsprung der Universitäten legt nahe, in Zukunft Studierende an Universitäten zu lenken, wenn sich die Betreuungsverhältnisse dort dadurch nicht verschlechtern: der Unterschied in den Bruttolöhnen um mindestens 11 Prozent führt dazu, dass sich der mittlere Kostennachteil der Universitäten pro Absolvent in Höhe von circa 3.000 Euro (vgl. **Tabelle 3**) selbst bei einem Jahresgehalt von 30.000 Euro nach bereits einem Jahr Erwerbstätigkeit amortisiert hat.

Gleichzeitig regen die vorgelegten Ergebnisse dazu an, nicht nur die Mittelallokation zwischen den Institutionen, sondern auch innerhalb der Einrichtungen auf die verschiedenen Fächergruppen zu hinterfragen. Johnson und Turner (2009) diskutieren, dass ein strikt ökonomischer Ansatz vermutlich nicht in der Lage ist, den Status Quo der Ressourcenallokation im Hochschulsystem zu erklären. Die Autoren sehen den zentralen Erklärungsgehalt eher in polit-ökonomischen Mechanismen, die von Lobbytätigkeiten und rent-seeking Anreizen getrieben werden. Es wäre nützlich, wenn zusätzlich zu solchen Mechanismen auch Kosten-Nutzen Überlegungen in den Planungen eine Rolle spielten.

Insgesamt hat unsere Untersuchung überraschend deutlich die relative Ineffizienz der Fachhochschulausbildung in Deutschland aufgezeigt. Eine Gesamtbewertung der beiden Institutionen muss sicherlich über die Betrachtung von Kosten und Erträgen der Lehrleistungen

³³ Der Vorschlag, das Kleingruppenkonzept sowie Curricularnormwerte der Fachhochschulen fachspezifisch zu überdenken, wurde bereits an anderer Stelle gemacht (Expertenkommission 2005).

hinausgehen. Unterschiede im Forschungoutput können dabei genauso eine Rolle spielen wie gesellschaftliche Aufgaben außerhalb eines eng definierten Leistungsspektrums von Forschung und Lehre, insofern es gesellschaftlich positive Effekte von Fachhochschulen gibt, die von Universitäten nicht bewirkt werden können.

Ein relevanter Einwand könnte sein, dass nicht-ökonomische Faktoren die individuelle Wahl einer Ausbildung beeinflussen können. Wenn etwa alle Individuen mit nicht-pekuniären Präferenzen an Fachhochschulen statt an Universitäten ausgebildet werden, sind die Ertragsvergleiche unserer Schätzungen verfälscht. Unsere Korrektur für diese Art von Mechanismen führte allerdings zu dem Ergebnis, dass bei Berücksichtigung solcher Selektionsmechanismen der Vorteil der Universitätsausbildung noch deutlicher ausfiel.

Ein letztes Argument gegen den Vergleich von Kosten und Erträgen der Studiengänge könnte sein, dass es sich im Mittel um grundlegend unterschiedliche und inhaltlich nicht vergleichbare "Produkte" handelt. Dies kann daran liegen, dass Personengruppen unterschiedlicher Begabung zu Hochschulabschlüssen geführt werden – was bei geringerer Begabung mit höheren Kosten verknüpft sein muss – oder daran, dass eine Fachhochschulausbildung zu fundamental anderen Tätigkeiten befähigt, als eine Universitätsausbildung. Auch in dieser Situation sollten öffentliche Investitionen die Angleichung gesamtgesellschaftlicher Kosten-Ertrag-Verhältnisse anstreben: bei gleichen Kosten müssen Investitionen mit besonders niedriger Rendite begründet werden und bei gleichen Erträgen sind teurere Investitionen zu legitimieren. Damit zeigt unsere Untersuchung, dass Investitionen in Fachhochschulen einer – gegebenenfalls außerökonomischen – Erklärung und Rechtfertigung bedürfen.

Literaturverzeichnis

- Ammermüller, Andreas und Andrea Maria Weber, 2005, Educational Attainment and Returns to Education in Germany. An Analysis by Subject of Degree, Gender and Region, *ZEW Discussion Paper* No. 05-17, Mannheim.
- Angrist, John D. und Alan B. Krueger, 2001, Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments, *Journal of Economic Perspectives* 15(4), 69-85.
- Autorengruppe Bildungsberichterstattung, 2008, *Bildung in Deutschland 2008*, Bertelsmann Verlag, Bielefeld.
- BMBF (Bundesministerium für Bildung und Forschung), 2004, *Die Fachhochschulen in Deutschland*, Berlin.
- Boockmann, Bernhard und Viktor Steiner, 2006, Cohort effects and the returns to education in West Germany, *Applied Economics* 38(10), 1135-1152.
- Borgloh, Sarah, Frank Kupferschmidt und Berthold U. Wigger, 2008, Verteilungseffekte der öffentlichen Finanzierung der Hochschulbildung in Deutschland: Eine Längsschnittbetrachtung auf der Basis des Sozio-ökonomischen Panels, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik (Journal of Economics and Statistics)* 228(1), 25-48.
- Dölle, Frank, Carsten Deuse, Peter Jenkner, Martin Schacher und Gert Winkelmann, 2007a, *Ausstattungs-, Kosten- und Leistungsvergleich Universitäten 2003/2004*, HIS: Forum Hochschule 7/2007, Hannover.
- Dölle, Frank, Carsten Deuse, Peter Jenkner, Maria Olivares, Martin Schacher und Gert Winkelmann, 2007b, *Ausstattungs-, Kosten- und Leistungsvergleich Fachhochschulen 2004*, HIS: Forum Hochschule 10/2007, Hannover.
- Expertenkommission (Wissenschaftsland Bayern 2020), 2005, *Wissenschaftsland Bayern 2020*, Herausgegeben unter Vorsitz von J. Mittelstraß, Bayerisches Staatsministerium für Wissenschaft, Forschung und Kunst, München.
- Feuerstein, Thomas, 2008, Entwicklung des Durchschnittsalters von Studierenden und Absolventen an deutschen Hochschulen seit 2000, *Wirtschaft und Statistik* 7/2008, 603-608.
- Frick, Joachim R. und Markus M. Grabka, 2005, Item-Non-Response on Income Questions in Panel Surveys: Incidence, Imputation and the Impact on the Income Distribution, *Allgemeines Statistisches Archiv* 89, 49-61.
- Gabriel, Gösta und Thimo von Stuckrad, 2007, Die Zukunft vor den Toren – Aktualisierte Berechnungen zur Entwicklung der Studienanfängerzahlen bis 2020, *CHE Arbeitspapier* Nr. 100, Gütersloh.
- Garen, John, 1984, The Returns to Schooling: A Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable, *Econometrica* 52(5), 1199-1218.

- Gebel, Michael und Friedhelm Pfeiffer, 2007, Educational Expansion and its Heterogeneous Returns for Wage Workers, *ZEW Discussion Paper* No. 07-010, erscheint in: Schmollers Jahrbuch.
- Greene, William H., 2008, *Econometric Analyses*, 6. Auflage, Pearson – Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Heublein, Ulrich, Robert Schmelzer, Dieter Sommer und Johanna Wank, 2008, *Die Entwicklung der Schwund- und Studienabbruchquoten an den deutschen Hochschulen. Statistische Berechnungen auf der Basis des Absolventenjahrgangs 2006*, HIS Projektbericht, Mai 2008, Hochschulinformationssystem GmbH, Hannover.
- Hochschulrektorenkonferenz, 1992, Konzept zur Entwicklung der Hochschulen in Deutschland, Beschluss des 167. Plenums vom 6. Juli 1992, Bonn.
- Johnson, William R. und Sara Turner, 2009, Faculty without Students: Resource Allocation in Higher Education, *Journal of Economic Perspectives* 23(2), 169-189.
- KMK (Kultusministerkonferenz), 2007, Vorausberechnung der Schüler- und Absolventenzahlen 2005 bis 2020, *Statistische Veröffentlichungen der Kultusministerkonferenz* Nr. 182, Bonn.
- KMK / HRK (Kultusministerkonferenz / Hochschulrektorenkonferenz), 1993, *Umsetzung der Studienstrukturreform*, Bonn.
- Kalaidos Bildungsgruppe Schweiz, 2008, *Bildungsmonitor 2008/01*, Zürich (<http://www.kalaidos.ch/Downloads/Bildungsmonitor%202008-02%20der%20Kalaidos%20Bildungsgruppe%20Schweiz.pdf>, Zugriff 15.1.2009)
- Koalitionsvertrag, 2005, *Gemeinsam für Deutschland. Mit Mut und Menschlichkeit*. Koalitionsvertrag von CDU, CSU und SPD, 11. November 2005, <http://www.bundesregierung.de/Webs/Breg/DE/Bundesregierung/Koalitionsvertrag/koalitionsvertrag.html> (Zugriff 23.6.2009)
- Lange, Fabian und Robert Topel, 2006, The social value of education and human capital, in: Eric A. Hanushek und Finis Welch, *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 1, Chapter 8, Elsevier, Amsterdam, 459-509.
- Lauer, Charlotte und Viktor Steiner, 2000, Returns to Education in West Germany - An Empirical Assessment, in: Harmon, C., N. Westergård-Nielsen, J. Walker (eds.), *Returns to Education in Europe*, Edward Elgar, Cheltenham (UK), 102-128.
- Leitner, Erich, 2004, Die österreichischen Fachhochschulen Entwicklung und Strukturen eines marktorientierten Hochschulsektors, *Beiträge zur Hochschulforschung* 26(4), 94-113.
- Leszczensky, Michael, 2006, Neue Studienstrukturen – Neue Engpässe für die Kapazitäten, Vortrag im Rahmen des HIS-Workshop Bachelor- und Masterstudiengänge. Herausforderung für Organisation und Ressourcenplanung der Hochschulen, 30./31.05.2006,

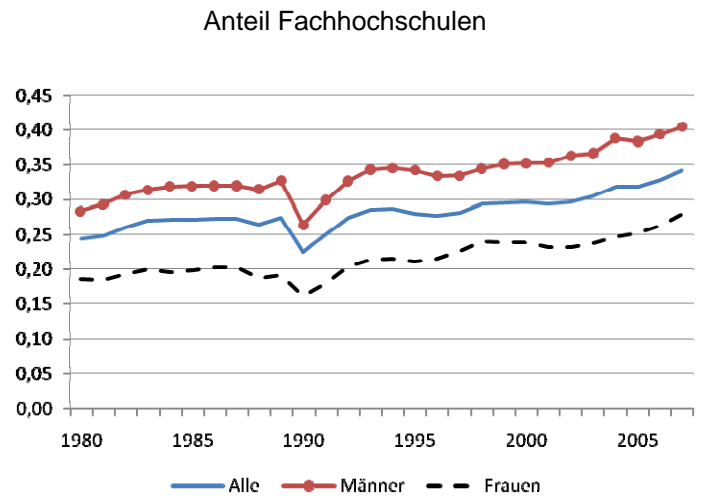
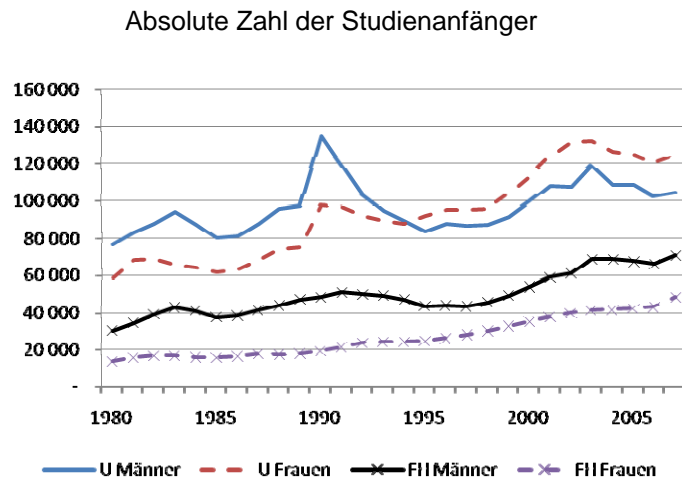
http://www.his.de/publikation/seminar/Workshop_Bachelor/TOP10.pdf . Zugriff am 2.1.2009.

- Nugent, Michael A., 2004, *The Transformation of the Student Career. University Study in Germany, the Netherlands, and Sweden*, Routledge Falmer, New York & London.
- Peisert, Hansgert und Gerhild Framheim, 1978, *Systems of Higher Education: Federal Republic of Germany*, International Council for Educational Development, New York.
- Pratt, John, 1997, *The Polytechnic Experiment 1965-1992*, Society for Research into Higher Education, Open University Press.
- Psacharopoulos, George, 2006, The Value of Investment in Education: Theory, Evidence and Policy, *Journal of Education Finance* 32(2), 113-136.
- STBA (Statistisches Bundesamt), 2008a, *Statistisches Jahrbuch 2008 für die Bundesrepublik Deutschland*, Wiesbaden.
- STBA (Statistisches Bundesamt), 2008b, *Bildung und Kultur – Monetäre hochschulstatistische Kennzahlen - Fachserie 11 Reihe 4.3.2 2006*, Wiesbaden.
- STBA (Statistisches Bundesamt), verschiedene Jahre, *Bildung und Kultur – Studierende an Hochschulen - Fachserie 11 Reihe 4.1*, Wiesbaden.
- STBA (Statistisches Bundesamt), verschiedene Jahre, *Bildung und Kultur – Prüfungen an Hochschulen - Fachserie 11 Reihe 4.2*, Wiesbaden.
- STBA (Statistisches Bundesamt), verschiedene Jahre, *Bildung und Kultur – Nichtmonetäre hochschulstatistische Kennzahlen - Fachserie 11 Reihe 4.3.1*, Wiesbaden.
- Wagner, Gert G., Frick, Joachim R. und Schupp, Jürgen, 2007, The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, Evolution and Enhancements, *Schmollers Jahrbuch* 127(1), 139-169.
- Wahrenburg, Mark und Martin Weldi, 2007, Return on Investment in Higher Education – Evidence for Different Subjects, Degrees and Gender in Germany, *mimeo*, Goethe University Frankfurt.
- Weale, Martin, 1992, The benefits of higher education: a comparison of universities and polytechnic, *Oxford Review of Economic Policy* 8(2), 35-47.
- Weber, Bernhard, 2003, Bildungsfinanzierung und Bildungsrenditen, *Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften* 25(3), 405-430.
- Weldi, Martin, 2007, What Determines Graduate Pay in Germany?, *mimeo*, Goethe University Frankfurt.
- Wissenschaftsrat, 1993, Zehn Thesen zur Hochschulpolitik, in: Wissenschaftsrat: *Empfehlungen und Stellungnahmen 1993*, Köln, S. 7-46.

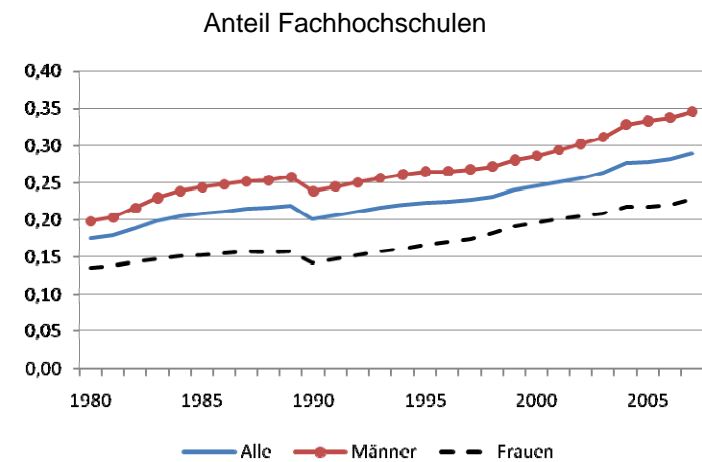
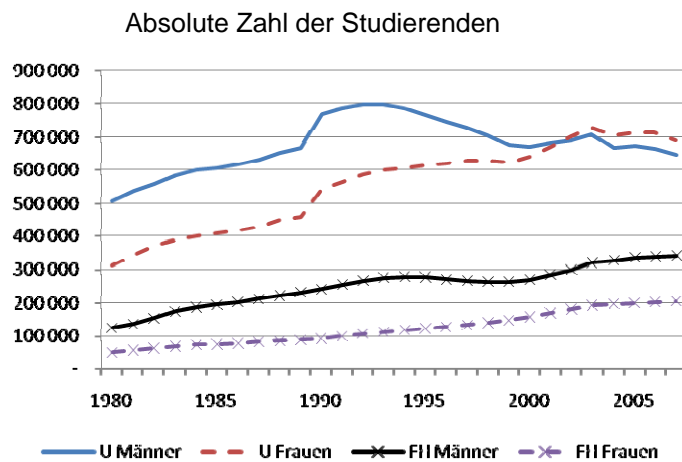
Wooldridge, Jeffrey M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Abbildung 1 Entwicklung von Studienanfänger-, Studierenden- und Absolventenzahlen nach Geschlecht für Universitäten und Fachhochschulen 1980-2007

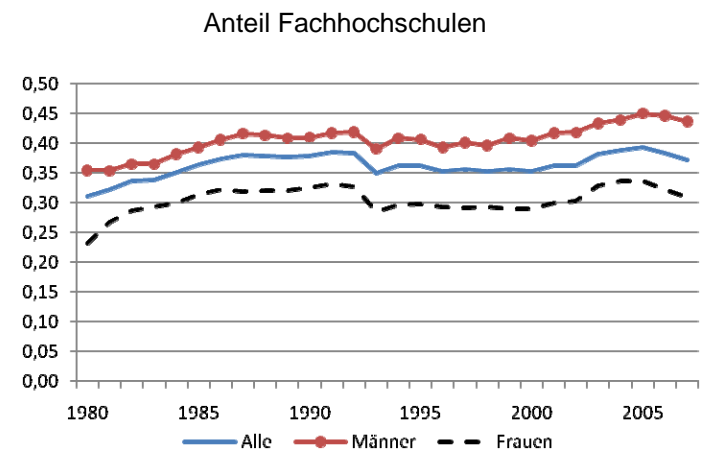
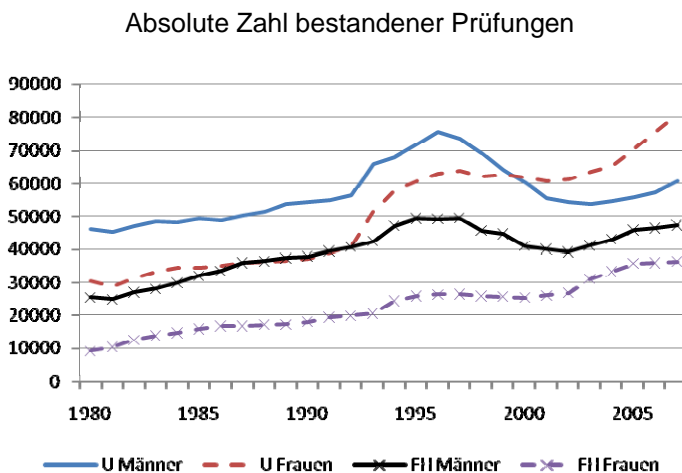
1.1 Studienanfänger



1.2 Studierende



1.3 Bestandene Prüfungen



Hinweise:

(a) Abbildungen 1.1 und 1.2 weisen bis zum Jahr 1989 Angaben für das frühere Bundesgebiet, ab 1990 für Gesamtdeutschland aus. Abbildung 1.3 weist gesamtdeutsche Zahlen ab 1993 aus.

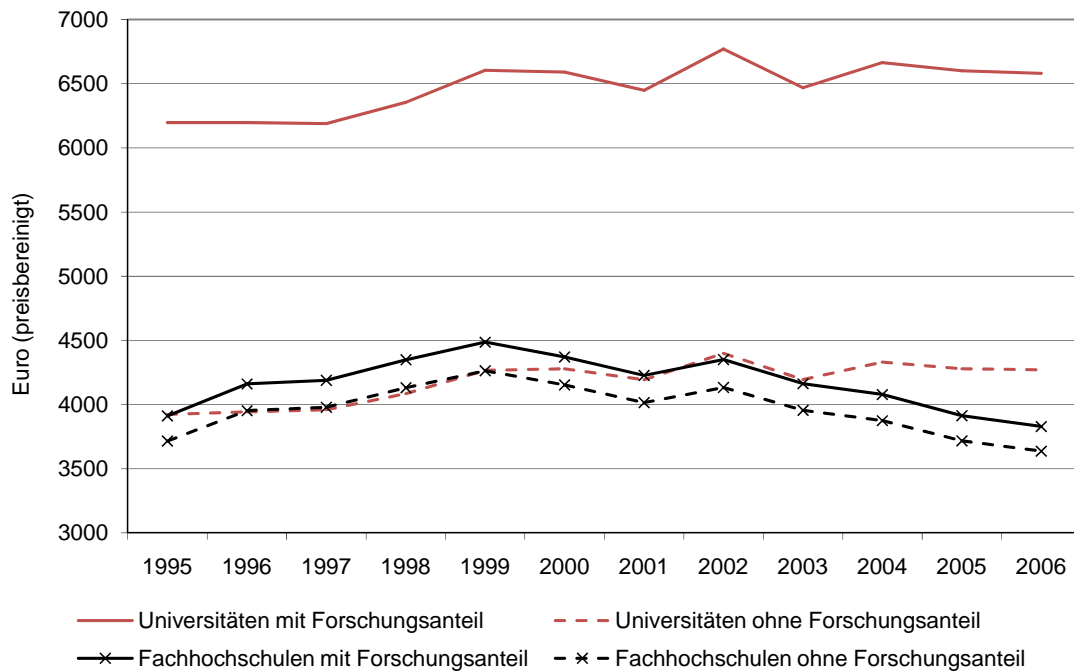
(b) Unter dem Begriff Universität sind Universitäten, Gesamthochschulen, Pädagogische und Technische Hochschulen zusammengefasst. Fachhochschulen schließen Verwaltungshochschulen nicht mit ein.

(c) In Abbildungen 1.1 und 1.3 werden Studienjahre betrachtet, die Studienanfänger (im ersten Hochschulsesemester) bzw. bestandene Prüfungen in einem Sommersemester und dem darauffolgenden Wintersemester zusammen fassen. Abbildung 1.2 stellt die Angaben zum jeweiligen Wintersemester dar.

Quellen:

- Studienanfänger und Studierende: STBA, Fachserie 11 Reihe 4.1 (verschiedene Jahre).
- Bestandene Prüfungen: STBA, Fachserie 11 Reihe 4.2 (verschiedene Jahre).

Abbildung 2 Reale laufende Grundmittel pro Studierendem mit und ohne Forschungsanteil nach Hochschulart (1995-2006, in Euro von 2000)



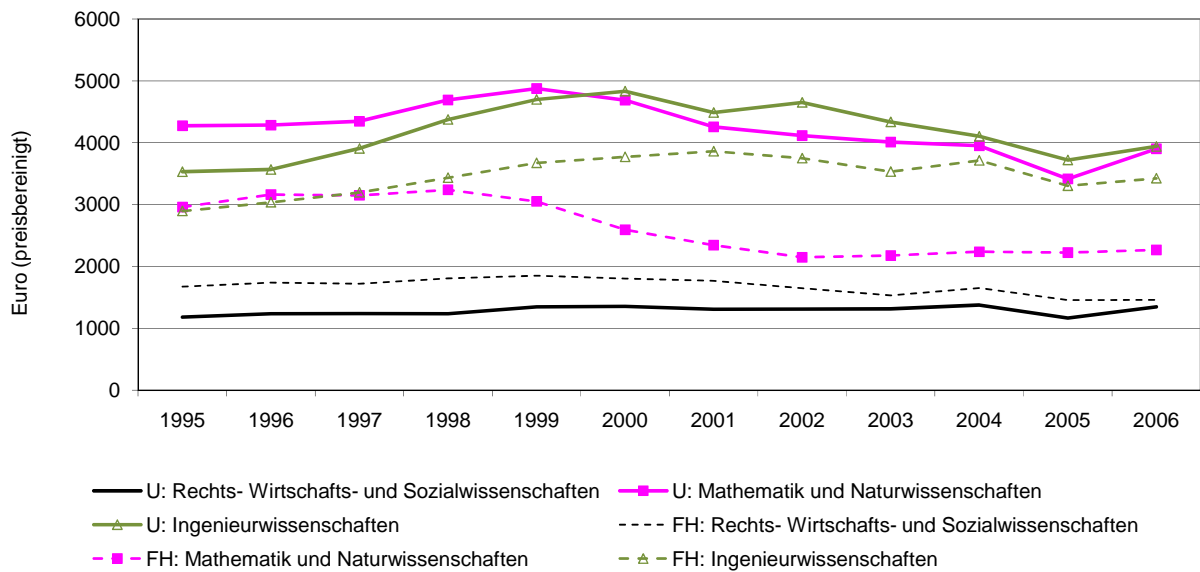
Hinweis:

- (a) Die Ausgaben im Bereich Humanmedizin wurden bei der Berechnung der Mittelwerte ausgeschlossen.
- (b) Preisbereinigung zum Jahr 2000 mittels BIP Deflator.
- (c) Um auf Ebene der Hochschularten den Forschungsanteil aus der Summe der Gesamtkosten heraus zu rechnen wurde pro Jahr und Hochschulart ein Gesamt F&E-Koeffizient gebildet. Dieser ist das gewichtete Mittel der fachgruppenspezifischen Forschungsanteile. Dabei wurde als Gewichtungsfaktor der Anteil der einzelnen Fächergruppen an den Gesamtmitteln der Universität verwendet. Bei Fachhochschulen unterstellt das Statistische Bundesamt für alle Fachbereiche einen F&E-Koeffizienten von 5 Prozent, so dass weder eine Durchschnittsbildung noch eine jährliche Anpassung erforderlich war.

Quellen:

- Laufende Grundmittel 1996: STBA Fachserie 11, Reihe 4.3.2 / 1980-1996
- Laufende Grundmittel 1997-1999: Online-Service Stat. Bundesamt: "Bildungsausgaben (Statistisches Bundesamt VI B)" per Email
- Laufende Grundmittel 1995, 2000-2006: STBA Fachserie 11, Reihe 4.3.2 / 2006, Tabelle 2.2.2. und Erläuterungen
- Studierende: STBA Fachserie 11, Reihe 4.3.2
- BIP Deflator: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2008), Jahresgutachten 2008/2009 Die Finanzkrise meistern – Wachstumskräfte stärken, Wiesbaden

Abbildung 3 Reale laufende Grundmittel ohne Forschungsanteil pro Studierenden nach Fachgruppe und Hochschulart (1995-2006, in Euro von 2000)



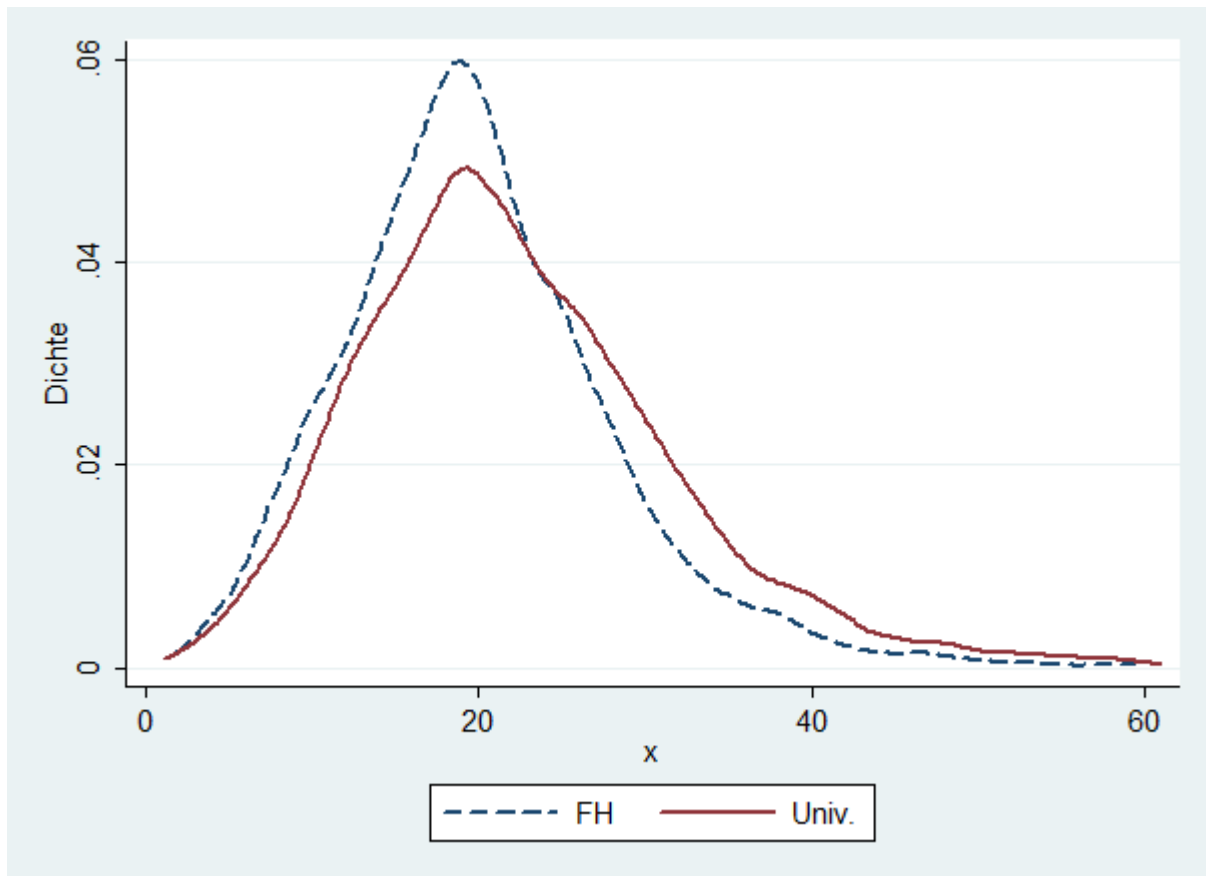
Hinweise:

- (a) Universitäten ohne Kunsthochschulen.
- (b) Preisbereinigung zum Jahr 2000 mittels BIP Deflator.

Quellen:

- Laufende Grundmittel 1995, 2000-2006: STBA Fachserie 11, Reihe 4.3.2/ 2006.
- Laufende Grundmittel 1996-1999: Per Email vom STBA
- Studierende: STBA Fachserie 11, Reihe 4.3.2
- BIP Deflator: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2008), Jahresgutachten 2008/2009. Die Finanzkrise meistern-Wachstumskräfte stärken, Wiesbaden.

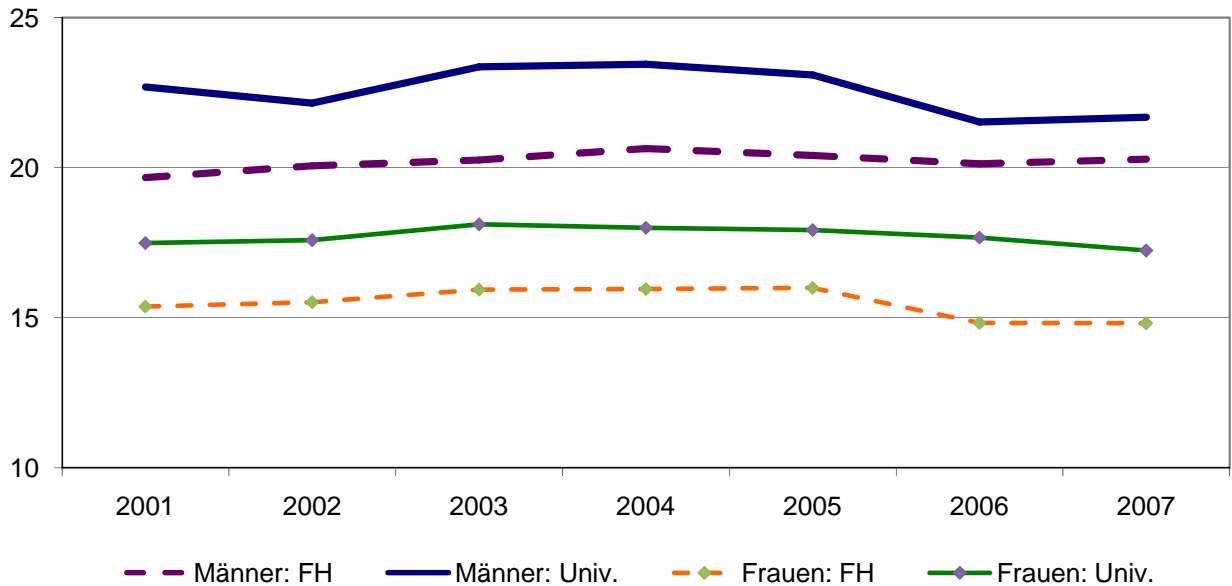
Abbildung 4 Verteilung der Bruttostundenlöhne (in Euro) von vollzeiterwerbstätigen Männern mit Universitäts- und Fachhochschulabschluss



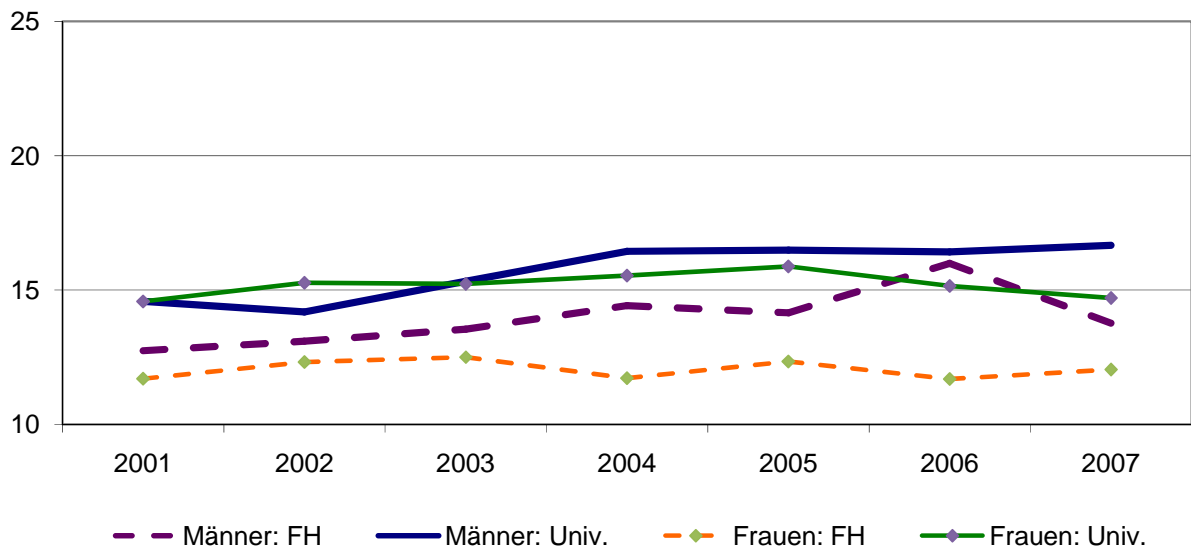
Quelle: Deutsches Sozio-oekonomisches Panel (2001-2007) eigene Berechnungen.

Abbildung 5 Reale Brutto-Medianstundenlöhne in Euro (von 2005) für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland nach Art der Hochschulbildung (2001-2007)

5.1 Westdeutschland



5.2 Ostdeutschland



Hinweis:

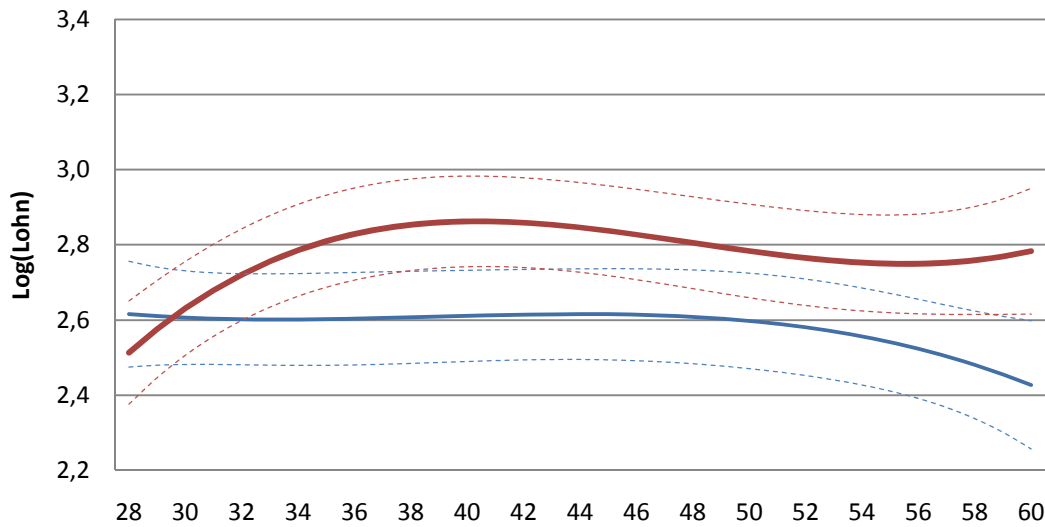
(a) Alle Beschäftigungsverhältnisse werden betrachtet.

(b) Die realen Größen wurden auf Basis eines für West- und Ostdeutschland einheitlichen Verbraucherpreisindex berechnet.

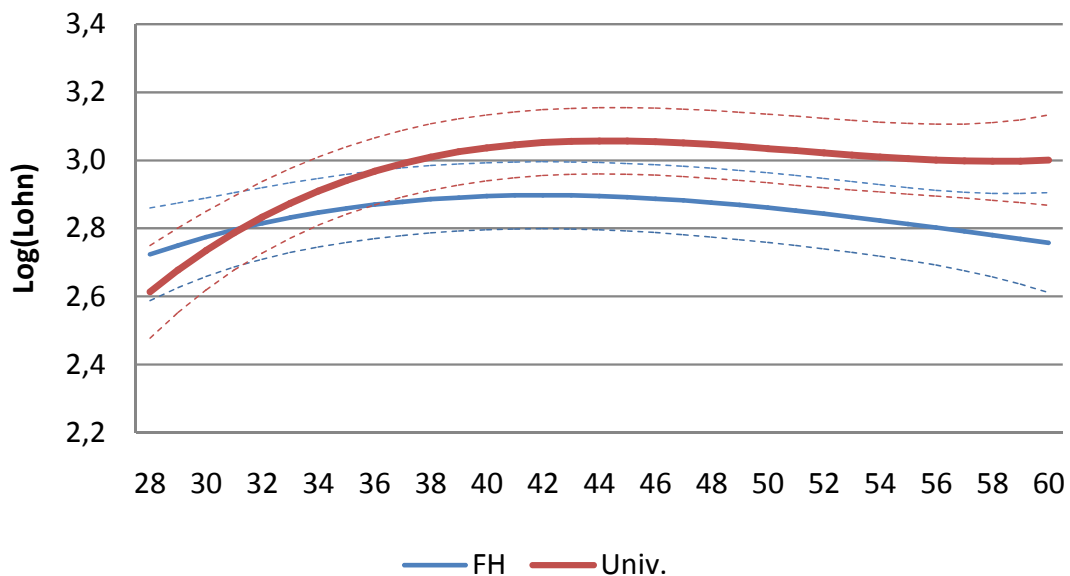
Quelle: Deutsches Sozio-oekonomisches Panel (2001-2007) eigene Berechnungen.

Abbildung 6 Vorhergesagte Log-Lohnprofile im Lebenszyklus für Absolventen von Universitäten und Fachhochschulen

6.1 Frauen



6.2 Männer



Hinweis:

(a) Die Vorhersagen wurden auf Basis von geschlechtsspezifischen Schätzungen von Modell (1) in Tabelle 4 erstellt. Hierbei wurde die Modellspezifikation um Interaktionsterme des Alterspolynoms dritter Ordnung mit der Variable "Universitätsabschluss" ergänzt.

(b) Die Graphiken zeigen die nach Einzelaltern vorhergesagten mittleren realen log-Stundenlöhne sowie zugehörige Konfidenzbänder am 90 Prozent Niveau.

Quelle: Deutsches Sozio-oekonomisches Panel (2001-2007) eigene Berechnungen.

Tabelle 1 Verteilung der Studierenden über Fächergruppen an Universitäten und Fachhochschulen 1980 und 2005

	Uni	Uni	FH	FH
	1980/1981	2005/2006	1980/1981	2005/2006
Sprach- und Kulturwissenschaften	0.29	0.29	0.02	0.02
Sport	0.03	0.02	-	-
Rechts- Wirtschafts- und Sozialwiss.	0.23	0.26	0.39	0.41
Mathematik, Naturwissenschaften	0.19	0.21	0.03	0.13
Humanmedizin / Gesundheitswiss.	0.10	0.07	-	0.02
Veterinärmedizin	0.01	0.01	-	-
Agrar-, Forst- und Ernährungswiss.	0.03	0.02	0.04	0.03
Ingenieurwissenschaften	0.11	0.10	0.47	0.36
Kunst, Kunstwissenschaft	0.03	0.02	0.05	0.03
Sonstige Fächer und ungeklärt	0.00	0.00	0.00	0.00
Insgesamt	1.00	1.00	1.00	1.00
Anzahl Studierender	818,458	1,386,784	195,088	535,127

Hinweis:

- (a) Unter dem Begriff Universität sind Universitäten, Gesamthochschulen, Pädagogische und Technische Hochschulen zusammengefasst. Fachhochschulen schließen Verwaltungshochschulen nicht mit ein.
- (b) Dargestellt sind die Studierendenzahlen zum jeweiligen Wintersemester.
- (c) Die Zahlen für 1980/1981 beschreiben das frühere Bundesgebiet, die Zahlen von 2005/2006 beschreiben Deutschland nach der Wiedervereinigung.

Quelle: STBA, Fachserie 11 Reihe 4.1 (verschiedene Jahre).

Tabelle 2 Laufende Grundmittel pro Absolvent nach Fachgruppe und Hochschulart mit und ohne Forschungsanteil (Mittelwert der Jahre 2002-2006 in 1000 Euro)

Fächergruppe	Universitäten		Fachhochschulen	
	mit Forschungsanteil	ohne	mit Forschungsanteil	ohne
A: Ohne Korrektur für Studiendauer				
Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwiss.	19.7	13.0	11.4	10.8
Mathematik, Naturwissenschaften	67.4	41.0	20.7	19.7
Ingenieurwissenschaften	66.1	38.5	28.3	26.9
B: Pro Semester (Univ. 12, Fachh. 9)				
Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwiss.	1.6	1.1	1.3	1.2
Mathematik, Naturwissenschaften	5.6	3.4	2.3	2.2
Ingenieurwissenschaften	5.5	3.2	3.1	3.0

Hinweis: Die Forschungsanteile der Universitäten haben sich ab 2003 geändert, daher wird ein gewichtetes arithmetisches Mittel verwendet.

Quellen:

- Laufende Grundmittel aus STBA Fachserie 11, Reihe 4.3.2 / 2006,
- Absolventenzahl 2002-2004 aus STBA, Fachserie 11, Reihe 4.3.1 / 2004,
- Absolventenzahl 2005-2006 aus STBA, Fachserie 11, Reihe 4.3.1 / 2007,
- Forschungsanteile aus STBA, Fachserie 11, Reihe 4.3.2 / 2006.

Tabelle 3 Kostenvergleich zwischen Fachhochschulen und Universitäten 2004

Fächergruppe	Lehr- / Gesamt- kosten		Lehrkosten in 1000 Euro									Anteil Studierende 2004	
	FH	Uni	für ein Studium in der Regelstudienzeit je Studienplatz			je Absolvent			je Absolvent			FH	Uni
			FH	Uni	Diff.	FH	Uni	Diff.	FH	Uni	Diff.		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Sprach- und Kulturwiss.	91	49	17777	10815	64%	16044	11053	45%	34711	23827	46%	2%	32%
Rechts-, Wirtschafts-, Sozialwiss.	92	45	14797	9116	62%	14200	8187	73%	19633	16180	21%	45%	29%
Mathematik, Informatik, Naturwiss.	91	40	20027	21707	-8%	19306	25397	-24%	41802	62100	-33%	12%	22%
Agrar- und Ernährungswiss.	90	40	25385	26717	-5%	25036	38208	-34%	34176	51307	-33%	3%	2%
Ingenieurwissenschaften	92	39	22429	22899	-2%	24985	32334	-23%	43672	55816	-22%	34%	10%
Kunst, Musik und Design	93	54	25935	16424	58%	27435	17837	54%	36456	36887	-1%	3%	5%
Gewichtetes Mittel	92	45	18788	14585	29%	19294	16478	17%	31827	34676	-8%		

Hinweise:

- (a) Studierende der Medizin, Veterinärmedizin und der Sportwissenschaften wurden nicht betrachtet, da sie teilweise nur an den Universitäten auftreten.
- (b) Der Mittelwert der letzten Zeile verwendet als Gewicht die Studierendenanteile nach Fächergruppe aus den Spalten 13 für die Fachhochschulen und 14 für die Universitäten.
- (c) Spalten 2 und 3 geben den für die Lehre verwendeten Anteil der Gesamtkosten an, der andere Teil wird als Kosten der Forschung ausgewiesen.

Quelle:

- Spalten 2-12: Dölle et al. (2007a, 2007b) und eigene Berechnung
- Spalten 13-14: Studierende nach Fächergruppen 2004: STBA, Fachserie 11, Reihe 4.1

Tabelle 4 Lineare Regression der logarithmierten realen Bruttostundenlöhne mit und ohne Selektionskorrektur sowie mit beobachtetem und vorhergesagtem Universitätsindikator

	Universitätsabschluß beobachtet			Universitätsabschluß vorhergesagt		
	Selektionskorrektur			Selektionskorrektur		
	keine (1)	einfach (2)	interagiert (3)	keine (4)	einfach (5)	interagiert (6)
Männlich	0.166*** (0.019)	0.147*** (0.021)	0.147*** (0.021)	0.177*** (0.018)	0.154*** (0.022)	0.154*** (0.021)
Univ., beob.	0.153*** (0.016)	0.152*** (0.016)	0.152*** (0.016)	- -	- -	- -
Univ., vorhergesagt	- -	- -	- -	0.311*** (0.050)	0.312*** (0.049)	0.312*** (0.047)
Alter	0.246*** (0.060)	0.257*** (0.059)	0.258*** (0.059)	0.247*** (0.061)	0.262*** (0.057)	0.262*** (0.059)
Alter ² /100	-0.493*** (0.140)	-0.526*** (0.139)	-0.527*** (0.139)	-0.495*** (0.143)	-0.537*** (0.134)	-0.538*** (0.139)
Alter ³ /1000	0.032*** (0.011)	0.035*** (0.011)	0.035*** (0.011)	0.032*** (0.011)	0.036*** (0.010)	0.036*** (0.011)
Ist Teilzeit-beschäftigt	-0.050** (0.021)	-0.042* (0.023)	-0.043* (0.023)	-0.058*** (0.022)	-0.048** (0.024)	-0.048** (0.024)
Ist befristet beschäftigt	-0.171*** (0.025)	-0.171*** (0.025)	-0.171*** (0.024)	-0.158*** (0.026)	-0.158*** (0.024)	-0.158*** (0.025)
Im öffentlichen Dienst	-0.010 (0.013)	-0.010 (0.013)	-0.010 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)
Betriebszugehörigkeit	0.022*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.022*** (0.003)	0.022*** (0.003)	0.022*** (0.003)
Betriebszugkt ²	-0.037*** (0.008)	-0.037*** (0.008)	-0.037*** (0.008)	-0.039*** (0.008)	-0.039*** (0.009)	-0.039*** (0.008)
U`größe: fehlend	0.002 (0.043)	0.004 (0.043)	0.004 (0.043)	0.007 (0.043)	0.009 (0.042)	0.010 (0.043)
U`größe: 20-199	0.087*** (0.025)	0.086*** (0.025)	0.086*** (0.025)	0.092*** (0.024)	0.091*** (0.025)	0.091*** (0.025)
U`größe: 200-1999	0.149*** (0.025)	0.148*** (0.025)	0.148*** (0.025)	0.150*** (0.024)	0.148*** (0.026)	0.148*** (0.026)
U`größe: >= 2000	0.171*** (0.025)	0.169*** (0.025)	0.169*** (0.025)	0.172*** (0.024)	0.170*** (0.026)	0.170*** (0.026)
Ist verheiratet	0.026 (0.017)	0.031* (0.017)	0.031* (0.017)	0.028 (0.018)	0.035** (0.018)	0.035** (0.017)
nicht-deutsch	-0.138** (0.055)	-0.117** (0.056)	-0.118** (0.056)	-0.148*** (0.053)	-0.121** (0.056)	-0.122** (0.059)
Verdienst ist imputiert	-0.018 (0.028)	-0.017 (0.028)	-0.018 (0.028)	-0.017 (0.028)	-0.016 (0.027)	-0.017 (0.029)
IMR	-	-0.325 (0.231)	-0.349 (0.287)	-	-0.411* (0.231)	-0.420 (0.284)
IMR * Jahr: 2002	-	-	0.353 (0.255)	-	-	0.336 (0.249)
IMR * Jahr: 2003	-	-	-0.244 (0.243)	-	-	-0.263 (0.233)
IMR * Jahr: 2004	-	-	-0.102 (0.300)	-	-	-0.129 (0.296)
IMR * Jahr: 2005	-	-	0.099	-	-	0.115

			(0.280)			(0.274)
IMR * Jahr: 2006	–	–	0.048	–	–	0.035
			(0.289)			(0.286)
IMR * Jahr: 2007	–	–	0.053	–	–	-0.001
			(0.314)			(0.303)
Konstante	-1.535*	-1.544*	-1.543*	-1.684**	-1.698**	-1.701**
	(0.831)	(0.830)	(0.834)	(0.810)	(0.843)	(0.828)
Observations	11879	11879	11879	11879	11879	11879
R-squared	0.272	0.273	0.273	0.262	0.263	0.263

Hinweise:

(a) Die Schätzungen kontrollieren ebenfalls für 16 Bundeslandeffekte, 6 Kalenderjahr-Indikatoren, sowie für 9 Branchenindikatoren.

(b) In Klammern sind robuste Standardfehler angegeben (geclustert auf Personenlevel). ***, ** und * indizieren statistische Signifikanz am 1, 5 und 10 Prozentniveau.

Tabelle 5 Vorhergesagte mittlere reale Stundenlöhne nach Geschlecht, Hochschulart und Fachgruppe (in Euro von 2005)

	Frauen				Männer			
	FH	Uni	Abs. Diff.	Rel. Diff.	FH	Uni	Abs. Diff.	Rel. Diff.
Ingenieurwissenschaften	16.86	19.95	3.09	18.33%	21.34	23.15	1.81	8.48%
Wirtschafts- Sozialwiss.	15.72	18.06	2.34	14.89%	20.92	24.33	3.41	16.30%
Naturwissenschaften	16.13	21.46	5.33	33.04%	22.42	23.45	1.03	4.59%
Sonstige	14.70	17.19	2.49	16.94%	19.30	21.84	2.54	13.16%

Quelle: Deutsches Sozio-oekonomisches Panel (2001-2007) eigene Berechnungen.

Appendix

Tabelle A.1 FuE-Koeffizienten (Forschungsanteil) der Grundausrüstung nach Hochschulart und Fächergruppe

Hochschulart / Fächergruppe	1991	1995	1999	2003
Universitäten				
Sprach- und Kulturwissenschaften, Kunst, Kunstwissenschaft, Sport	29.8	28.5	25.9	25.3
Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften	34.8	35.5	33.5	34.2
Mathematik, Naturwissenschaften	40.4	40.2	39.0	39.1
Medizinische Einrichtungen	13.5	11.6	11.1	10.9
Veterinärmedizin	34.4	35.0	29.7	27.5
Agrar-, Forst-, Ernährungswissenschaften	36.7	38.0	37.7	36.0
Ingenieurwissenschaften	41.3	41.7	40.9	42.0
Fachhochschulen (pauschal)	5.0	5.0	5.0	5.0

Quelle: STBA, Fachserie 11, Reihe 4.3.2 / 2006, Erläuterungen

Tabelle A.2 Schätzungen zur Vorhersage des Universitätsabschlusses

	Frauen Univ.	Männer Univ.
Alter	0.008 (0.014)	0.012 (0.014)
Alter, quadriert	-0.008 (0.016)	-0.014 (0.015)
Bildung Vater: fehlend	-0.082 (0.066)	-0.018 (0.068)
Bildung Vater: Realsch.	0.069 (0.044)	0.130*** (0.039)
Bildung Vater: Abitur	0.038 (0.055)	0.066 (0.056)
Bildung Mutter: fehlend	0.125* (0.070)	0.126* (0.069)
Bildung Mutter: Realsch.	0.021 (0.040)	0.077** (0.036)
Bildung Mutter: Abitur	-0.081 (0.067)	0.051 (0.064)
Beruf. Qualif. Vater: fehlend	0.109 (0.076)	0.008 (0.078)
Beruf. Qualif. Vater: andere	-0.014 (0.061)	-0.053 (0.062)
Beruf. Qualif. Vater: Meister	0.091 (0.066)	-0.022 (0.063)
Beruf. Qualif. Vater: Beamter	0.005 (0.108)	-0.036 (0.079)
Beruf. Qualif. Vater: FHS, Ing.	0.032 (0.067)	-0.078 (0.063)
Beruf. Qualif. Vater: Univ.	0.098* (0.056)	0.154*** (0.053)
Beruf. Qualif. Mutter: fehlend	-0.052 (0.069)	-0.052 (0.071)
Beruf. Qualif. Mutter: andere	0.048 (0.039)	-0.010 (0.034)
Beruf. Qualif. Mutter: Meister	0.014 (0.112)	0.146 (0.089)
Beruf. Qualif. Mutter: Beamter	0.009 (0.223)	0.163 (0.214)
Beruf. Qualif. Mutter: FHS, Ing.	0.091 (0.075)	0.033 (0.069)
Beruf. Qualif. Mutter: Univ.	0.244*** (0.068)	0.028 (0.069)
Kindheit in Großstadt	0.078* (0.042)	0.146*** (0.037)
Kindheit in Stadt	0.104** (0.044)	0.023 (0.039)
Kindheit in Kleinstadt	0.038	0.064*

	(0.041)	(0.038)
Seit Kindheit kein Umzug	-0.077**	-0.146***
	(0.034)	(0.029)
Religion Vater: fehlend	0.073	0.049
	(0.078)	(0.078)
Religion Vater: keine	0.075	0.004
	(0.067)	(0.081)
Religion Vater: andere	-0.057	0.056
	(0.138)	(0.124)
Religion Vater: RK	0.025	-0.021
	(0.057)	(0.053)
Religion Mutter: fehlend	-0.138*	-0.081
	(0.077)	(0.077)
Religion Mutter: keine	-0.032	-0.034
	(0.074)	(0.086)
Religion Mutter: andere	0.120	-0.136
	(0.138)	(0.125)
Religion Mutter: RK	0.015	-0.025
	(0.057)	(0.051)
Nationalität Vater: fehlend	-0.309**	-0.027
	(0.129)	(0.155)
Nationalität Vater: nicht-Deutsch	-0.014	0.111
	(0.134)	(0.158)
Nationalität Mutter: fehlend	0.424***	0.075
	(0.131)	(0.154)
Nationalität Mutter: nicht-Deutsch	0.006	-0.068
	(0.132)	(0.154)
Häufig Streit mit Vater	-0.205***	0.033
	(0.059)	(0.059)
Häufig Streit mit Mutter	-0.004	-0.081
	(0.056)	(0.061)
Konstante	0.294	0.243
	(0.314)	(0.299)
N	6210	7716
R ²	0.122	0.118
F-Werte	2.17***	2.66***

Hinweis:

(a) Die Schätzungen kontrollieren ebenfalls für 16 Bundeslandeffekte, 6 Kalenderjahr-Indikatoren, sowie für 90 Interaktionsterme zwischen Bundesland und Kalenderjahr.

(b) Angegeben sind Koeffizienten und in Klammern Standardfehler. ***, ** und * indizieren statistische Signifikanz am 1, 5 und 10 Prozentniveau.

(c) Die F-Werte weisen die gemeinsame statistische Signifikanz der Instrumentvariablen aus.