

Steiner, Viktor; Lauer, Charlotte

Working Paper

Private Erträge von Bildungsinvestitionen in Deutschland

ZEW Discussion Papers, No. 00-18

Provided in Cooperation with:

ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

Suggested Citation: Steiner, Viktor; Lauer, Charlotte (2000) : Private Erträge von Bildungsinvestitionen in Deutschland, ZEW Discussion Papers, No. 00-18, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/24365>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Private Erträge von Bildungsinvestitionen in Deutschland

Viktor Steiner und Charlotte Lauer

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

Mannheim

Zusammenfassung: Wir analysieren die Entwicklung der Bildungsrenditen in Westdeutschland in der Periode von 1984 bis 1997 auf der Basis der Humankapitaltheorie mit Daten des Sozio-Ökonomischen Panels. Die Schätzergebnisse zeigen, dass Frauen mit etwa 10% eine signifikant höhere durchschnittliche Bildungsrendite erzielen als Männer mit etwa 8%. Diese durchschnittlichen Renditen sind über den Beobachtungszeitraum weitgehend stabil geblieben. Die Schätzergebnisse sind relativ robust gegenüber unterschiedlichen Spezifikationen der Bildungsvariable und der Schätzmethode. Differenziertere Analysen zeigen, dass die Bildungsrenditen jüngerer Geburtskohorten insbesondere bei den Frauen deutlich gesunken sind. Wir diskutieren den Einfluss von Kohorten-, Lebenszyklus- und Kalenderzeiteffekten auf diese Entwicklung, analysieren Unterschiede in den Bildungsrenditen zwischen Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten sowie zwischen öffentlichem Dienst und privatem Sektor der Wirtschaft und vergleichen die für Deutschland geschätzten Bildungsrenditen mit den für die anderen Mitgliedstaaten der Europäischen Union berechneten.

Danksagung: Die Arbeiten an diesem Papier wurden im Rahmen des TSER-Projektes „Public Funding and Returns to Education“ (PURE) finanziell unterstützt.

Korrespondenz bitte an:

Dr. Viktor Steiner

ZEW

Postfach 10 34 43

D-68034 Mannheim

email: steiner@zew.de

1 Einleitung

Während das hohe Qualifikationsniveau bisher als der wichtigste Standortfaktor Deutschlands angesehen worden ist, werden in der aktuellen bildungs- und arbeitsmarktpolitische Diskussion die Ergebnisse des deutschen Bildungssystem zunehmend kritisch betrachtet. Anlass dafür ist ein Auseinanderklaffen („Mismatch“) zwischen einer steigenden Anzahl von Hochschulabgänger, die anscheinend nur schwer den Einstieg in den Arbeitsmarkt finden, und einem von der Wirtschaft in Teilbereichen beklagten „Fachkräftemangel“. Zum einen treffen Hochschulabsolventen auf eine sinkende Nachfrage des Staates, der in der Vergangenheit einen erheblichen Teil des stark gestiegenen Angebots absorbiert hat. Zum anderen fragt die Wirtschaft häufig andere Qualifikationen nach als sie an den Universitäten vermittelt werden. Allgemein werden die zu langen Ausbildungszeiten im Bereich der Universitäten beklagt, die auch als ein wichtiger Grund dafür angesehen werden, dass deutsche Universitäten für ausländische Studierende stark an Attraktivität eingebüßt haben. Aber auch die Nachteile des dualen Berufsausbildungssystem in seiner tradierten Form werden vor dem Hintergrund einer sich im raschen Wandel befindlichen Berufswelt sichtbar. Ein Indiz für die Misere im deutschen Ausbildungssystem sind die Ergebnisse der TIMMS-Studie der OECD, die deutschen Schülern im Vergleich zu anderen OECD-Ländern bescheidene Leistungen in Mathematik und den Naturwissenschaften bescheinigt hat. Ein weiteres Indiz dafür stellt die aktuelle Diskussion über den Mangel an qualifizierten Arbeitskräften im Bereich der Informations- und Kommunikationstechnologie dar, den man kurzfristig durch die Erleichterung der Zuwanderung ausländischer hochqualifizierter Arbeitskräfte ausgleichen will.

Mindestens so wichtig wie die Bekämpfung kurzfristiger Ungleichgewichte auf den Arbeitsmärkten für bestimmte Qualifikationen, die aufgrund der Unsicherheit über die zukünftige Nachfrageentwicklung und die langen Ausbildungszeiten mehr oder weniger unvermeidbar erscheinen, sind langfristig wirksame Anreize für die Humankapitalbildung. Unter den klassischen Produktionsfaktoren ist Humankapital der einzige, bei dem Deutschland gegenüber anderen entwickelten Volkswirtschaften einen komparativen Vorteil haben könnte. Das hohe deutsche Lohnniveau lässt sich nur durch ein hohes Produktivitätsniveau aufrecht erhalten und dieses hängt entscheidend von der Qualifikation der Arbeitskräfte ab. Technische und organisatorische Innovationen in der Volkswirtschaft setzen ein hohes Bildungsniveau der Arbeitskräfte voraus.. Die „Halbwertszeit“ des einmal erworbenen Wissens wird immer kürzer, die Notwendigkeit der kontinuierlichen Weiterbildung, des „lebenslangen Lernens“ immer wichtiger. Berufliche Weiterbildung zur

Anpassung des Wissens an aktuelle Entwicklungen beispielsweise in der Informations- und Kommunikationstechnologie ist ohne eine fundierte Primärausbildung kaum möglich. Kurzum, ein effizientes und auf das Berufsleben hin orientiertes Bildungssystem wird zunehmend zum entscheidenden Faktor für die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung.

Wenn die Ausbildungsentscheidung von vielen auch nicht ökonomischen Faktoren beeinflusst sein mag, ist doch zu erwarten, dass die Rendite von Humankapitalinvestitionen dabei eine wichtige Rolle spielt. Nach der Humankapitaltheorie (Becker 1964, Mincer 1974) kann die Bildung von Humankapital als eine Investition betrachtet werden, die aufgrund des Verzichts auf Einkommen während der Zeit der Ausbildung zunächst Kosten verursacht, später aber mit einem stärkeren Lohnanstieg verbunden ist. Ökonomisch rational handelnde Individuen werden in Humankapital investieren, wenn die erwarteten Erträge die Kosten übersteigen. Je höher die Kosten, die selbst zu tragen sind, desto höher müssen daher die privaten Erträge einer Humankapitalinvestition sein. Nach diesem Kalkül entscheidet die Rendite eines zusätzlichen Ausbildungsjahres darüber, ob mehr oder weniger in Ausbildung investiert wird. Das Niveau der Ausbildungsrenditen in einer Volkswirtschaft ist daher eine zentrale Frage der Bildungs- und Arbeitsmarktpolitik. Dabei ist zwischen den privaten und sozialen Erträgen von Ausbildungsinvestitionen zu unterscheiden. Letztere können je nach den existierenden Externalitäten größer oder kleiner als die privaten Erträge sein. Während es zur Messung der privaten Erträge eine umfangreiche Literatur gibt, steckt die Messung der sozialen Erträge von Bildungsinvestitionen noch in den Anfängen, wobei bisher meist die Auswirkungen auf das Wirtschaftswachstum untersucht wurden (vgl. z.B. Topel 1999, Temple 2000).

In diesem Beitrag beschränken wir uns auf die Analyse der privaten Erträge von Bildungsinvestitionen in Deutschland, wobei die Humankapitaltheorie den analytischen Rahmen unserer empirischen Analyse darstellt. Unter bestimmten Annahmen lässt sich aus der Humankapitaltheorie eine einfache Schätzfunktion für den Zusammenhang zwischen dem (Stunden-)Lohn als abhängiger Variabler und den Schulbildungsjahren und der Berufserfahrung als den erklärenden Variablen ableiten (vgl. Franz 1999, Kapitel 3.2). Unter bestimmten Annahmen über den mit einem zusätzlichen Ausbildungsjahr verbundenen Kosten gibt der Koeffizient der Schulbildungsvariablen die Rendite eines zusätzlichen Ausbildungsjahres an. Wir gehen dabei davon aus, dass die Kosten der Ausbildung durch die Opportunitätskosten des entgangenen Einkommens unter Vernachlässigung anderer direkter Kosten (z.B. Studiengebühren) erfasst werden können. Dies stellt für Deutschland unseres Erachtens eine vertretbare Näherung an die Realität dar.

Die Humankapitaltheorie bildet zwar auch den Rahmen der meisten für Deutschland vorliegenden empirischen Schätzungen von Lohnfunktionen zur Erklärung der Lohnstruktur bzw. -verteilung nach verschiedenen Merkmalen, bei denen aber die Struktur und Entwicklung der Bildungsrenditen nicht im Vordergrund steht.¹ Nur wenige Studien haben für Deutschland bisher explizit den Zusammenhang zwischen Bildung und Löhnen untersucht, und diese beschränken sich in der Regel auf die Entwicklung in den siebziger und frühen achtziger Jahre (vgl. die Zusammenfassung dieser Literatur in Lauer und Steiner 1999). Außerdem unterscheiden sich diese Studien im Hinblick auf den beobachteten Zeitraum, die Spezifikation der Lohnfunktionen und die Schätzmethode, so dass die Ergebnisse kaum vergleichbar sind.

Mit diesem Papier verfolgen wir zwei Ziele. Zum einen soll die Entwicklung der Bildungsrenditen in Deutschland seit Mitte der 80er Jahre analysiert werden.² Dazu spezifizieren wir eine aus dem Grundmodell Humankapitaltheorie abgeleitete Lohnfunktion. Diese Lohnfunktion wird getrennt nach Geschlecht und für einzelne Jahre im Beobachtungszeitraum 1984 – 1997 auf der Basis des Sozio-ökonomischen Panels geschätzt, um die zeitliche Entwicklung und geschlechtsspezifische Unterschiede der Bildungsrenditen erfassen zu können. Die Schätzergebnisse für das Grundmodell werden in Abschnitt 3.1 dargestellt und diskutiert. Die Sensitivität der geschätzten Bildungsrenditen im Grundmodell auf unterschiedliche Spezifikationen der Lohnfunktion wird in den Abschnitten 3.2 und 3.3 geprüft. In Abschnitt 3.4 wird die Bedeutung von Lebenszyklus-, Kohorten- und Zeiteffekten für die Interpretation der geschätzten Bildungsrenditen diskutiert. Unterschiede in den Bildungsrenditen nach der Arbeitszeit und zwischen dem privaten und öffentlichen Sektor werden in Abschnitt 4 aufgezeigt. In Abschnitt 5 wird die Entwicklung der durchschnittlichen Ausbildungsrenditen in Deutschland mit denen in anderen Ländern der Europäischen Union verglichen. Der Beitrag schließt mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und daraus ableitbaren Implikationen für die Bildungs- und Arbeitsmarktpolitik.

¹ Vgl. z.B. Steiner und Wagner (1998) und die dort angegebene Literatur.

² In diesem Beitrag wird nur Westdeutschland betrachtet, da hier die langfristige Entwicklung der Ausbildungsrenditen im Mittelpunkt steht und die ostdeutsche Entwicklung durch Sonderfaktoren nach der Vereinigung charakterisiert ist; vgl. dazu Franz und Steiner (2000), Steiner und Hölzle (2000).

2 Entwicklung der Löhne im Zeitverlauf

Unsere Studie basiert auf Daten des Sozio-Ökonomischen Panels (SOEP) für den Zeitraum 1984 bis 1997 für Westdeutschland. Das SOEP ist eine repräsentative Längsschnittbefragung der in Deutschland lebenden Bevölkerung. In der ersten Welle im Jahr 1984 wurden etwa 12000 Individuen in ca. 6000 Haushalten befragt. Wie die meisten Panelerhebungen ist auch das SOEP durch eine hohe Panelsterblichkeit gekennzeichnet, die durch die Einbeziehung neuer Haushalte in die Erhebung auszugleichen versucht wird. Im SOEP sind Ausländerhaushalte stark überrepräsentiert. Dabei handelt es sich überwiegend um Ausländer aus den sogenannten „Gastarbeiterländern“, die in den späten fünfziger und frühen sechziger Jahren nach Deutschland gekommen sind. Da sich deren Bildungsabschlüsse zum Teil grundlegend von den in Deutschland erworbenen unterscheiden, haben wir diese Haushalte hier aus der Analyse ausgeschlossen.

In jeder Welle wird detaillierte Information zu Monatslöhnen, Arbeitszeiten, Bildung und einer Vielzahl sozio-ökonomischer Charakteristika erhoben.³ Von zentraler Bedeutung sind hier die Angaben zu Löhnen und Ausbildung der Beschäftigten. Das SOEP enthält in jeder Welle Angaben zum monatlichen Brutto- und Nettoerwerbseinkommen im Vormonat der Befragung. Für diesen Zeitpunkt werden auch Angaben zu den wöchentlichen Arbeitszeiten erhoben, wobei zwischen der vereinbarten Arbeitszeit und den geleisteten Arbeitsstunden unterschieden wird. Für unsere Analyse von Bildungsrenditen ist der reale Bruttostundenlohn relevant. Wir haben diesen anhand der Angaben zum nominalen Bruttomonatslohn und zu der tatsächlich geleisteten Arbeitszeit berechnet und mit dem Verbraucherpreisindex deflatiert. Aus den im SOEP enthaltenen detaillierten Angaben zum individuellen Bildungsniveau haben wir die folgenden drei Bildungskategorien gebildet:

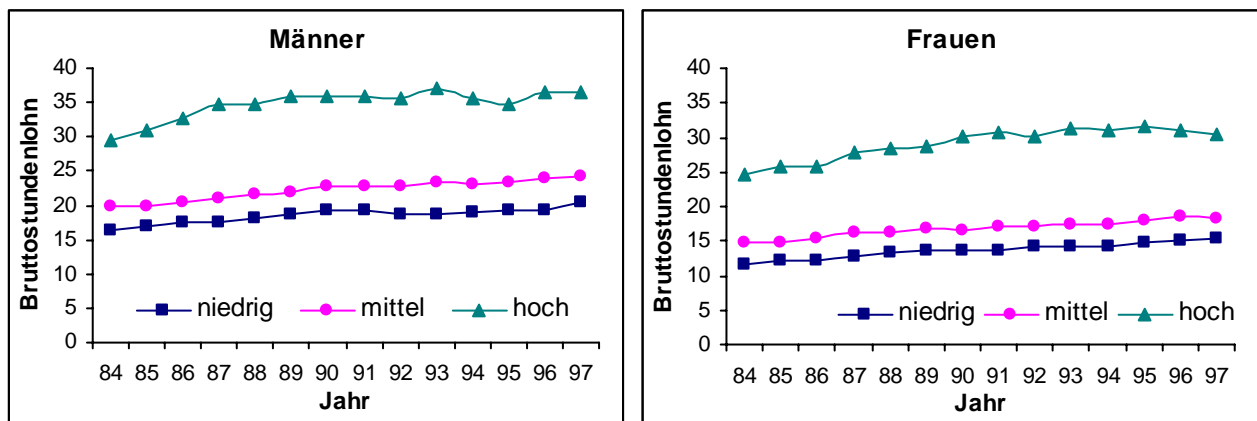
- *geringe Qualifikation*: kein Abschluss oder nur Haupt- oder Realschulabschluss;
- *mittlere Qualifikation*: Lehr- oder Fachschulabschluss, Hochschulreife mit oder ohne berufliche Ausbildung;
- *hohe Qualifikation*: Fachhochschul- oder Universitätsabschluss.

Etwa zwei Drittel der Beschäftigten haben einen Haupt- oder Realschulabschluss und einen Lehr- oder Fachschulabschluss oder einen gleichwertigen Abschluss (Meisterabschluss, Beamtenausbildung, Gesundheitsausbildung). Während der Anteil der Geringqualifizierten zwischen 1984 und 1997 deutlich gesunken ist, ist die Hochschulabsolventenquote von 12% auf 18% gestiegen. Frauen sind weniger gut qualifiziert als Männer. Jedoch ist zwischen 1984

und 1997 der Anteil der ungelerten Frauen besonders stark zurückgegangen und mehr Frauen haben nun eine Lehrausbildung oder ein Hochschulstudium abgeschlossen (vgl. dazu genauer Lauer und Steiner 2000).

Um Phasen im Lebenszyklus auszuschalten, die durch Ausbildungs- bzw. Verrentungsphasen charakterisiert sind, betrachten wir nur Personen zwischen 30 und 60 Jahren beziehen, Die folgenden Analysen werden getrennt nach Geschlecht durchgeführt, da zwischen Frauen und Männern erhebliche Unterschiede in der Entlohnung bestehen. Für diese Altersgruppe zeigt Abbildung 1 die Entwicklung der realen Stundenlöhne der westdeutschen Männer und Frauen im Zeitraum 1984 - 1997.

Abbildung 1: Durchschnittlicher realer Bruttostundenlohn nach Bildungsniveau



Quelle: SOEP 1984-97, eigene Berechnungen.

Sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern verdienen Hochschulabsolventen deutlich mehr als Personen mit mittlerer Schulbildung, während der Abstand zwischen letzteren und den Löhnen der Geringqualifizierten relativ gering ist. Im langfristigen Vergleich haben sich die Löhne der einzelnen Qualifikationsgruppen mit Ausnahme der geringqualifizierten Frauen, deren Lohnanstieg etwas stärker war, sehr ähnlich entwickelt. Das geschlechtsspezifischen Lohndifferential hat bei den Geringqualifizierten etwas abgenommen, bei den anderen Qualifikationsgruppen ist das geschlechtsspezifische Lohndifferential im Zeitraum 1984 – 1997 weitgehend konstant geblieben. Es ist bei den Hochqualifizierten deutlich niedriger als bei den Arbeitnehmern mit mittlerem Qualifikationsniveau (vgl. Tabelle 1).⁴

³ Eine detaillierte Beschreibung des SOEP findet sich unter www.diw-berlin.de.

⁴ Eine detaillierte Analyse der Entwicklung der geschlechtsspezifischen Lohndifferenzierung in Westdeutschland bietet Lauer (2000).

Tabelle 1: Steigerung des realen Bruttostundenlohns und Lohndifferential¹⁾ zwischen Männern und Frauen nach Qualifikationsniveau 1984 und 1997 (%)

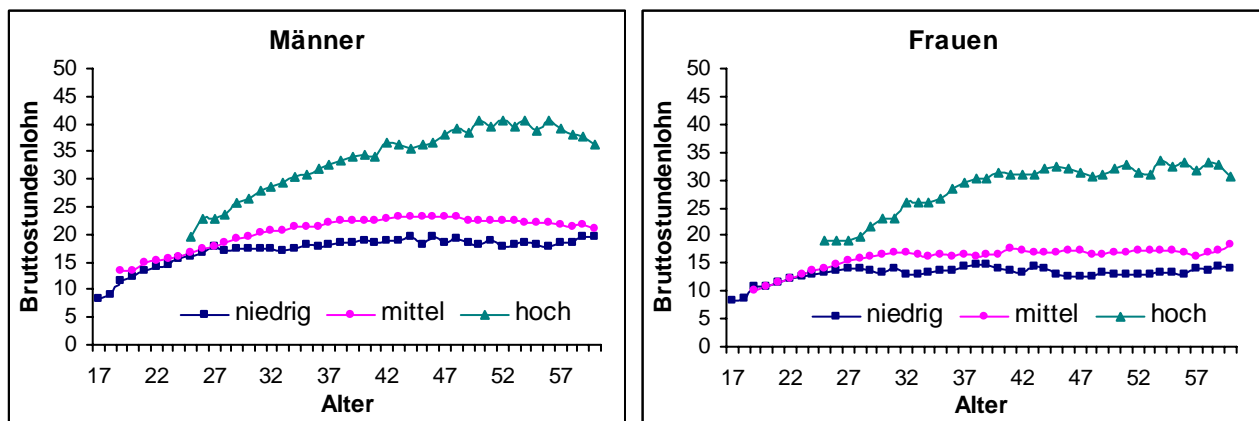
| Qualifikationsniveau | | Gering | Mittel | Hoch |
|--|--------|--------|--------|------|
| Lohnsteigerung (%) | Männer | 25,3 | 22,3 | 23,1 |
| | Frauen | 32,6 | 24,2 | 23,7 |
| Lohndifferential zw. Männern u. Frauen (%) | 1984 | 41,5 | 34,6 | 21,7 |
| | 1997 | 33,8 | 32,5 | 20,1 |

1) Unterschied zwischen Männer- und Frauenlöhnen in Prozent der Frauenlöhne.

Quelle: SOEP 1984-97, eigene Berechnungen.

Abbildung 2 zeigt den Zusammenhang zwischen dem Durchschnittslohn und dem Alter der Beschäftigten nach den drei Qualifikationsgruppen, d.h. sogenannte Lohn-Alters-Profile. Falls Kohorten- oder Kalenderzeiteffekte vernachlässigt werden können (vgl. dazu Abschnitt 3.4), repräsentieren diese Profile die Lohnentwicklung über den Lebenszyklus eines Arbeitnehmers.

Abbildung 2: Verlauf der Löhne mit Alter nach Qualifikationsniveau



Quelle: SOEP 1984-97, eigene Berechnungen.

Bei allen Qualifikationsgruppen steigen die Löhne zu Beginn der Erwerbskarriere am stärksten an, flachen sich je nach Bildungsniveau und Geschlecht aber mehr oder weniger stark zu unterschiedlichen Altern ab. Sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen steigen die Löhne bei den Hochqualifizierten mit zunehmendem Alter deutlich stärker als bei Arbeitnehmern mittleren Qualifikationsniveau. Bei diesen fällt der Anstieg zumindest zu Beginn der Erwerbskarriere noch etwas stärker als bei den Geringqualifizierten aus. Allgemein flachen sich die Lohnprofile bei den Frauen früher ab als bei den Männern. Ein Grund dafür könnte sein, dass Frauen traditionell ihre Erwerbskarriere unterbrechen, um sich ihrer Familie zu widmen und daher bei gleichem Alter weniger Berufserfahrung

akkumulieren als Männer. Diese Begründung setzt natürlich voraus, dass neben der durch Ausbildung erworbenen formalen Qualifikation auch Berufserfahrung entlohnt wird. Dies wird auch im nächsten Abschnitt bei der Spezifikation des Grundmodells der Humankapitaltheorie berücksichtigt.

Insgesamt zeigt sich, dass deutliche Lohnunterschiede nach Qualifikationsgruppen und nach Geschlecht bestehen, sich diese im Zeitverlauf nur wenig verändert haben, das Lohndifferential zwischen den Hochqualifizierten und den beiden anderen Qualifikationsgruppen mit steigendem Alter zunimmt, und dass sich die Lohn-Altersprofile zwischen Frauen und Männern deutlich unterscheiden. Diese stilisierten Fakten werden im folgenden auf der Basis der Humankapitaltheorie näher analysiert.

3 Bildungsrenditen nach der Humankapitaltheorie

Der Standardansatz zur Schätzung von Bildungsrenditen basiert auf der Humankapitaltheorie nach Becker (1964) und Mincer (1974). Die Grundannahme ist, dass Individuen gemäß ihrer Produktivität entlohnt werden. Somit kann die Akquisition von Qualifikationen als eine Investition betrachtet, die zunächst Kosten verursacht – Verzicht auf Einkommen und direkte Kosten der Ausbildung –, später aber zu einer höheren Produktivität und folglich zu höheren Löhnen führt. Die zentrale Implikation dieses Ansatzes, dass Ausbildungsinvestitionen direkt die Arbeitsproduktivität erhöhen, wird auch von Ökonomen gelegentlich in Frage gestellt. So ergibt sich beispielsweise im sogenannten „Signaling“-Ansatz von Spence (1973) unter Unsicherheit über die Produktivität von Arbeitskräften ein Marktgleichgewicht mit positiven Bildungsrenditen obwohl in diesem Ansatz Ausbildungsinvestitionen die Arbeitsproduktivität annahmegemäß nicht erhöhen, wenn Personen mit höherer Produktivität das positive „Signal“ einer Ausbildung zu geringeren Kosten erwerben können. Empirisch erscheint die Relevanz dieses Ansatzes aber angesichts der enormen Ressourcen, die für Bildung aufgewendet werden, wenig überzeugend. In einer Marktwirtschaft sollte eine aus unvollständiger Information resultierende Marktunvollkommenheit dadurch abgebaut werden, dass Unternehmen, die effizientere Verfahren zur Reduktion der Unsicherheit anwenden, Wettbewerbsvorteile erlangen. Daher basieren trotz der Tatsache, dass die zentrale Annahme der Humankapitaltheorie eines produktivitätssteigernden Effekts von Bildungsinvestitionen zumindest mit Individualdaten bisher kaum direkt getestet wurde, die meisten Interpretationen

empirischer Lohnfunktionen auf der Humankapitaltheorie (vgl. z.B. Willis 1986, Card 1999).⁵ Auch unser Beitrag nimmt die einfache Humankapitaltheorie als Ausgangspunkt für die Spezifikation einer empirischen Lohnfunktion.

3.1 Grundmodell

Mincer (1974) leitete aus einem einfachen Humankapitalmodell unter bestimmten vereinfachenden Annahmen die folgende Schätzgleichung ab:

$$\ln(\text{Lohn}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ausbildungsjahre}_i + \alpha_2 \text{Berufserfahrung}_i + \alpha_3 \text{Berufserfahrung}_i^2 + u_i$$

wobei $\ln(\text{Lohn})$ = logarithmierter Bruttostundenlohn, die Berufserfahrung in Jahren gemessen ist und $\alpha_j, j=0,1,2,3$, die zu schätzenden Koeffizienten sind. Der Index i bezieht sich auf eine bestimmte Person in der Stichprobe. Der Störterm u fasst alle sonstigen nicht durch die Ausbildungsjahre und die Berufserfahrung erfassten Einflussfaktoren auf die Löhne zusammen. Typischerweise wird angenommen, dass der Fehlerterm normalverteilt und unkorreliert mit den erklärenden Variablen sowie zwischen den Individuen ist. Diese Annahme wird auch in diesem Abschnitt getroffen.

Da die Humankapitaltheorie eine Erklärung für die Bestimmung des Marktlohns pro Arbeitseinheit darstellt, ist die abhängige Variable in der Lohngleichung der (logarithmierte) Bruttostundenlohn. Die semi-loglineare Spezifikation der Lohngleichung ergibt sich aus der Theorie unter der Annahme einer über den Lebenszyklus konstanten Ertragsrate von Humankapitalinvestitionen und einem abnehmendem Investitionsprofils (Franz 1999, S. 89-92). Während die Bildungsvariable, gemessen als Ausbildungsjahre, den Bestand an durch formelle Ausbildung erworbenen Humankapital erfassen soll, ist die Berufserfahrung ein Indikator für das „on-the-job“ erworbene Humankapital. Sie geht aufgrund der erwähnten Annahme über den zeitlichen Verlauf des Investitionsprofils in quadratischer Form in die Lohngleichung an. Die Humankapitaltheorie impliziert, dass der Lohn mit zunehmender Berufserfahrung mit abnehmender Rate steigt, d.h. konkave Lohn-Berufserfahrungsprofile mit $\alpha_1 > 0$ und $\alpha_2 < 0$.

⁵ Das zentrale Problem besteht hier darin, dass die verfügbaren Individualdatensätze in der Regel keine brauchbaren Produktivitätsmaße enthalten. Dieses Problem ist bei aggregierten Studien zum Zusammenhang zwischen Produktivitätsentwicklung und Humankapitalausstattung zwar nicht gegeben. Diese Studien weisen aber derartig schwerwiegende Messprobleme und methodische Probleme auf, dass auch auf dieser Basis bisher keine belastbaren Ergebnisse produziert wurden (vgl. Topel 1999, Temple 2000).

Da in unseren Daten keine Information zur tatsächlichen Ausbildungszeit verfügbar ist, sondern nur über den höchsten erworbenen Abschluss, werden Standardausbildungszeiten für die jeweiligen Abschlüsse verwendet, um die Bildungsvariable zu konstruieren. Die Berufserfahrung wird wie üblich als potenzielle Berufserfahrung berechnet. Sie ist definiert als: Alter minus Ausbildungszeit minus Schulanfangsalter (6 Jahre). Wie Sensitivitätsanalysen mit unterschiedlichen Definitionen der Berufserfahrung gezeigt haben, beeinflusst die Verwendung der tatsächlichen statt der potenziellen Berufserfahrung die geschätzten Koeffizienten der Humankapitalvariablen kaum. Abweichungen ergeben sich allerdings, wenn statt der potenziellen oder der tatsächlichen Berufserfahrung das Alter verwendet wird (vgl. Lauer und Steiner 2000).

Die Schätzung der oben spezifizierten Lohnfunktion erfolgt getrennt nach Geschlecht und für die einzelnen Jahre des Beobachtungszeitraums mittels der einfachen Kleinstquadratmethode (KQ-Methode). Wir nehmen daher in diesem Abschnitt vorläufig an, dass die erklärenden Variablen in der Lohnfunktion tatsächlich als exogen betrachtet werden können, d.h. diese nicht mit dem Störterm korreliert sind und dieser normal-verteilt ist. Durch die Schätzung der Lohnfunktion für einzelne Jahre soll berücksichtigt werden, dass sich die Bildungsrenditen im Beobachtungszeitraum verändert haben können. Die getrennte Schätzung der Lohnfunktion nach Geschlecht berücksichtigt ausserdem zeitliche Änderungen der geschlechtsspezifischen Bildungsrenditen.

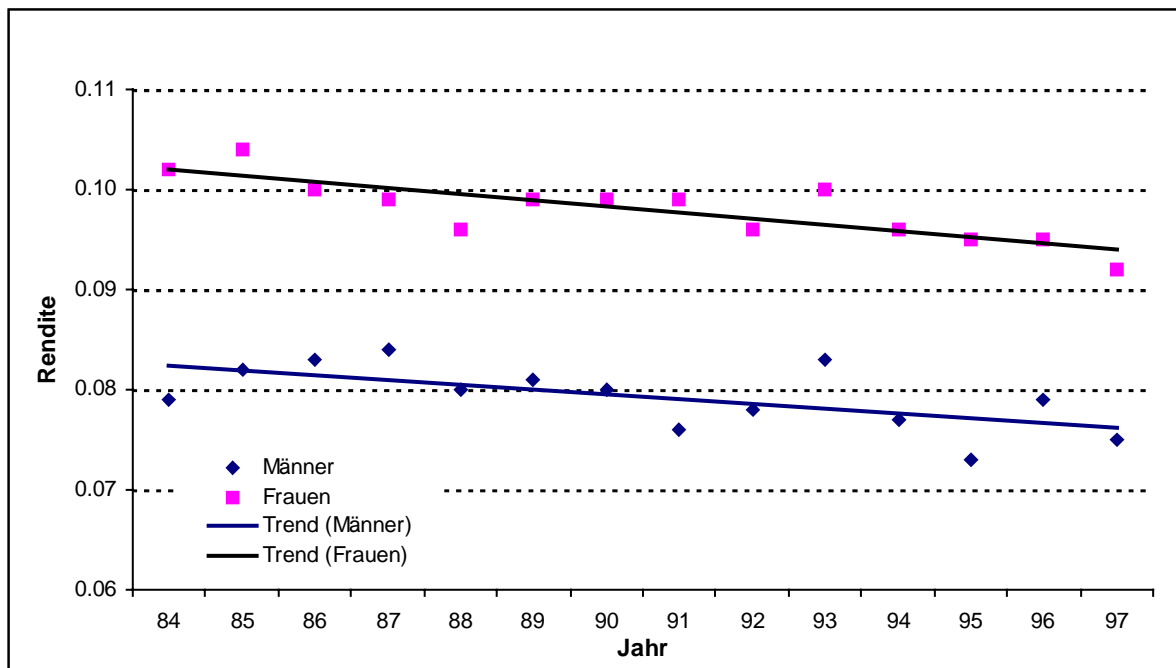
Die aus dem Grundmodell der Humankapitaltheorie abgeleitete Lohnfunktion erklärt etwa 35-40% der Varianz der Löhne in der Stichprobe der Männer und etwa 30% in der der Frauen.⁶ Alle geschätzten Koeffizienten sind hoch signifikant und weisen das erwartete Vorzeichen auf. Die Entwicklung der auf der Basis der geschätzten Koeffizienten der Schulbildungsvariable berechneten Bildungsrenditen für Frauen und Männer ist in Abbildung 3 dargestellt. Unter der Annahme, dass die Akquisition von formeller Ausbildung keine anderen Kosten verursacht als die entgangenen Löhne, gibt der geschätzte Koeffizient der Bildungsvariable, α_1 , den Ertrag eines zusätzlichen Ausbildungsjahres, d.h. die Bildungsrendite, r , an. Aufgrund der semi-loglinearen Spezifikation ist die Rendite eines Bildungsjahres in Prozent gegeben durch: $r = [\exp(\alpha_1) - 1] \times 100$.⁷

⁶ Die detaillierten Schätzergebnisse sind in Lauer und Steiner (2000) dokumentiert.

⁷ Für im Absolutwert kleine Werte des Koeffizienten ($|\alpha_1| < 0.1$) entspricht diese Transformation ziemlich genau dem Wert des Koeffizienten

Sowohl für die Frauen als auch für die Männer ist der geschätzte Koeffizient der Bildungsvariable im Zeitraum 1984 – 1997 annähernd konstant geblieben.⁸ Bei den Frauen beträgt er im Durchschnitt über die gesamte Beobachtungsperiode 0,10, bei den Männern 0,08. Dies entspricht einer Bildungsrendite pro zusätzlichem Bildungsjahr von 10,5% für die Frauen ($=[\exp(0,10) - 1] \times 100$) und 8,3% für die Männer. Statistische Tests zeigen, dass der Unterschied in den Bildungsrenditen zwischen Frauen und Männer (auf dem 1%-Niveau) signifikant ist.

Abbildung 3: Geschätzte Bildungsrenditen¹⁾ für Deutschland 1984 – 1997



1) Renditen berechnet aus den geschätzten Koeffizienten der Lohngleichungen der einzelnen Jahre (KQ-Schätzung).

Die KQ-Methode liefert bekanntlich nur unter der Annahme, dass der Störterm nicht mit den Bildungs- und Berufserfahrungsvariablen korreliert ist, unverzerzte Schätzer für die entsprechenden Koeffizienten und damit auch für die Bildungsrenditen. Diese Annahme könnte dadurch verletzt sein, dass im Grundmodell ausser der Bildungs- und Berufserfahrungsvariablen keine weiteren Lohndeterminanten berücksichtigt werden, obwohl empirische Schätzungen von Lohnfunktionen für Deutschland signifikante Firmengrößen-, Branchen- und Regionaleffekte ermittelt haben.⁹ Allerdings muss dies nicht bedeuten, dass dadurch die geschätzten Bildungsrenditen signifikant beeinflusst werden. Tatsächlich haben

⁸ Die Konstanz der Koeffizienten wurde in Lauer und Steiner (2000) statistisch getestet. Die Nullhypothese konnte für die Frauen nicht verworfen werden, für die Männer zeigten sich ein schwach signifikanter Rückgang des Koeffizienten über die Zeit.

Lauer und Steiner (2000) gezeigt, dass diese durch die Aufnahme von Firmengrößen-, Branchen- und Regional-Dummies die geschätzten Humankapitalvariablen werden. Die individuellen Löhne können aber auch von anderen Variablen, die aufgrund fehlender Information nicht kontrolliert werden können, beeinflusst werden. Sind diese mit den Humankapitalvariablen in der Lohnfunktion korreliert, werden die Bildungsrenditen mit der hier verwendeten KQ-Methode bekanntlich verzerrt geschätzt. Dies könnte auch der Fall sein, wenn die Dauer der Schulbildung einen fehlerhaft gemessenen Indikator für das individuelle Bildungsniveau darstellt. Schließlich hängt die Interpretation der geschätzten Bildungsrenditen hinsichtlich ihrer zeitlichen Entwicklung auch davon ab, dass diese nicht durch Kohorten- und Kalenderzeiteffekte beeinflusst werden. Im folgenden wird daher analysiert, inwieweit die Ergebnisse dieses Abschnitts durch die genannten Komplikationen beeinflusst werden.

3.2 Spezifikation mit Schul- und Berufsbildungsabschlüssen

Im Grundmodell wurde angenommen, dass das individuelle Bildungsniveau durch die Dauer der Ausbildung gemessen werden kann. Dies impliziert, dass jedes Ausbildungsjahr unabhängig von dem erreichten Abschluss dieselbe Rendite erbringt. Dies Annahme erscheint vor allem für Deutschland zweifelhaft, da man beispielsweise nicht davon ausgehen kann, dass ein Hochschulabsolvent, der statt der Regelstudienzeit von 8 Semestern 12 studiert hat, entsprechend höher entlohnt wird. Das Gegenteil dürfte eher der Fall sein, da die Unternehmen die Einhaltung der Regelstudienzeit häufig als Signal für eine ausgeprägte Beruorientierung und Leistungsbereitschaft ansehen. Daher modifizieren wir in diesem Abschnitt die Spezifikation des Grundmodells, indem wir die Bildungsvariable statt durch die Ausbildungsjahre durch Bildungsabschlüsse ersetzen. Diese werden in der Lohnfunktion durch binäre Dummy-Variablen erfasst, die den Wert 1 annehmen, wenn die Person den entsprechenden Abschluss hat, und den Wert 0 sonst:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Lohn}_i) = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Lehrabschluss}_i + \alpha_2 \text{Fachschulabschluss}_i + \alpha_3 \text{Hochschulreife}_i \\ & + \alpha_4 \text{Fachhochschulabschluss}_i + \alpha_5 \text{Universitätsabschluss}_i + \alpha_6 \text{Berufserfahrung}_i \\ & + \alpha_7 \text{Berufserfahrung}_i^2 + u_i \end{aligned}$$

⁹ Vgl. z.B. Steiner und Wagner (1998) und die dort angegebene Literatur.

Die Referenzgruppe bezieht sich auf Personen ohne beruflichen Abschluss (kein Abschluss oder nur Haupt- bzw. Realschulabschluss). Die geschätzten Koeffizienten der Dummy-Variablen sind relativ zu dieser Referenzkategorie zu interpretieren und geben das mit einem bestimmten Bildungsabschluss verbundene Lohndifferential relativ zu Personen ohne beruflichen Abschluss an. Relativ zu der Referenzgruppe erzielen beispielsweise Personen mit einem Lehrabschluss bei gleicher Anzahl von Berufserfahrungsjahren einen um $[exp(\alpha_1) - 1] \times 100$ Prozent höheren Stundenlohn auf, falls $\alpha_1 > 0$, wie zu erwarten ist.

Die in Lauer und Steiner (2000) ausgewiesenen detaillierten Schätzergebnisse zeigen, dass die Lohndifferenziale mit dem Bildungsabschluss sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern deutlich steigen. Beispielsweise hat im Beobachtungszeitraum das durchschnittliche Lohndifferenzial zwischen Personen mit Universitätsabschluss und der Referenzgruppe der Personen ohne beruflichen Abschluss bei den Männern ca. 70% und bei den Frauen fast 90% betragen. Allerdings muss dabei berücksichtigt werden, dass höhere Lohndifferenziale mit längeren Ausbildungszeiten verbunden sind. Dies beeinflusst die effektiven Bildungsrenditen, da eine längere Studienzzeit auch höhere Opportunitätskosten durch eine längere Periode des Lohnverzichts bedeutet.

Unter Berücksichtigung der Ausbildungsdauer erbringt der Fachschulabschluss sowohl für Frauen als auch für Männer die höchste Bildungsrendite (vgl. Tabelle 2). Dies ist auf die kürzere Ausbildungszeit im Vergleich zu einem Universitätsstudium zurückzuführen. Die mit der Erlangung der Hochschulreife (Abitur) verbundene Bildungsrendite (mit oder ohne zusätzliche Ausbildung) ist zwischen den achtziger und der zweiten Hälfte der neunziger Jahre gesunken. Bei den Frauen liegt sie mittlerweile einen Prozentpunkt unter der Rendite eines Lehrabschlusses. Auch hat sich bei den Frauen die mit dem Besuch einer Fachschule verbundene Rendite seit den achtziger Jahren deutlich reduziert. Die Rendite eines Fachhochschulstudiums ist für Männer konstant geblieben, bei den Frauen gesunken. Dies dürfte darauf zurückzuführen sein, dass Frauen immer öfter eine Lehre vor der Aufnahme des Studiums an einer Fachhochschule abschließen, was die Ausbildungszeit verlängert und damit die Bildungsrendite reduziert. Die durchschnittliche Rendite eines Universitätsstudiums ist annähernd konstant geblieben. Bei den Männern liegt sie etwas unter dem Niveau der durchschnittlichen Rendite eines Studiums an einer Fachhochschule, bei den Frauen zeigen sich in dieser Hinsicht keine signifikanten Unterschiede.

Obwohl sich also bei einzelnen Bildungsabschlüssen geringe Abweichungen von den im vorhergehenden präsentierten Ergebnissen zu den durchschnittlichen Bildungsrenditen bezogen auf die Ausbildungsjahre zeigen, bleiben die zwei zentralen Ergebnisse des

vorhergehenden Abschnitts bestehen: Erstens, Frauen erzielen im Durchschnitt eine deutlich höhere Bildungsrenditen als Männer und, zweitens, die Renditen sind im Beobachtungszeitraum weitgehend stabil geblieben.

Tabelle 2: Durchschnittliche Renditen¹⁾ der unterschiedlichen Bildungsabschlüsse

| | Männer | | | | | Frauen | | | | |
|-----------|--------|------------|--------|----------------|-------------|--------|------------|--------|----------------|-------------|
| | Lehre | Fachschule | Abitur | Fachhochschule | Universität | Lehre | Fachschule | Abitur | Fachhochschule | Universität |
| 1984-1989 | 0.074 | 0.111 | 0.081 | 0.087 | 0.080 | 0.111 | 0.137 | 0.104 | 0.107 | 0.097 |
| 1990-1993 | 0.087 | 0.108 | 0.081 | 0.090 | 0.080 | 0.106 | 0.128 | 0.091 | 0.092 | 0.103 |
| 1994-1997 | 0.083 | 0.106 | 0.068 | 0.087 | 0.075 | 0.094 | 0.120 | 0.082 | 0.094 | 0.092 |
| 1984-1997 | 0.080 | 0.109 | 0.077 | 0.088 | 0.079 | 0.104 | 0.129 | 0.094 | 0.099 | 0.097 |

1) Rendite_i $\equiv r_i = \alpha_i / (d_i - d_{ref.})$, wobei d_i = Ausbildungsjahre für Abschluss i . Die Rendite in Prozent ergibt sich aus $[\exp(r_i) - 1] \times 100$. Die ausgewiesenen Renditen wurden als einfacher Durchschnitt über die für die jeweiligen Jahre geschätzten Ausbildungsrenditen berechnet.

Quelle: SOEP 1984-97, eigene Berechnungen.

3.3 Unbeobachtbare Heterogenität, Endogenität der Schulbildung und Selektionseffekte

Wie erwähnt, kann die zur unverzerrten Schätzung der Ausbildungsrendite mittels der KQ-Methode notwendige Annahme, dass in der Lohngleichung die Humankapitalvariablen und der Störterm unkorreliert sind, verletzt sein. Mehrere Faktoren können unter Umständen die Schätzergebnisse verzerren (Griliches 1977, Card 1999). Eine Verzerrung der geschätzten Bildungsrenditen könnte aufgrund (für den Ökonometriker) unbeobachtbarer Individualeffekte, die mit den Löhnen und den Humankapitalvariablen korreliert sind (z.B. Intelligenz, Motivation), resultieren. Wird dafür bei der Schätzung der Lohnfunktion nicht kontrolliert, gibt der geschätzte Koeffizient der Bildungsvariablen nicht den kausalen Effekt eines zusätzlichen Schuljahres auf den Lohn sondern nur eine statistische Korrelation an. Formal entspricht dies dem klassischen Endogenitätsproblem. Im vorliegenden Zusammenhang resultiert dieses daraus, dass die Ausbildungsentscheidung in Abhängigkeit von den (erwarteten) Bildungsrenditen getroffen wird. Ein weiteres Problem bei der Schätzung von Lohnfunktionen besteht darin, dass natürlich nur Löhne von Beschäftigten beobachtet werden können. Sind die unbeobachteten Faktoren in der Lohngleichung (d.h., der Störterm) mit der Partizipationsentscheidung korreliert und wird dafür bei der Schätzung nicht kontrolliert, resultiert möglicherweise eine verzerrte Schätzung der Bildungsrendite. Dies ist das klassische Selektionsproblem bei der Schätzung von Lohnfunktionen, da im

allgemeinen nur für einen nicht zufällig ausgewählten Teil der Stichprobe Löhne beobachtbar sind (Heckman, 1979).

In Lauer und Steiner (2000) wurde versucht, mögliche Verzerrungen der geschätzten Bildungsrenditen durch Instrumentvariablen- (IV) und Selektionskorrektur-Schätzungen zu kontrollieren. Ohne an dieser Stelle näher auf die technischen Details eingehen zu können sei erwähnt, dass die Differenz der Koeffizienten der Bildungsvariablen zwischen der KQ- und der IV-Schätzung in allen Spezifikationen insignifikant war. Je nach den gewählten Instrumenten für die Bildungsvariable (Ausbildung und berufliche Stellung der Eltern, Familienstand und Erwerbstätigkeit der Eltern während der Schulzeit des Kindes) ergaben sich entweder keine größeren Abweichungen zu den Punktschätzungen der Koeffizienten der KQ-Regression, oder die Koeffizienten der IV-Schätzung wiesen sehr große Standardfehler auf. Was die Schätzung zur Kontrolle der potentiellen Selektionsverzerrung anbelangt erwies sich der Koeffizient der aus der Schätzung der Partizipationsgleichung in der ersten Stufe berechneten Selektionskorrektur-Variablen (des „inversen Mill's“-Quotienten) in den meisten Fällen zwar als signifikant, die Koeffizienten der Bildungsvariablen wurden dadurch aber nicht signifikant beeinflusst.¹⁰

3.4 Lebenszyklus-, Kohorten- und Kalenderzeiteffekte

Im Grundmodell wurde auf der Basis des Vergleichs von Querschnittsschätzungen die zeitliche Entwicklung der Renditen über alle Kohorten hinweg betrachtet. Wie bei der Darstellung der auf der Basis von einzelnen Querschnitten berechneten Lohn-Altersprofile in Abschnitt 2 erwähnt wurde, spiegeln diese nur dann die Lohnentwicklung über den Lebenszyklus wider, wenn diese nicht durch Kohorten- oder Kalenderzeiteffekte beeinflusst wird. Erstere können beispielsweise auftreten, wenn der Eintritt geburtenstarker Jahrgänge in den Arbeitsmarkt mit Lohnsenkungen für diese Kohorte verbunden ist und aufgrund reduzierter Humankapitalinvestitionen auch der zukünftige Lohnanstieg unter dem von Kohorten liegt, die zu Zeiten eines „Facharbeitermangels“ ins Erwerbsleben eingetreten sind. Kalenderzeiteffekte können beispielsweise über den Konjunkturzyklus die Löhne beeinflussen.

Da das Geburtsjahr, das Kalenderjahr und das Alter linear abhängig sind, ist es unmöglich, alle drei Effekte ohne weitere Annahmen zu identifizieren, da beispielsweise zwei

¹⁰ Als Instrumente in der Partizipationsgleichung wurden der Familienstand, die Anwesenheit von Kindern im Haushalt, das Nichterwerbseinkommen des Haushalts und die Höhe einer vorhandenen Hypothek verwendet (vgl. Lauer und Steiner 2000, S. 16ff.).

unterschiedliche Geburtskohorten des gleichen Alters nicht im gleichen Kalenderjahr beobachtet werden können. In diesem Abschnitt soll die Bedeutung dieser Effekte für die Interpretation der in den beiden vorhergehenden Abschnitten berechneten Bildungsrenditen dargestellt werden.¹¹

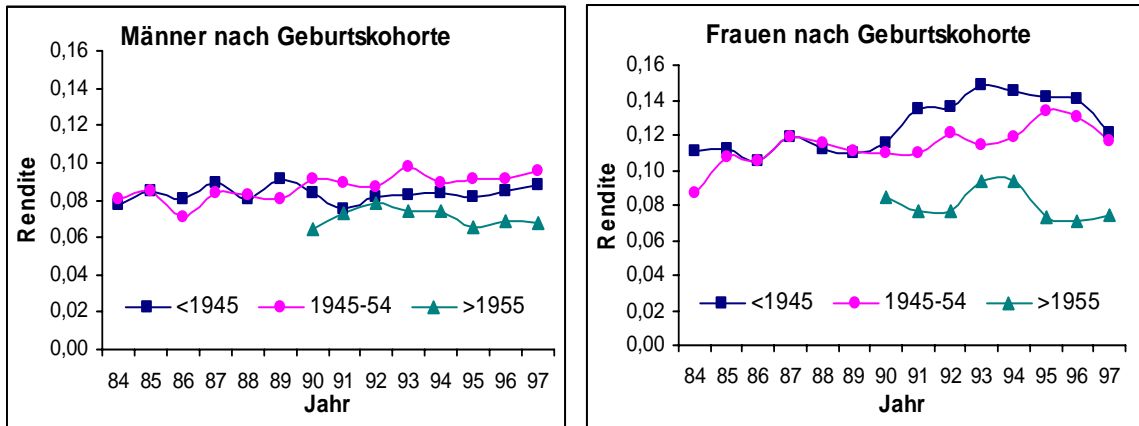
In Abbildung 4a ist die Entwicklung von Bildungsrenditen für Frauen und Männer nach Geburtskohorte dargestellt. Um eine hinreichende Fallzahl zu haben, beschränken wir uns auf die folgenden drei Kohorten: Geburtsjahrgänge 1945 oder früher, zwischen 1945 und 1955, und 1955 oder später. Für diese Kohorten wurde die obige Lohngleichung des Grundmodells der Humankapitaltheorie separat geschätzt. Auf der Basis dieser Schätzungen kann sowohl die Bildungsrendite für jede der drei Kohorten in einem bestimmten Jahr (vertikaler Abstand zwischen den Kurven) als auch die Entwicklung der Bildungsrendite über den Lebenszyklus, die durch den Verlauf der einzelnen Kurven gegeben ist, verglichen werden. Dabei bezieht sich die hier betrachtete Phase des Lebenszyklus‘ auf den Zeitraum von 1984 bis 1997. In der mittleren Kohorte entspricht dies beispielsweise der Lebensphase von 30 bis 43 Jahren oder von 39 bis 52 Jahren. Die ausgewiesenen Bildungsrenditen dieser Kohorten sind somit Durchschnittswerte über die einzelnen Geburtsjahrgänge in einer Kohorte. Ausserdem wird hier von Kalenderzeiteffekten abstrahiert bzw. angenommen, dass diese alle Kohorten in gleicher Weise betreffen. Da wir hier nur die 30-jährigen und älteren Erwerbstätige betrachten, ist die jüngere Kohorte erst in der zweiten Hälfte der Periode beobachtbar.

Abbildung 4a zeigt, dass in der ältesten und der mittleren Geburtskohorte die Bildungsrenditen zwischen 1984 und 1997 gestiegen sind. Bei den Männern hat dieser Anstieg in der mittleren Kohorte gut einen Prozentpunkt, in der ältesten Kohorte knapp zwei Prozentpunkte betragen. Bei den Frauen ist in der ältesten Kohorte ein besonderes starker Anstieg erfolgt, der sich gegen Ende der Beobachtungsperiode aber wieder etwas abgeschwächt hat. Über den gesamten Zeitraum betrachtet, ist bei den Frauen vor allem in der mittleren Kohorte die Bildungsrendite von 9% auf 12% deutlich angestiegen. Die jüngere Kohorte erzielt die niedrigste Bildungsrendite, und diese ist im Gegensatz zu den anderen Kohorten in den neunziger Jahren auch deutlich gesunken. Die Differenz der Bildungsrenditen zu den älteren Kohorten ist bei den Frauen besonders groß. Sie ist bei diesen in den neunziger Jahr deutlich stärker gesunken als bei den Männern der gleichen Alterskohorte.

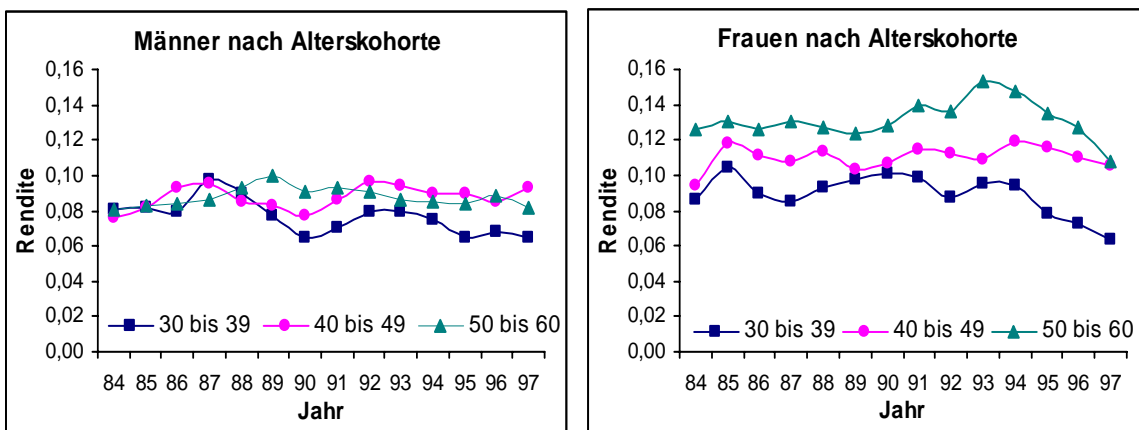
¹¹ Eine methodische Diskussion dieser Effekte in Bezug auf deren Identifikation auf der Basis von Paneldaten bieten Heckman und Robb (1985).

Abbildung 4: Bildungsrenditen¹⁾ von 1984 bis 1997

a) nach Geburtskohorte



b) nach Alterskohorte



1) Koeffizient der Bildungsvariable α_1 . Die Bildungsrendite in Prozent ergibt sich aus $r_i = [\exp(\alpha_1)-1] \times 100$.

Quelle: SOEP 1984-97, eigene Berechnungen.

Es gibt mehrere mögliche Interpretationen für das relativ geringe Niveau und den zeitlichen Rückgang der Bildungsrenditen der jüngsten Kohorte (vgl. Lauer und Steiner 2000). Eine ökonomisch plausible Interpretation besteht darin, dass der Rückgang der Bildungsrenditen bei der jüngeren Kohorte durch die starke Bildungsexpansion seit den siebziger Jahren verursacht ist, da dadurch das Angebot an Hochqualifizierten stärker gestiegen ist als die Nachfrage nach dieser Gruppe.¹² Um diese Hypothese zu prüfen, werden in Abbildung 4b) die Bildungsrenditen von unterschiedlichen Kohorten beim gleichen Alter verglichen. Dadurch soll berücksichtigt werden, dass entgegen der Annahme des Grundmodells der

¹² Vgl. Boockmann und Steiner (2000) für eine eingehendere Diskussion dieser Hypothese.

Humankapitaltheorie die Bildungsrendite mit dem Alter variiert. Nimmt diese mit dem Alter zu und beobachtet man jüngere Kohorten nur zu Beginn ihres Erwerbslebens, würde man ihre Bildungsrendite relativ zu der älterer Kohorten, die man über eine längere Phase des Lebenszyklus‘ beobachtet, unterschätzt werden. Der beobachtete Rückgang der Bildungsrendite bei jüngeren Kohorten würde in diesem Fall irrtümlich auf Kohorteneffekte zurückgeführt werden, obwohl er sich durch nicht erfasste Lebenszykluseffekte ergibt.

Um wieder eine ausreichende Anzahl von Beobachtungen zu haben, beschränken wir uns auf den Vergleich von 3 Altersgruppen, nämlich: 30-39 Jahre, 40-49 Jahre und 50-60 Jahre alt. Die Kohorte der in 1984 zwischen 30 und 39-jährigen wurde zwischen 1945 und 1954 geboren, die in 1985 beobachtete Kohorte gleichen Alters wurde zwischen 1946 und 1955 geboren, in 1986 bezieht sich diese Altersgruppe auf die zwischen 1947-56 Geborenen usw. Der vertikale Abstand zwischen den Kurven gibt den Unterschied der Bildungsrenditen zwischen den drei unterschiedlichen Alterskohorten in einem bestimmten Jahr, also zwischen drei unterschiedlichen Geburtskohorten an. Der Verlauf der drei Kurven zeigt die Bildungsrenditen der älteren und der jüngeren Kohorten bei einem bestimmten Alter. Die so definierten Geburtskohorten überlappen sich, d.h. die angegebenen geschätzten Renditen sind gleitende Durchschnitte.

Abbildung 4b zeigt, dass in der Altersgruppe der 30 – 39-jährigen die Bildungsrenditen in den jüngeren Geburtskohorten sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen gesunken sind. Bei den Männern ging die Bildungsrendite von einem Spitzenwert von gut 10% für die Geburtskohorte 1948-57 auf 6,7% für die Geburtskohorte 1958-67 zurück. Bei den Frauen ging die Bildungsrendite in dieser Altersgruppe noch stärker zurück, nämlich von etwa 11% für die Geburtskohorte 1945-54 auf 6,6% für die Geburtskohorte 1958-67. Für die nach 1955 geborenen Kohorten ist der Rückgang der Bildungsrendite besonders stark ausgeprägt. Bemerkenswert erscheint auch, dass sich die Bildungsrenditen für die zwischen 1958 und 1967 geborenen 30–39-jährigen zwischen Frauen und Männern nicht mehr unterscheiden.

Allerdings ergibt sich bei den Frauen auch bei den anderen hier betrachteten Altersgruppen ab 1994 ein Rückgang der Bildungsrendite. Daher kann die beschriebene Entwicklung bei der mittleren Altersgruppe ohne weitere Annahmen wohl nicht als reiner Kohorteneffekt interpretiert werden. Sowohl Kohorten- und Lebenszykluseffekte als auch Kalenderzeiteffkte könnten die Entwicklung der Bildungsrenditen in Deutschland beeinflusst haben. Die relative Bedeutung dieser Effekte kann ohne weitere Annahmen über die Interaktion zwischen den einzelnen Effekten allerdings nicht abgeschätzt werden. Nach Boockmann und Steiner (2000) kann unter bestimmten identifizierenden Annahmen über die

Interaktion von Lebenszyklus-, Kohorten- und Kalenderzeiteffekten der Rückgang der Ausbildungsrenditen bei jüngeren Geburtskohorten auf Kohorteneffekte, insbesondere bei den Frauen, zurückgeführt werden. Dies wäre mit der Hypothese vereinbar, dass die starke Bildungsexpansion seit den siebziger Jahren, die besonders Frauen begünstigt hat, zu einer Reduktion der Bildungsrenditen geführt hat.

4 Bildungsrenditen nach Arbeitszeit und zwischen privatem und öffentlichem Sektor

Bisher wurde angenommen, dass die Bildungsrendite nicht von der geleisteten Arbeitszeit abhängt. Obwohl sich unsere Spezifikation der Lohnfunktion auf den Stundenlohn bezieht, könnten die Bildungsrenditen durch die Arbeitszeit, beispielsweise über Produktivitätseffekte oder den Mangel an Teilzeitarbeitsplätzen, beeinflusst werden (vgl. Wolf 2000). Auch wurde bezüglich der Ausbildungsrenditen nicht zwischen dem privaten und dem öffentlichen Sektor der Wirtschaft unterschieden, obwohl sich die Ausbildungsrenditen zwischen diesen aus institutionellen Gründen unterscheiden können.¹³ Insbesondere ist im öffentlichen Sektor der individuelle Bruttolohn an die formale Qualifikation, das Alter und den Familienstand gebunden. Da im öffentlichen Sektor nicht nach der Produktivität der Beschäftigten entlohnt wird, sind im Gegensatz zum privaten Sektor auch keine Abschläge (oder Zuschläge) bei Teilzeitbeschäftigung zu erwarten. Deswegen dürften sich die Bildungsrenditen in beiden Sektoren der Wirtschaft und auch zwischen Frauen und Männern unterscheiden. In diesem Abschnitt wird die Analyse um diese Differenzierung erweitert.

Dazu wurden die Stichproben der Frauen und Männer zum einen nach Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten, zum anderen nach Beschäftigten im privaten und im öffentlichen Sektor (ohne Beamte) unterteilt. Da Teilzeitarbeit bei Männern kaum vorkommt, beschränkt sich die Differenzierung hier auf die Frauen. Für jede dieser Teilstichproben wurde die in Abschnitt 3.1 spezifizierte Lohnfunktion getrennt geschätzt. Die Ergebnisse dieser Schätzungen lassen sich wie folgt zusammenfassen:

Teilzeit- versus Vollzeit

Bei dieser Differenzierung wurde auch auf mögliche Selektionseffekte bezüglich der Wahl zwischen Nichterwerbstätigkeit, einer Teilzeit- und einer Vollzeitbeschäftigung getestet (vgl.

¹³ Wir betrachten hier nur tariflich entlohnte Angestellte und Arbeiter im öffentlichen Dienst und nicht Beamte.

Lauer und Steiner 2000, Abschnitt 3.4.1). Diese Selektionskorrektur ergab keine signifikanten Abweichungen in den geschätzten Bildungsrenditen gegenüber einer Schätzung, bei der potenzielle Selektivitätseffekte nicht berücksichtigt wurden. Daher beschränken wir uns hier auf die Diskussion der Ergebnisse aus der Schätzung ohne dieser Selektionskorrektur. Abbildung 5a stellt die Entwicklung der Bildungsrenditen für teilzeitbeschäftigte im Vergleich zu vollzeitbeschäftigten Frauen sowie zum Vergleich die Unterschiede zwischen vollzeitbeschäftigten Frauen und Männern dar.

Wie Abbildung 5a zeigt, ist die durchschnittliche Bildungsrendite von teilzeitbeschäftigten Frauen deutlich *höher* als die von vollzeitbeschäftigten Frauen, und dieses Renditendifferenzial hat sich im Beobachtungszeitraum kaum verändert. Betrachtet man hingegen nur die Vollzeitbeschäftigten, zeigen sich keine nennenswerten geschlechtsspezifischen Unterschiede.¹⁴ In Anbetracht des erwähnten Resultats, dass die von uns durchgeführten Schätzungen mit Selektionskorrektur bezüglich der Wahl zwischen Vollzeit und Teilzeit (und Nichterwerbstätigkeit) zu keinen signifikanten Abweichungen der geschätzten Bildungsrenditen im Vergleich zum Grundmodell führten, erscheint dieses positive Renditendifferenzial bei Teilzeitbeschäftigten erstaunlich, da man aufgrund des relativen Mangels an Teilzeitjobs eher ein negatives Renditendifferenzial erwarten würde. Dieses Ergebnis wird aber auch durch eine neuere Studie von Wolf (2000) bestätigt, die den Zusammenhang zwischen dem Stundenlohn und der Arbeitszeit im Rahmen eines simultanen Strukturmodells analysiert. Eine mögliche Erklärung dafür besteht in der Art der Erfassung der Arbeitszeit im SOEP. Die hier verwendeten durchschnittlich geleisteten Arbeitsstunden enthalten vermutlich auch Überstunden, die erst später oder gar nicht ausbezahlt oder aber durch einen späteren Zeitausgleich abgegolten werden. Dadurch wird der von uns berechnete Stundenlohn entsprechend reduziert. Dies führt zu einer Unterschätzung der Bildungsrendite vor allem von Vollzeitbeschäftigten, da Überstunden von diesen wesentlich häufiger geleistet werden als von Teilzeitbeschäftigten.

Privater Sektor versus öffentlicher Dienst

Auch die Differenzierung zwischen privatem Sektor und öffentlichem Dienst zeigt große Unterschiede bei den Bildungsrenditen, vgl. Abbildung 5b.¹⁵ Im öffentlichen Sektor sind bei

¹⁴ Diese Aussage wird auch durch formale statistische Tests bestätigt (vgl. Lauer und Steiner 2000, Annex-Tabellen 3 und 6).

¹⁵ Allerdings wurden hier potenzielle Selektionseffekte auf die Bildungsrenditen bezüglich der individuellen Entscheidung für die Aufnahme in einem der beiden Sektoren nicht kontrolliert (vgl. dazu Dustmann und van Soest 1998).

den Frauen die Bildungsrenditen im Beobachtungszeitraum tendenziell gestiegen, bei den Männern sind sie tendenziell gesunken. Gegen Ende der Beobachtungsperiode liegt die Bildungsrendite der Frauen mit ca. 9% um 2 Prozentpunkte über der der im öffentlichen Dienst beschäftigten Männer.¹⁶ Hingegen sind im privaten Sektor die Bildungsrenditen im Beobachtungszeitraum sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen deutlich gesunken, wobei der Rückgang bei den Frauen noch deutlich stärker ausgeprägt war. Gegen Ende der neunziger Jahre haben Frauen im privaten Sektor der Wirtschaft mit ca. 7% eine Bildungsrendite erzielt, die um gut einen Prozentpunkt unter der für die Männer berechneten liegt.

Vollzeitbeschäftigte: privater Sektor versus öffentlicher Dienst

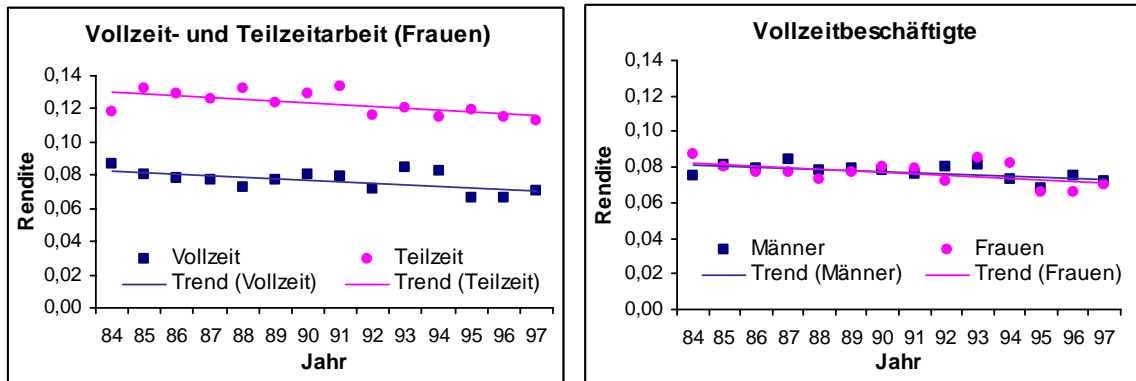
Um den gemeinsamen Effekt von Wirtschaftssektor und Arbeitszeit auf die Bildungsrenditen zu erfassen, ist in Abbildung 5c deren Entwicklung in den beiden Sektoren nur für Vollzeitbeschäftigte dargestellt. Dabei zeigt sich bei den Frauen langfristig ein deutlicher Rückgang der im privaten Sektor erzielten durchschnittliche Bildungsrendite von ca. 12% auf unter 7%, während bei den Männern die durchschnittliche Bildungsrendite kaum gesunken ist. Im privaten Sektor unterscheidet sich die Bildungsrendite von vollzeitbeschäftigten Frauen bzw. Männern weder im Niveau noch in der zeitlichen Entwicklung von der für alle in diesem Sektor beschäftigten Frauen bzw. Männern.

Im Gegensatz dazu sind im öffentlichen Dienst die Bildungsrenditen der Vollzeitbeschäftigten deutlich niedriger als die für alle öffentlich Bediensteten berechneten Bildungsrenditen. Für Vollzeitbeschäftigte im öffentlichen Dienst sind die Bildungsrenditen deutlich niedriger als im privaten Sektor der Wirtschaft. Auch unterscheiden sich im öffentlichen Dienst in der langfristigen Betrachtung die Bildungsrenditen von Vollzeitbeschäftigten relativ zu allen Beschäftigten in diesem Sektor nur wenig nach Geschlecht. Was die zeitliche Entwicklung anbelangt, sind die Bildungsrenditen für die im öffentlichen Dienst vollzeitbeschäftigten Frauen im Beobachtungszeitraum leicht gestiegen, für die dort in Vollzeit beschäftigten Männer leicht gesunken.

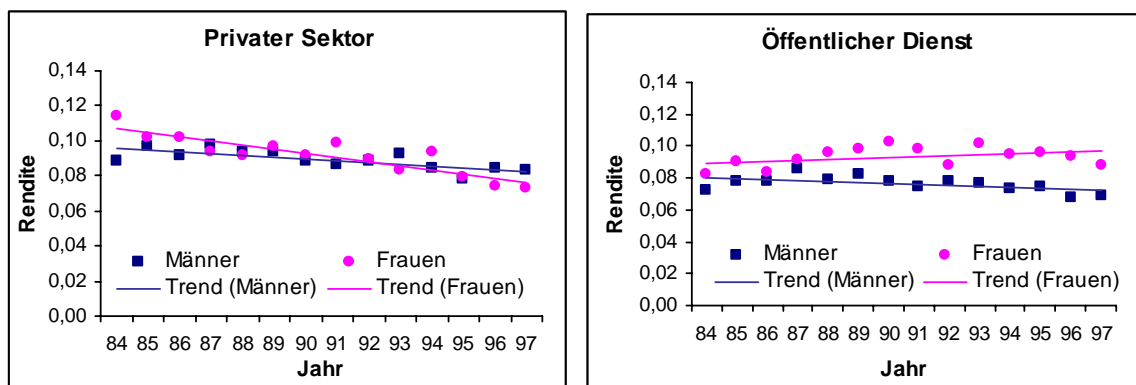
¹⁶ Detaillierte Schätzergebnisse dazu finden sich in Lauer und Steiner (2000, Annex-Tabellen 7 und 8), die auch zeigen, dass diese Unterschiede signifikant (auf dem 1%-Niveau) sind.

Abbildung 5: Unterschiede in den Bildungsrenditen¹⁾ nach Arbeitszeit und zwischen privatem und öffentlichem Sektor

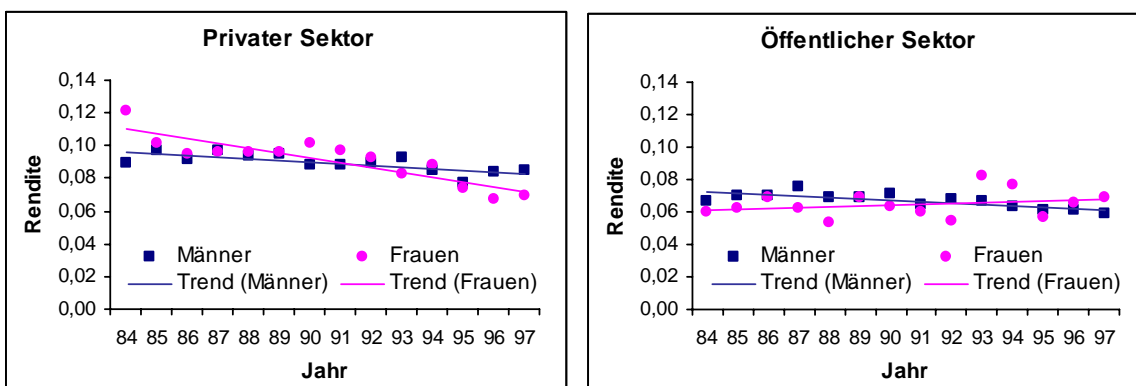
a) Teilzeit- versus Vollzeitarbeit



b) Privater Sektor versus Öffentlicher Dienst



c) Privater Sektor versus Öffentlicher Dienst, nur Vollzeitbeschäftigte



1) Koeffizient der Bildungsvariable α_j . Die Bildungsrendite in Prozent ergibt sich aus $r_1 = [\exp(\alpha_1) - 1] \times 100$.

Quelle: SOEP 1984-97, eigene Berechnungen.

5 Bildungsrenditen im europäischen Vergleich

Nach der Humankapitaltheorie ist zu erwarten, dass in Ländern mit geringen privaten Kosten der Ausbildung deren Erträge geringer ausfallen als in Ländern, in denen die Kosten weitgehend individuell getragen werden müssen. Deshalb ist ein Vergleich der von uns für Deutschland geschätzten durchschnittlichen Ausbildungsrenditen mit den in anderen Ländern hier von Interesse. Internationale Renditenvergleiche erscheinen uns nur auf der Basis vergleichbarer Spezifikationen der Schätzgleichungen zur Berechnung von Bildungsrenditen möglich. Derartige Berechnungen wurden im Rahmen eines Projekts durchgeführt, bei dem sich Forscher aus allen Mitgliedsländern der Europäischen Union beteiligen.¹⁷ Die Spezifikation der Lohngleichungen basiert dabei auf dem in Abschnitt 3.1 dargestellten Grundmodell der Humankapitaltheorie. Durch die Erfassung der Bildungsvariablen durch Ausbildungsjahre ist die Vergleichbarkeit der geschätzten Bildungsrenditen zumindest im Sinne der Opportunitätskosten der Ausbildung gegeben. Natürlich ist die Vergleichbarkeit in dem Maße eingeschränkt, als sich die direkten Kosten der Ausbildung, insbesondere Studiengebühren abzüglich der steuerlichen Förderung der Auszubildenden, zwischen den Ländern unterscheiden.

Die auf dieser methodischen Grundlage ermittelten durchschnittlichen Bildungsrenditen für die anderen Mitgliedsstaaten der europäischen Union werden in Abbildung 6 mit den für uns für Deutschland berechneten verglichen. Dabei zeigt sich eine auf den ersten Blick verwirrende Vielfalt unterschiedlicher Entwicklungsmuster. Zum einen unterscheidet sich sowohl das Niveau als auch die zeitliche Entwicklung der Bildungsrenditen zum Teil erheblich zwischen den einzelnen Ländern, zum anderen zeigen sich in dieser Hinsicht auch deutliche geschlechtsspezifische Unterschiede. Im Vergleich zu Deutschland liegen die durchschnittlichen Bildungsrenditen sowohl für die Frauen als auch für die Männer auf einem niedrigeren Niveau. Auch sind in den meisten anderen Ländern die Bildungsrenditen für die Frauen höher als für die Männer. Eine deutliche Ausnahme stellt hier Dänemark dar, wo die Bildungsrenditen im Vergleich zu Deutschland aber nur ein niedriges Niveau erreichen.

In den meisten Ländern sind die Bildungsrenditen im Zeitverlauf entweder gesunken oder konstant geblieben. Bemerkenswert ist hier die österreichische Entwicklung, wo die durchschnittliche Bildungsrendite von ca. 13% bei den Frauen und ca. 10% bei den Männern Anfang der achtziger Jahre auf etwas über 6% Mitte der neunziger Jahre gesunken ist. Eine

¹⁷ Die Schätzungen der Bildungsrenditen wurden für Deutschland von den Autoren dieses Beitrags, für die übrigen EU-Länder und die Schweiz von den Kooperationspartnern im Rahmen des TSER-Projekts "Public Funding and Returns to Education" durchgeführt.

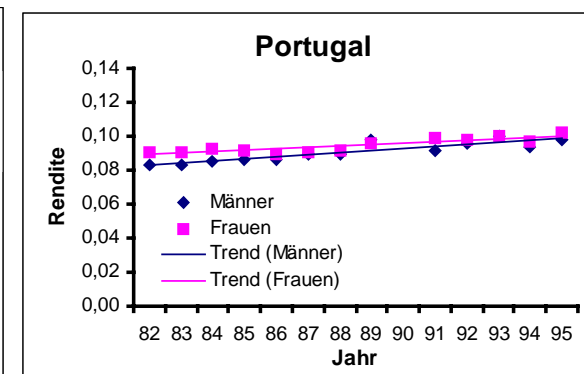
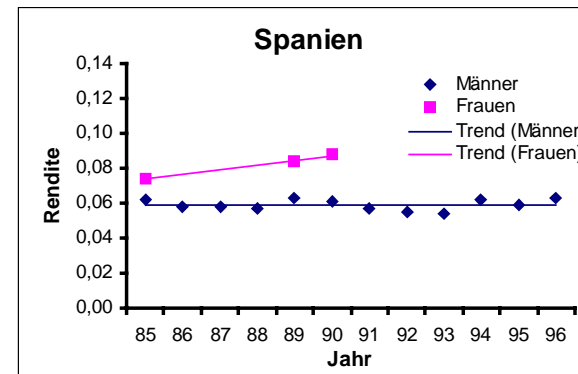
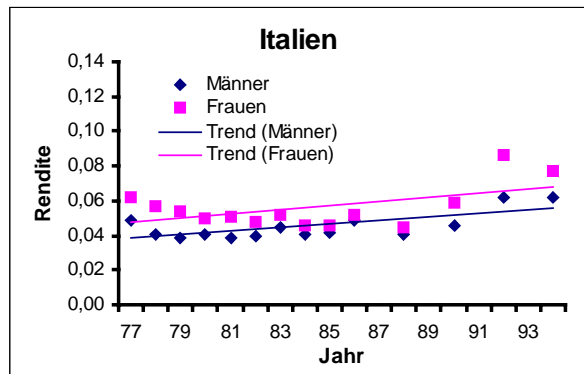
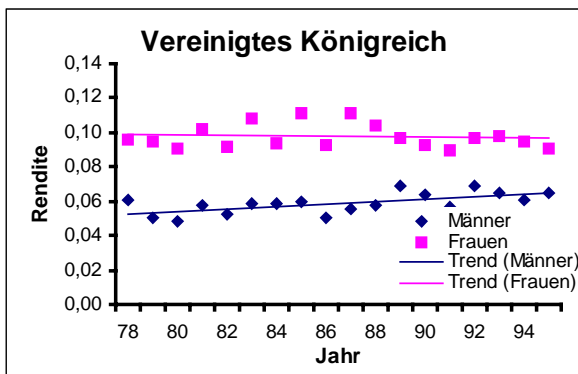
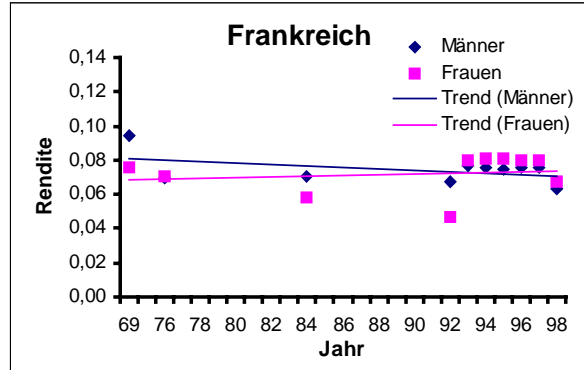
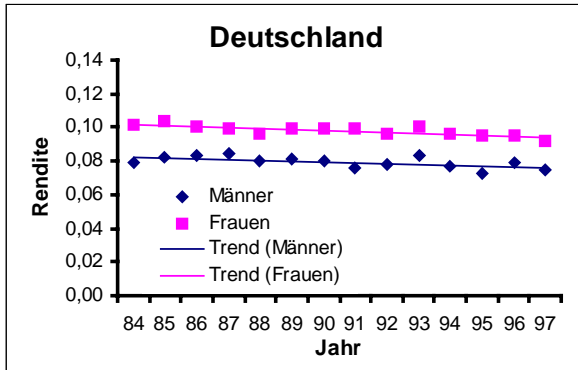
ähnliche Entwicklung, allerdings auf einem deutlich niedrigeren Niveau, zeigt sich auch für Schweden. Andererseits sind die Bildungsrenditen in Portugal ausgehend von einem relativ hohen Niveau seit Anfang der achtziger Jahre noch deutlich gestiegen.

Eine klare Hierarchie der Bildungsrenditen bezüglich des wirtschaftlichen Entwicklungsstands oder des Erwerbsverhaltens der Frauen in den betrachteten Ländern ist aus Abbildung 6 nicht erkennbar. Zum einen sind die Bildungsrenditen in Deutschland deutlich höher als in bezüglich des wirtschaftlichen Entwicklungsstands vergleichbaren Ländern, wie Frankreich, Italien oder den Niederlanden. Zum anderen ist die Bildungsrendite von Frauen beispielsweise in Portugal, einem Land mit einer sehr hohen Frauenerwerbsquote, wesentlich höher als in Spanien, einem Land mit einem ähnlichen wirtschaftlichen Entwicklungsstand aber einer relativ niedrigen Frauenerwerbsquote. Andererseits zeigt der Vergleich zwischen Portugal und Schweden, dass eine hohe Frauenerwerbsquote mit sehr unterschiedlichen Bildungsrenditen vereinbar zu sein scheint.

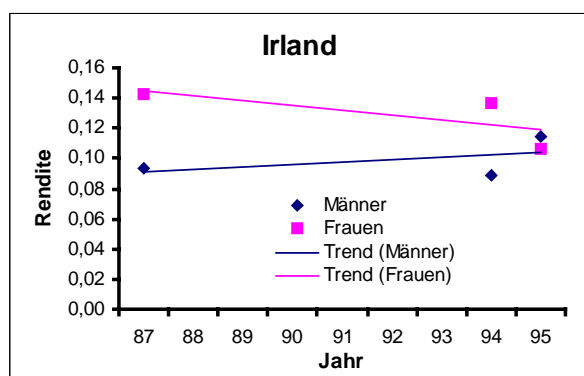
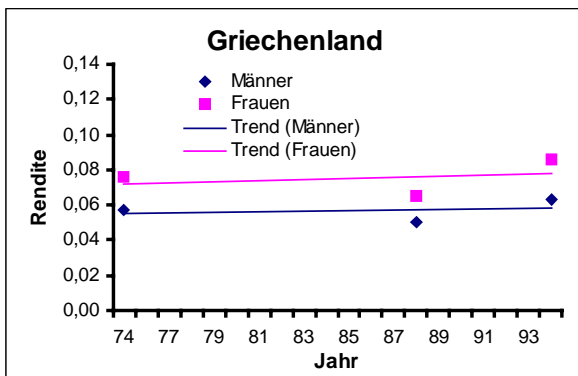
Bemerkenswert ist auch, dass sich einerseits zumindest bei den Frauen die Bildungsrenditen zwischen Deutschland und Großbritannien kaum unterscheiden, obwohl diese Länder sehr unterschiedliche Bildungssysteme aufweisen. Andererseits zeigt der Vergleich zwischen Deutschland und Österreich trotz der relativ ähnlichen Bildungssysteme in den beiden Ländern deutliche Unterschiede sowohl bezüglich der Niveaus als auch der zeitlichen Entwicklung der geschlechtsspezifischen Bildungsrenditen.

Insgesamt weist die Analyse der Bildungsrenditen im europäischen Vergleich darauf hin, dass sehr unterschiedliche Bildungssysteme und Arbeitsmarktstrukturen mit ähnlichen Bildungsrenditen vereinbar sind und vice versa. Daher erscheinen verallgemeinernde Aussagen zwischen dem Niveau und der zeitlichen Entwicklung von Bildungsrenditen einerseits und der Ausgestaltung der Bildungssysteme und den Arbeitsmarktstrukturen in den einzelnen Ländern ohne weiterführende Analysen nicht möglich.

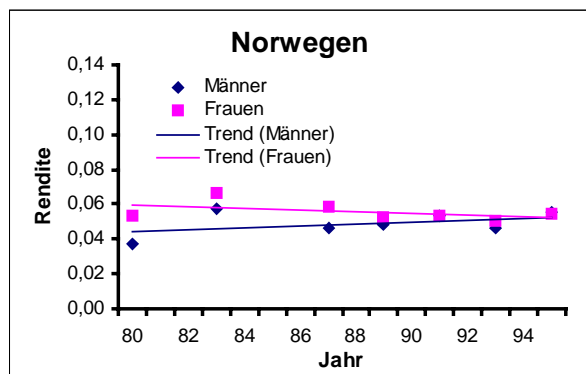
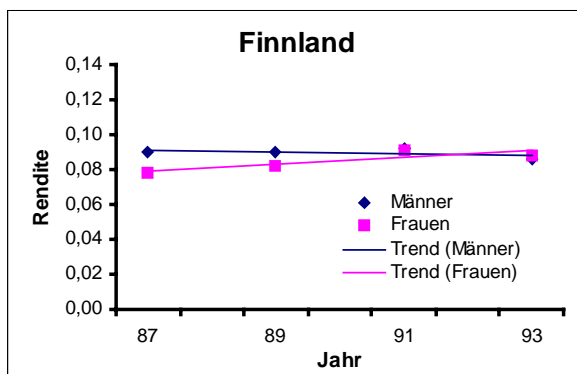
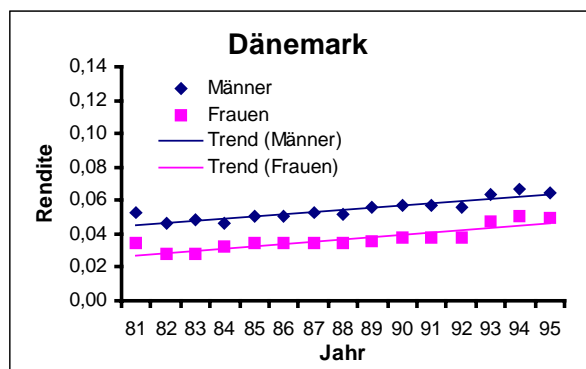
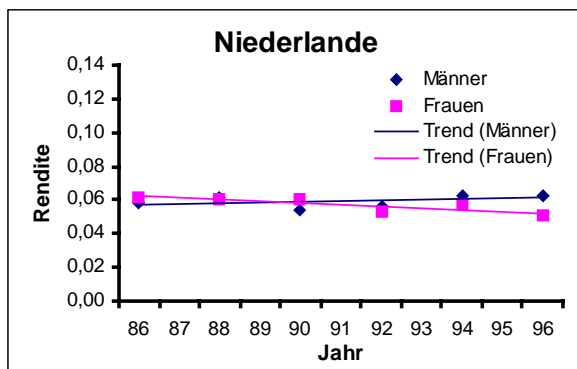
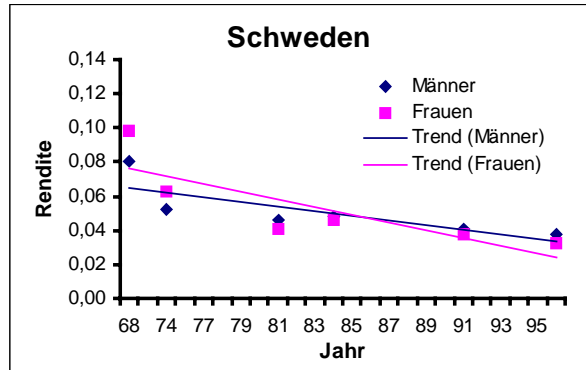
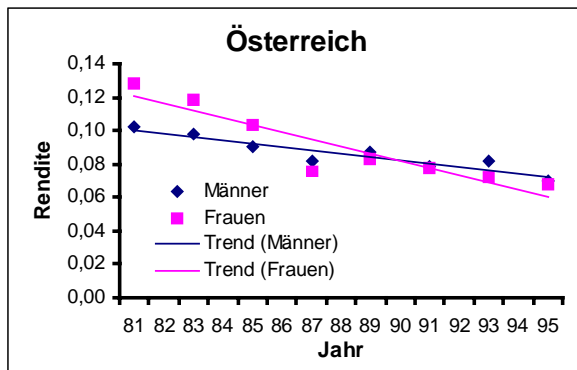
Abbildung 6: Bildungsrenditen in Deutschland und in den anderen EU-Ländern¹⁾



S



Fortsetzung zu Abbildung 6



1) Wegen des hohen Werts der Bildungsrendite im Jahr 1987 unterscheidet sich die Größenachse für Irland von der für die anderen Länder.

Quelle: SOEP 1984-97, eigene Berechnungen; TSER-Projekt „Public Funding and the Returns to Education.“

6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Humankapital ist der wichtigste Standortvorteil der deutschen Volkswirtschaft. Die Bildung von Humankapital hängt wesentlich von der privaten Rendite, die dadurch erzielt werden kann, ab. Die private Investition in Humankapital verursacht aufgrund des Verzichts auf Einkommen während der Zeit der Ausbildung zunächst Kosten, ist später aber mit einem stärkeren Lohnanstieg verbunden. Ökonomisch rational handelnde Individuen werden in Humankapital investieren, wenn die erwarteten Erträge die Kosten übersteigen. Je höher die Kosten, die selbst zu tragen sind, desto höher müssen daher die privaten Erträge einer Humankapitalinvestition sein. Nach diesem Kalkül entscheidet die Rendite eines zusätzlichen Ausbildungsjahres darüber, ob mehr oder weniger in Ausbildung investiert wird. Das Niveau der Bildungsrenditen in einer Volkswirtschaft ist daher eine zentrale Frage der Bildungs- und Arbeitsmarktpolitik. Dabei ist zwischen den privaten und sozialen Erträgen von Ausbildungsinvestitionen zu unterscheiden. Letztere können je nach den existierenden Externalitäten größer oder kleiner als die privaten Erträge sein. In diesem Beitrag haben wir uns auf die Analyse der Entwicklung der privaten Bildungsrenditen in Westdeutschland beschränkt.

Dazu haben wir eine aus dem Grundmodell der Humankapitaltheorie abgeleitete Lohnfunktion spezifiziert und mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels für Westdeutschland für den Zeitraum 1984 bis 1997 geschätzt. Die Schätzergebnisse zeigen, dass die durchschnittlichen Bildungsrenditen in Westdeutschland seit Mitte der 80er Jahren relativ konstant geblieben sind. Frauen erhalten mit etwa 10% im Durchschnitt eine signifikant höhere Bildungsrendite als Männer, für die ein zusätzliches Bildungsjahr etwa 8% erbringt. Bezüglich dieser Schätzergebnisse erwies sich das Grundmodell der Humankapitaltheorie ziemlich robust gegenüber unterschiedlichen Spezifikationen der Lohnfunktion und der Schätzmethode.

Wird das individuelle Bildungsniveau durch Bildungsabschlüsse statt Ausbildungsjahre gemessen, ergeben sich im Durchschnitt ähnliche Bildungsrenditen. Darüber hinaus zeigen die Schätzergebnisse auf der Basis dieser Spezifikation, dass ein Fachschulabschluss die höchste Rendite erbringt und die mit der Erlangung des Abiturs verbundene Bildungsrendite insbesondere bei den Frauen deutlich gesunken ist. Die Rendite eines Studiums an einer Fachhochschule ist für die Männer konstant geblieben, bei den Frauen leicht gesunken. Die durchschnittliche Rendite eines Universitätsstudiums ist im Beobachtungszeitraum trotz des starken Anstiegs der Absolventenzahlen annähernd konstant geblieben. Sie liegt bei den Männern etwas unter dem Niveau der durchschnittlichen Rendite eines Studiums an einer

Fachhochschule, Frauen mit Fachhochschulabschluss erzielen die gleiche durchschnittliche Rendite wie Absolventinnen einer Universität.

Die Berücksichtigung von Selektionseffekten und der potenziellen Endogenität der Bildungsvariablen hat ergeben, dass weder das Niveau noch die zeitliche Entwicklung der Bildungsrenditen davon wesentlich beeinflusst werden. Bezüglich der Bildungsvariablen konnte nicht eindeutig geklärt werden, ob diese in der Lohnfunktion tatsächlich als exogen betrachtet werden kann, oder ob dieses Ergebnis auf die Wahl unserer Instrumentvariablen zurückzuführen ist. Allerdings zeigt auch die internationale Literatur (vgl. z.B. Card 1999), dass die Ergebnisse von KQ- und IV-Schätzungen von Bildungsrenditen häufig nicht signifikant voneinander abweichen.

Eine detailliertere Analyse nach Geburtskohorten hat gezeigt, dass die Bildungsrenditen bei den jüngeren Kohorten insbesondere bei den Frauen deutlich gesunken sind. Diese Entwicklung könnte sowohl durch Kohorten- und Lebenszykluseffekte als auch durch Kalenderzeiteffekte beeinflusst worden sein. Unter bestimmten identifizierenden Annahmen über die Interaktion dieser Effekte kann der Rückgang der Ausbildungsrenditen bei jüngeren Geburtskohorten auf Kohorteneffekte, insbesondere bei den Frauen, zurückgeführt werden. Dies wäre mit der Hypothese vereinbar, dass die starke Bildungsexpansion seit den siebziger Jahren, die besonders Frauen begünstigt hat, zu einer Reduktion der Bildungsrenditen geführt hat

Die Differenzierung nach Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigung hat ergeben, dass auch nach Berücksichtigung möglicher Selektionseffekte die durchschnittliche Bildungsrendite von teilzeitbeschäftigten Frauen deutlich höher als die von vollzeitbeschäftigten Frauen ist. Während im öffentlichen Dienst die Bildungsrenditen bei den Frauen tendenziell gestiegen sind, sind sie bei den Männern tendenziell gesunken. Am Ende der Beobachtungsperiode lag die Bildungsrendite der im öffentlichen Dienst beschäftigten Frauen mit ca. 9% um 2 Prozentpunkte über der Rendite der in diesem Sektor beschäftigten männlichen Arbeiter und Angestellten. Gleichzeitig sind im privaten Sektor der Wirtschaft die Bildungsrenditen insbesondere bei den Frauen deutlich gesunken. Gegen Ende der neunziger Jahre haben Frauen im privaten Sektor der Wirtschaft mit ca. 7% eine Bildungsrendite erzielt, die um gut einen Prozentpunkt unter der für die Männer berechneten liegt. Während sich im privaten Sektor die Bildungsrendite von vollzeitbeschäftigten Frauen bzw. Männern kaum von der für alle in diesem Sektor beschäftigten Frauen bzw. Männern unterscheiden, sind im öffentlichen Dienst die Bildungsrenditen der Vollzeitbeschäftigten deutlich niedriger als die für alle öffentlich Bediensteten berechneten Bildungsrenditen. Auch ist die Bildungsrendite von

Vollzeitbeschäftigten ist im öffentlichen Dienst deutlich niedriger als im privaten Sektor der Wirtschaft. Was die zeitliche Entwicklung anbelangt, sind die Bildungsrenditen für die im öffentlichen Dienst vollzeitbeschäftigten Frauen im Beobachtungszeitraum leicht gestiegen, für die dort in Vollzeit beschäftigten Männer leicht gesunken.

Nach der Humankapitaltheorie ist zu erwarten, dass in Ländern mit geringen privaten Kosten der Ausbildung deren Erträge geringer ausfallen als in Ländern, in denen die Kosten weitgehend individuell getragen werden müssen. Die Analyse der Bildungsrenditen im europäischen Vergleich hat allerdings gezeigt, dass sehr unterschiedliche Bildungssysteme und Arbeitsmarktstrukturen mit ähnlichen Bildungsrenditen vereinbar sind und vice versa. Daher erscheinen verallgemeinernde Aussagen zwischen dem Niveau und der zeitlichen Entwicklung von Bildungsrenditen einerseits und der Ausgestaltung der Bildungssysteme und den Arbeitsmarktstrukturen in den einzelnen Ländern ohne weiterführende Analysen nicht möglich.

Nach unseren Schätzergebnissen sind die durchschnittlichen privaten Bildungsrenditen in Deutschland im Vergleich zu anderen europäischen Ländern mit einem ähnlichen wirtschaftlichen Entwicklungsstand nach wie vor auf einem hohen Niveau. Dieses positive Renditedifferenzial dürfte sich noch erhöhen, wenn man die in Deutschland relativ ausgeprägte Förderung von Studierenden bzw. ihrer Eltern durch das Steuer- und Sozialversicherungssystem berücksichtigt. Eine staatliche Subventionierung der Studierenden durch BAFÖG, die Mitversicherung in der gesetzlichen Krankenversicherung und die Anrechnung von Rentenversicherungszeiten erscheint daher unter Effizienzüberlegungen bei der weiterführenden Schulbildung entbehrlich. Dies müsste durch hohe positive externe Effekte der Bildung gerechtfertigt werden, wofür bisher zumindest für Deutschland der empirische Nachweis fehlt. Unter allokativen Gesichtspunkten erscheint die Verschlechterung der Bildungsrenditen im privaten Sektor der Wirtschaft relativ zum öffentlichen Dienst bedenklich, da dies die falschen Anreize für die individuellen Bildungsentscheidung setzt. Aus arbeitsmarktpolitischer Sicht erscheint auch problematisch, dass die Bildungsrendite von teilzeitbeschäftigten Frauen im öffentlichen Sektor im Beobachtungszeitraum gestiegen ist, während sie sich im privaten Sektor reduziert hat. Dadurch wird die Mobilität zwischen dem öffentlichen Dienst und dem privaten Sektor der Wirtschaft eingeschränkt, was zur Verfestigung der Arbeitslosigkeit beiträgt. Die wirtschaftspolitisch gewünschte Ausweitung von Teilzeitarbeit müsste daher auch im öffentlichen Dienst mit ähnlichen Lohnabschlägen wie im privaten Sektor der Wirtschaft verbunden sein.

Zitierte Literatur

- Becker, G. (1964): Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with special reference to Education, National Bureau of Economic Research, New York.
- Boockmann, B. und V. Steiner (2000): Cohort Effects and the Returns to Education in West Germany; *ZEW Discussion Paper* No. 00-05, Mannheim.
- Card, D. (1999): The causal effect of education on earnings, in: Ashenfelter, O. and D. Card (eds.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Amsterdam.
- Dustmann, C. und A. van Soest (1998): Public and private sector wages of male workers in Germany, *European Economic Review*, Vol. 42, 1417 – 1441.
- Franz, W. (1999): *Arbeitsmarktökonomik*. Springer, Heidelberg etc.
- Franz, W. und V. Steiner (2000): Wages in the East German Transition Process – Facts and Explanations, erscheint in: *German Economic Review*, Vol. 1(2).
- Griliches, Z. (1977): Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems, *Econometrica*, Vol. 45, 1 – 21.
- Heckman, J.J. (1979): Sample selection bias as a specification error, *Econometrica* 47, 153-161.
- Heckman, J.J., R. Robb (1985): Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations; in: W. M. Mason and S. F. Fienberg (eds.): *Cohort Analysis in Social Research – Beyond the Identification Problem*, New York.
- Lauer, C. (2000): The Gender Wage Gap in West Germany: How Far Do Gender Differences in Human Capital Matter? *ZEW Discussion Paper* No. 00-07, Mannheim.
- Lauer, C. und V. Steiner (1999): Returns to Human Capital in Germany: Review of the Empirical Literature, in: Asplund, R. and P. Pereira (eds.): *Returns to Human Capital in Europe. A Literature Review*, 125-144, The Research Institute of the Finnish Economy.
- Lauer, C. und V. Steiner (2000): Returns to Education in West-Germany – an Empirical Assessment, *ZEW Discussion Paper* 00-04, Mannheim.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Spence, M. (1973): Job Market Signaling, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, 205-221.
- Steiner, V. und Hölzle, T. (2000): The Development of Wages in Germany in the 1990s – Descriptions and Explanations, in: R. Hauser und I. Becker (eds.), *The personal distribution of income in an international perspective*. Springer Verlag, Heidelberg.
- Steiner, V. und Wagner, K. (1998): Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980s, in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 118 (1), 29-54.
- Temple, J. (2000): *Growth Effects of Education and Social Capital in the OECD*, *Mimeo*, Nuffield College, Oxford University.
- Topel, R. (1999): Labor Markets and Economic Growth, in: O. Ashenfelter und D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3C, Chapter 44, North-Holland.
- Willis, R.J. (1986): Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions, in: O. Ashenfelter und R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume I, Chapter 10, North-Holland.
- Wolf, Elke (2000): Lower Wages for Less Hours? A Simultaneous Wage-Hours Model for Germany, *ZEW Discussion Paper* No. 00-03, Mannheim.