

Knoll, Leonhard; Störk, Ulrich

Article — Digitized Version

Alters-Verdienst-Profile westdeutscher Arbeitnehmer 1984 bis 1991:
Eine empirische Untersuchung auf der Basis der ersten acht Wellen A
bis H des Sozio-oekonomischen Panels

Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Knoll, Leonhard; Störk, Ulrich (1993) : Alters-Verdienst-Profile westdeutscher Arbeitnehmer 1984 bis 1991: Eine empirische Untersuchung auf der Basis der ersten acht Wellen A bis H des Sozio-oekonomischen Panels, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, ISSN 0340-1707, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 62, Iss. 3/4, pp. 172-203

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/141038>

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.

Alters-Verdienst-Profile westdeutscher Arbeitnehmer 1984 bis 1991

Eine empirische Untersuchung auf der Basis der ersten acht Wellen A bis H des Sozio-oekonomischen Panels

von Leonhard Knoll und Ulrich Störk*

Die vorliegende Studie verfolgt zwei Ziele. Einmal sollen verschiedene theoretische Modelle zur Erklärung des Verlaufs von Alters-Verdienst-Profilen empirisch untersucht und zum anderen soll durch die Möglichkeiten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) als Datenquelle ein Vergleich zwischen den Ergebnissen verschiedener Auswertungsverfahren vorgenommen werden.

Zur Realisierung dieses Vorhabens wurden verschiedene Verdienstofffunktionen spezifiziert und einerseits als Querschnitte für die Wellen eins, fünf und acht sowie andererseits für gepoolte Werte über die Periode 1984-1991 (Wellen 1-8) regressiert.

Auffallende Ergebnisse liegen vor allem im Hinblick auf den hohen Erklärungsgehalt des reinen schooling-Modells gegenüber Berufserfahrungs- bzw. Arbeitsmarkteffekten vor, was in der gepoolten Regression sogar noch relativ stärker zum Tragen kommt. Insgesamt werden die Aussagen der Humankapital- wie auch der Signaltheorie tendenziell bis auf die in Anbetracht der plausiblerweise zu unterstellenden Entwicklung menschlicher Leistungsfähigkeit späten Maxima der Verdienstofffunktionen bestätigt, während zur Theorie segmentierter Arbeitsmärkte kein eindeutiges Resultat vorliegt. Diskriminierungswirkungen können gegenüber Frauen und ausländischen Arbeitnehmern ausgewiesen werden, wobei die Profile von Frauen allgemein flacher verlaufen und ihr Maximum i. d. R. später erreichen, als dies bei Männern der Fall ist.

Beim Vergleich der zeitabhängigen Parameter aller Regressionen erscheint insbesondere der Einfluß allgemeiner Verdienststeigerungen interessant. Diese wirken sich mehr bei älteren Arbeitnehmern aus, obwohl überindividuelle Produktivitätseffekte, z.B. durch technischen Fortschritt, die Leistungsfähigkeit in den ersten Dekaden des Berufslebens stärker beeinflussen dürften.

1. Einleitung

Nicht zuletzt bedingt durch die steigende Bedeutung längerfristiger Beschäftigungsverhältnisse¹ untersuchten Ökonomen in der Nachkriegszeit verstärkt die Verdienstoffentwicklung im Laufe des Berufslebens. Aufmerksamkeit erlangte hier vor allem die Entwicklung der Humankapitaltheorie zu Beginn der sechziger Jahre durch *Schultz*, *Becker* und *Mincer*². Sie dürfte gemessen an Umfang und Gewicht der Veröffentlichungen nach wie vor den wichtigsten Ansatz zur Erklärung intertemporaler Lohnpfade darstellen, obwohl es sich bei ihr prinzipiell um eine Investitions- und nicht um eine Lohntheorie handelt³. Ihre zentrale Aussage besteht in einem Steigen des Alters-Verdienst-Profils, da in der Jugend die Produktivität durch Investitionen in verschiedene Formen von Humankapital erhöht wird, was in späteren Jahren zu Rückflüssen in Form vergleichsweise größerer Entgelte führt. Neben ihrem theoretischen Erklärungsgehalt liegt der Vorzug dieser

Theorie aber auch in der Ableitung einer empirischen Verdienstofffunktion, die nach vielen zwischenzeitlichen Erweiterungen „inzwischen weltweit zu den wohl am besten untersuchten ökonomischen Verhaltensfunktionen zählt“⁴ und in entsprechenden Modifikationen auch die Grundlage der meisten Studien bildet, die nicht (ausschließlich) humankapitaltheoretisch ausgerichtet sind. Trotz einer Reihe möglicher Kritikpunkte⁵ soll sie auch hier in ver-

* Betriebswirtschaftliches Institut der Universität Würzburg. — Wir danken Dr. H. Basler und Dr. R. Hecker für wertvolle Hinweise sowie C. Gabel für unermüdlichen Einsatz bei der Textverarbeitung.

¹ Vgl. *Carter* (1988).

² Vgl. *Schultz* (1961), *Becker* (1962, 1964), *Mincer* (1974).

³ *Ehrenberg/Smith* (1991), S. 346.

⁴ *Zimmermann* (1991), S. 34.

⁵ Vgl. *Wagner/Lorenz* (1988).

schiedenen Spezifikationen die Grundlage der empirischen Auswertungen bilden.

Zu ähnlichen qualitativen Aussagen bei einer gänzlich anderen Deutung formaler Bildung kommt die signaling/screening-Theorie, deren Entwicklung vor allem durch *Spence* und *Arrow* vorangetrieben wurde⁶. Hier wird die Produktivitätswirkung formaler Bildung, vor allem im Schulwesen, als vernachlässigbar angesehen. Bildungsabschlüsse dienen vielmehr als Zeichen für ein nicht beobachtbares Produktivitätspotential in der Anfangsphase des Berufslebens. Mehrperiodige screening-Modelle verwenden demgegenüber steigende Alters-Verdienst-Profile zur Behebung dieser Informationsasymmetrie⁷.

Unbeobachtbarkeitsphänomene einer anderen Art sind Grundlage des intertemporalen Entlohnungsansatzes von *Lazear*⁸. Um den Arbeitnehmer bei unvollkommenen Kontrollmöglichkeiten von mangelhaftem Arbeitseinsatz abzuschrecken, erhält er zu Beginn des Beschäftigungsverhältnisses einen Lohnsatz unterhalb seines Grenzprodukts. Das so entstehende „Quasi-Pfand“ erhält er nur dann durch entsprechende Überentlohnung in der späteren Entwicklung des Beschäftigungsverhältnisses zurück, wenn er nicht in der Zwischenzeit beim Bummeln ertappt und demzufolge entlassen wurde.

Die letzte neuere Theorierichtung, deren Aussagen teilweise mit dem hier zur Verfügung stehenden Datenmaterial überprüfbar erscheinen⁹, ist die Segmentations- theorie. Gemeinsames Merkmal der unter diesem Begriff subsumierten Ansätze ist die Begründung von Ungleichgewichtssituationen durch institutionelle Segmentierungen ursprünglich homogener (Arbeits-)Märkte, die Anpassungsreaktionen in Richtung auf ein gesamtgesellschaftliches Optimum unmöglich machen. Je nach Ausrichtung der jeweiligen Modelle werden dabei eher Macht- oder Informationsasymmetrien thematisiert, was durch das häufige Ineinandergreifen ökonomischer und soziologischer Argumentationsmuster¹⁰ die wissenschaftstheoretische Einordnung dieser Arbeiten mitunter erschwert. Aus der Vielzahl der in der Zwischenzeit vorhandenen Theorie- richtungen werden sowohl eine erweiterte Konzeption des Konzepts dualer Arbeitsmärkte von *Doeringer/Piore* (1971) in Anlehnung an *Lutz* und *Sengenberger*¹¹, die u. a. die gegenüber den USA anderen institutionellen Rahmenbedin- gungen berücksichtigt, als auch Diskriminierungseffekte in einige Regressionen mit einbezogen.

Die mittlerweile vorliegende Laufzeit des Panels ermöglicht es, Auswertungen verschiedener Art durchzuführen und einen entsprechenden Vergleich der Ergebnisse vor- zunehmen, wobei durchgehend das Konzept der Ver- dienstfunktionen als methodisches Konstrukt verwendet wird¹². Auch wenn auf absehbare Zeit noch keine vollständigen Berufslebensverläufe aus dem Panel zu erwarten sind, zeigen die Ergebnisse doch den Wert des Sozio-öko- nomischen Panels für die empirische Forschung.

Die Erklärung der Datenbasis und der methodischen Vorgehensweise der Untersuchung ist Gegenstand des fol-

genden Kapitels. Anschließend werden die Ergebnisse der Auswertung präsentiert. Den Abschluß des Beitrags bildet ein Vergleich der mit verschiedenen Ansätzen gefundenen Resultate hinsichtlich des niveaubereinigten Profilver- laufs, der vor allem in bezug auf die Produktivitätsorientie- rung der Entlohnung im Laufe eines Berufslebens interes- sant erscheint.

2. Datenbasis und Vorgehensweise

Grundlage der empirischen Analyse ist das Sozio-oeko- nomische Panel (SOEP). Mit Hilfe des SOEP wird für die Bundesrepublik Deutschland eine repräsentative Längs- schnittuntersuchung vollzogen, die Einsichten in die öko- nomische und soziale Entwicklung von Personen, Familien und Haushalten liefert. Durchgeführt wird dieses Projekt im Auftrag der Deutschen Forschungsgemeinschaft vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) in Berlin¹³.

2.1 Die Datenbasis

Als Grundlage der Analyse dienen die Paneldaten aus den Jahren 1984 bis 1991. Pro Jahr wurde jeweils eine Er- hebung vollzogen, die nachfolgend auch als „Welle“ be- zeichnet wird. Durchgeführt wurden die Erhebungen von der Infratest Sozialforschung, München.

In der ersten Welle wurden 5 921 Haushalte (16 211 Haushaltsmitglieder, nur Personen über 16 Jahren) interviewt¹⁴. Grundgesamtheit der Datenbasis ist die Wohnbevölkerung der Bundesrepublik Deutschland ein- schließlich Berlin (West). Von 1990 an kommt noch jeweils eine separate Welle für die Wohnbevölkerung der neuen Bundesländer hinzu.

Mit in die Analyse einbezogen wurden alle Personen, die in Deutschland „West“ wohnhaft waren und dort ihr Ein- kommen erzielten, unabhängig von ihrer Nationalität. Wei-

⁶ Vgl. *Spence* (1973, 1974), *Arrow* (1973).

⁷ Vgl. z.B. *Salop/Salop* (1976). Ähnliches gilt, wenn sowohl Ar- beitgeber als auch Arbeitnehmer das Produktivitätspotential ex ante nicht hinreichend abschätzen können — vgl. *Harris/Holm- ström* (1982).

⁸ Vgl. *Lazear* (1981).

⁹ Vgl. für einen kurzen Überblick über weitere Ansätze *Bloss- feld/Hannan/Schömann* (1988).

¹⁰ So spricht *Rothschild* von "(...) ökonomischen und soziologi- schen Gründen, die auf verschiedene Weise von Segmentations- theorien behandelt werden." (1988), S. 114.

¹¹ Vgl. *Lutz/Sengenberger* (1974). Die Segmentbestimmung ist im Anhang A1 beschrieben.

¹² Vgl. *Rendtel/Schwarze* (1991), die ebenfalls auf dem SOEP basierend ein anderes methodisches Vorgehen zum Vergleich von Querschnitt- und Längsschnittergebnissen wählen.

¹³ Vgl. auch Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 1-2/1993.

¹⁴ Vgl. dazu im Handbuch des SOEP die Tabellen B2-5 des Anhangs.

terhin gingen nur Personen, die in ihrem Beruf Arbeiter, Angestellte oder Beamte waren, in die Untersuchung ein. Nicht berücksichtigt wurden Selbständige¹⁵, Auszubildende und Praktikanten. Es wurden außerdem nur Personen ausgewählt, die voll- oder hauptberuflich und 23 bis 62 Jahre alt waren¹⁶.

Wie bei Panel-Erhebungen üblich geht die Anzahl der zur Auswertung herangezogenen Personen zurück, von 4 306 Personen im Jahr 1984 auf 3 507 Personen im Jahr 1991. Während die Anzahl weiblicher Universitäts- und Fachhochschulabsolventen von 1984 bis 1991 abfällt, steigt die Zahl der Frauen ohne Berufsausbildung, bei leicht rückläufiger Zahl von befragten Frauen (1 141 befragte Frauen im Jahr 1984 und 1 053 im Jahr 1991), um immerhin 4,3 vH. Bei den Männern steigt zwar die Zahl der Universitätsabsolventen und die der Fachhochschulabsolventen bleibt etwa gleich, dennoch ist auch hier ein Anstieg der Zahl der Personen ohne Berufsabschluss um immerhin 7,3 vH zu verzeichnen.

2.2 Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP)

Mit dem SOEP werden Daten zur Verfügung gestellt, die eine Analyse von Haushaltsveränderungen, Erwerbsverläufen und beruflicher Mobilität, Wohnsituation, Bildung, Zufriedenheit, Werteeinstellungen und anderem mehr ermöglichen¹⁷.

Anhand dieser Panelanalyse ist es auch möglich, einige Nachteile herkömmlicher Querschnittsanalysen auszuräumen¹⁸. So kann aufgrund der vorliegenden Verlaufsdaten eine Trennung von Alters- und Kohorteneffekten vorgenommen werden, zeitabhängige Kovariablen können exakter erfaßt und zeitliche personenspezifische Einflußfaktoren, die nicht explizit im Analyseinstrument berücksichtigt werden, können bei Schätzungen kontrolliert werden.

Probleme ergeben sich demgegenüber paneltypisch in bezug auf Selektivitäts- und Mortalitätsbias. Während ersteres auf der Basis der ersten fünf Wellen für die Schätzung von Einkommensgleichungen als vernachlässigbar nachgewiesen wurde¹⁹, ging trotz ständigem Hinzu-kommen neuer Befragungspersonen die Gesamtanzahl der Probanden in der fünften Welle auf 81,8 vH des Wertes von 1984 zurück²⁰ — der für gepoolte und Längsschnittuntersuchungen interessante Bestand an Personen, die über die gesamte Laufzeit des Panels im Stichprobenbestand blieben, fiel gegenüber der ersten Welle sogar auf 69 vH²¹. Wie jedoch später zu sehen sein wird, ergeben sich trotz der reduzierten Stichprobenumfänge in den Regressionen in der Regel noch signifikante Ergebnisse.

2.3 Methodische Vorgehensweise und verwendete Variable

Im Rahmen dieser Untersuchung wurden die Daten des SOEP mit verschiedenen Spezifikationen von Verdienst-

funktionen sowie Segmentationsanalysen regressionsanalytisch getestet und ausgewertet. Bei den Regressionsanalysen fand die „ordinary least-squares method“ (OLS) Anwendung. Die Erklärungsgüte der getesteten Regressionsmodelle wurde durch das Bestimmtheitsmaß ermittelt. Die Signifikanz des Bestimmtheitsmaßes wurde mit Hilfe eines F-Tests, die der Regressionskoeffizienten der unabhängigen Variablen mittels eines t-Tests überprüft. Schließlich wurden Vorkehrungen im Hinblick auf statistische Verzerrungen, vor allem dem Auftreten von Multikollinearität getroffen.

2.3.1 Verwendete Variable

Die Variablen, die in den Verdienstoffunktionen verwendet wurden, können wie folgt beschrieben werden:

a) Verdienst (lnV)

In der hier vorgestellten Analyse wurde der monatliche Bruttoverdienst²² als abhängige Variable lnV gewählt, um eine Verzerrung durch steuerliche Aspekte zu vermeiden²³. Aus statistischen²⁴ und weiter unten diskutierten theoretischen Gründen wurden die Werte für die Verdienste noch logarithmiert.

b) Ausbildung (S)

Die Ausbildungsvariable (S) errechnete sich in dieser Analyse als Summe aus dem höchsten erreichten Schulausbildungs- und dem höchsten erreichbaren Berufsausbildungsabschluß. Bei der Zuordnung der Schuljahre zum erreichten Schulabschluß und der Ausbildungsjahre zum erreichten Ausbildungsabschluß wurde auf das Vorgehen von *Blossfeld* und *Arminger/Müller*²⁵ zurückgegriffen.

¹⁵ Als Selbständige zählen selbständige Landwirte, selbständige Akademiker, freiwillig mithelfende Familienangehörige und alle freien Berufe.

¹⁶ Für die letztere Einschränkung waren zu geringe Besetzungszahlen bei der geforderten Vollerwerbstätigkeit verantwortlich.

¹⁷ Vgl. *Hanefeld* (1984).

¹⁸ Siehe dazu beispielsweise *Löwenbein/Rendtel* (1991), S. 156.

¹⁹ Vgl. ebd., S. 186.

²⁰ Vgl. *Projektgruppe Panel* (1990), S. 145 f.

²¹ Vgl. ebd., S. 146.

²² Der monatliche Bruttoverdienst wird hier definiert als Lohn und Gehalt vor Abzug von Steuern und Sozialversicherung, ohne Einbezug von Sonderzahlungen wie Urlaubsgeld oder anderen Nachzahlungen, aber unter Hinzurechnung verschiedener Transfers wie Kindergeld.

²³ Vgl. *Blossfeld* (1984), S. 300 und *Arminger/Müller* (1992), S. 415 f. Zur Problematik bei der Wahl des Arbeitseinkommens und zur Analyse des Einkommensbegriffes vgl. *Rendtel/Schwarze* (1991), S. 66-68.

²⁴ Vgl. *Krupp* (1972).

²⁵ Vgl. *Blossfeld* (1984), S. 305 und *Arminger/Müller* (1992), S. 415.

Wenn man berücksichtigt, daß ein Schuljahr Hauptschule nicht mit einem Ausbildungsjahr auf der Universität verglichen werden kann, kann die Operationalisierung als konservative Schätzung betrachtet werden. Die Bildungsrenditen fallen um so kleiner aus, je mehr Ausbildungsjahre für das Erreichen eines gehobenen Ausbildungsabschlusses angenommen werden. In den unten angeführten Modellen 2 und 4 wurden die unter Berufsausbildung angeführten Variablen als Dummyvariable benutzt²⁶.

c) Berufserfahrung (X)

Die Berufs- bzw. Arbeitsmarkterfahrung²⁷ wurde wie folgt erfaßt:

- Berufserfahrung = Lebensalter
- Anzahl der Schul- und Ausbildungsjahre
 - Jahre vor Schuleintritt²⁸.

Diese residuale Definition erfaßt ersichtlich allgemein die zeitabhängigen Effekte seit dem Eintritt in den Arbeitsmarkt. In Anbetracht der im Panel zur Verfügung stehenden direkt erfragten Variablen liegt natürlich die Frage nahe, warum nicht diese benutzt wurden. Hierfür gibt es zwei Gründe. Zum einen sind die statistische Interaktion zwischen verschiedenen Erfahrungsvariablen und daraus resultierende Bias seit einiger Zeit Gegenstand einer heftigen ökonomischen Diskussion, die bis heute verlässliche Ergebnisse auf den separaten Einfluß verschiedener Erfahrungsvariablen nicht zuläßt²⁹. Zum anderen ergeben sich bereits ohne verschiedene Formulierungen der Verdienstfunktion im Hinblick auf unterschiedliche Erfahrungseinflüsse sechs unten definierte Modelle. Da diese im Hinblick auf die primär interessierenden Fragen verlässlicher erschienen, hätte die Einbeziehung weiterer möglicher Effekte wegen der mit ihnen verbundenen statistischen Probleme wiederum den Verdacht eines „mechanical curve fitting“³⁰ aufgeworfen. Deshalb soll der Einfluß verschiedener Zeitdimensionen einer späteren Studie vorbehalten bleiben.

Schließlich wurde — wie bei derartigen Formulierungen üblich — die Berufserfahrung auch in quadratischer Form (X^2) aufgenommen und aus in Abschnitt 2.3.2 dargelegten Gründen ein multiplikativer Interaktionsterm aus Ausbildungsdauer und Berufserfahrung in die earnings function eingefügt.

d) Segmentations- und Kontrollvariablen

Je nach Modellspezifikation wurden noch folgende Regressoren aufgenommen:

- Geschlecht
- Familienstand
- Nationalität
- Öffentlicher Dienst
- Tätigkeit
- Branchenzugehörigkeit

Diese Variablen wurden als Dummyvariable kodiert, wobei n Ausprägungsmöglichkeiten entsprechend durch

(n-1) Dummies zu berücksichtigen waren. Die Unterscheidung lag beim Geschlecht zwischen Männern und Frauen, beim Familienstand zwischen ledig, verheiratet, verwitwet und geschieden. Beim öffentlichen Dienst wurde dichotom nach der entsprechenden Zugehörigkeit unterschieden, während sich die einzelnen Branchen aus 34³¹ und die Segmente aus vier Dummies zusammensetzen³². Letztere werden dabei in Anlehnung an *Lutz/Sengenberger* (1974) durch die Betriebsgröße und das Qualifikationsniveau, das in der laufenden Berufsausbildung gefordert wurde³³, charakterisiert.

Bei der Variablen Nationalität wurde zwischen Deutschen, Italienern, Griechen, Jugoslawen, Türken, Spaniern und „anderen Nationalitäten“ unterschieden. Ausgewählt wurden die explizit genannten Nationen, da sie in Welle A bereits 98,8 vH aller befragten Personen ausmachten. Deutsche repräsentierten 64,9 vH der Befragten, Türken 9,4 vH, Jugoslawen 7,5 vH, Italiener 6,9 vH, Griechen 5,4 vH und Spanier 4,9 vH.

2.3.2 Modellspezifizierungen

Zum Erreichen der inhaltlichen wie methodischen Ziele der Untersuchung wurden die zur Verfügung stehenden Daten sowohl in Querschnitten als auch in gepoolter Form für den gesamten Untersuchungszeitraum regressiert. Dabei wurden die folgenden Verdienstgleichungen spezifiziert:

$$1) \ln V = a_0 + a_1 S$$

$$2) \ln V = a_0 + a_1 Kba + a_2 Lehre + a_3 Bfs + a_4 Sdges + a_5 Fs + a_6 Beamt + a_7 Sbil + a_8 Uni + a_9 Fhs + a_{10} Himas$$

Die erste Gleichung repräsentiert das klassische schooling-Modell von *Mincer*³⁴. Anhand einer kontinuierlichen Schulvariablen (S) soll der Einfluß der formalen Schul- und Berufsausbildung auf die Höhe des Arbeitseinkommens überprüft werden. Im zweiten Modell wird die

²⁶ Zum Prozedere des Umrechnens der Regressionskoeffizienten auf prozentuale Einflüsse vgl. *Halvorsen/Palmquist* (1980) und *Weissshuhn/Clement* (1982), S. 48 f.

²⁷ Laut *Mincer* (1974), S. 69 ist die Verwendung dieser Variablen gegenüber „Altersjahren“ vorzuziehen, da hierdurch die resultierenden Alters-Verdienst-Profile deutlich entzerrt werden.

²⁸ Wie auch bei anderen Studien üblich, wurden für die Zeit vor dem Schuleintritt sechs Jahre angenommen — vgl. z.B. *Weissshuhn/Clement* (1982), S. 43.

²⁹ Vgl. für einen Überblick *Garen* (1988). Sein Resümee zum Vergleich verschiedener empirischer Studien und ihrer Ergebnisse lautet: „It is unclear what the actual slope of the wage profile is.“ (S. 203).

³⁰ *Weissshuhn/Clement* (1982), S. 38.

³¹ Eine genaue Aufschlüsselung der einzelnen Branchen (Abkürzungen) findet sich im Anhang.

³² Vgl. im Anhang A1.

³³ Vgl. edb.

³⁴ Vgl. *Mincer* (1974).

Ausbildung statt durch einen kontinuierlichen Regressor durch diskrete Dummyvariablen kodiert. Dies erscheint sinnvoll, da anhand des Datenmaterials des SOEP erstmals die Humankapitalinvestitionen der befragten Personen exakt und vor allem sehr detailliert dokumentiert werden können. Während das Modell 1 für Männer und Frauen zusammen getestet wurde, wurden bei den folgenden Modellen 2-4 eine Trennung der Werte für Frauen und Männer vorgenommen, eine Stichprobenschichtung, die neben einem direkten Informationsinteresse z.B. auch Multikollinearitäten vorbeugt³⁵. In den Modellen 5 und 6 dient das Geschlecht als eigenständiger Regressor.

$$3) \ln V = a_0 + a_1S + a_2X + a_3X^2 + a_4XS$$

$$4) \ln V = a_0 + a_1Kba + a_2Lehre + a_3Bfs + a_4Sdges \\ + a_5Fs + a_6Beamt + a_7Sbil + a_8Uni + a_9Fhs \\ + a_{10}Himas + a_{11}X + a_{12}X^2 + a_{13}XS$$

Die Modelle 3 und 4 entsprechen den Spezifikationen 1 und 2. Es wurden jeweils nur zusätzlich die Variablen Berufserfahrung (X), Berufserfahrung im Quadrat (X²) sowie das Produkt von Berufserfahrung und der kontinuierlichen Ausbildungsvariablen (X*S) in die ursprüngliche Formulierung aufgenommen³⁶. Während die Einbeziehung der beiden ersten Parameter theoretisch mit einem arithmetischen Investitionsverlauf beim Humankapital korrespondiert³⁷, stellen gemischte Glieder in Regressionsgleichungen eine weitere beliebte Methode zur Begegnung von Multikollinearität dar³⁸. Im vorliegenden Fall wird damit der Einfluß unterschiedlicher Ausbildung auf die Steigung des Lohnprofils separiert³⁹.

$$5) \ln V = a_0 + a_1S + a_2X + a_3X^2 + a_4XS + a_5Geschlecht \\ + a_6Nation$$

$$6) \ln V = a_0 + a_1S + a_2X + a_3X^2 + a_4XS + a_5Geschlecht \\ + a_6Nation + a_7Familienstand + a_8\text{öffentlicher} \\ \text{Dienst} + a_9\text{Tätigkeit} + a_{10}\text{Segment} + a_{11}\text{Branche}$$

Die Modelle 5 und 6 basieren beide auf Modell 3 und sind um segmentationsrelevante Aspekte erweitert⁴⁰. Dabei wurden in Modell 5 zunächst Variable für Geschlecht und Nationalität aufgenommen⁴¹, während in der umfassendsten Formulierung 6 zusätzlich noch der Familienstand, die Tätigkeit (Arbeiter, Angestellter, Beamter), die Unterscheidung öffentlicher und nicht-öffentlicher Dienst sowie die Branche, in der eine Person tätig ist, durch Parameter aufgenommen wurden.

Bei den nachfolgenden Analysen wurden zusätzlich zu den Verdienstoffunktionen noch Ausbildungsrenditen in Abhängigkeit von der Ausbildung berechnet.

2.3.2.1 Querschnittanalyse einzelner Wellen

Bei der Querschnittanalyse wurden die Jahre 1984 (Welle 1), 1988 (Welle 5) und 1991 (Welle 8) betrachtet und dann miteinander verglichen.

Das Modell 5 wurde dabei in allen drei Querschnitten entsprechend der Zuordnung der Personen zu Segmenten — Unspezifischer Arbeitsmarkt in kleinen Betrieben (Unk),

Unspezifischer Arbeitsmarkt in großen Betrieben (Ung), Fachspezifischer Arbeitsmarkt (Fa) und Betriebsspezifischer Arbeitsmarkt (Be) — für jedes Segment gesondert überprüft.

2.3.2.2 Gepoolte Regressionen

Im Rahmen der empirischen Analyse wurde eine Untersuchung mit gepoolten Längs-/Querschnittsdaten anhand der Modelle 1-6 vorgenommen.

Der untersuchte Datensatz umschloß die Jahre von 1984 bis 1991. Berücksichtigung fanden jedoch nur Personen, für die in allen Jahren Angaben über das Einkommen vorlagen, was im Hinblick auf die in Abschnitt 2.1 beschriebene allgemeine Altersbeschränkung bedeutet, daß lediglich die Angaben von Männern und Frauen, die 1984 23 bis 55 Jahre alt waren⁴², Eingang in die Regressionen fanden. Bei der Bewertung der späteren Untersuchung ist zu beachten, daß gewisse Personengruppen⁴³ — Berufseinsteiger nach dem Befragungstermin 1984 und Personen, die zwischen den Befragungsterminen 1984 und 1991 aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind — keine Berücksichtigung finden. Eine derartige Selektion führt darüber hinaus zu einem „Mischeffekt“, der in Abbildung 1 anhand von stilisierten Profilverläufen nachvollzogen werden kann.

Für 23 Lebensjahre werden lediglich die Werte der Welle 1 regressiert, für 24 die der Wellen 1 und 2, für 25 die der Wellen 1, 2 und 3 usw. Für die Altersjahre 30 bis 55 stehen Werte aus allen Wellen zur Verfügung. Vom 56. Lebensjahr an nimmt die Zahl der regressierten Daten dann wieder schrittweise ab. Geht man wie in Abbildung 1 von einigen vereinfachenden Prämissen⁴⁴, z. B. näherungsweise kon-

³⁵ Vgl. *Stephenson* (1981), S. 129.

³⁶ Die gleiche methodische Vorgehensweise findet sich beispielsweise auch bei *Weissshuhn/Clement* (1982), S. 40.

³⁷ Vgl. anstelle vieler *Mincer* (1970), S. 17 und *Franz* (1991), S. 102 ff.

³⁸ Vgl. *Stephenson* (1981), S. 129.

³⁹ Vgl. *Weissshuhn/Clement* (1982), S. 541.

⁴⁰ In Modell 6 sind die Dummies für mehr als zweiwertige Merkmalsausprägungen als Kurzbeschreibung zu verstehen — die relevanten Werte sind in den Ergebnisaufstellungen unten natürlich sauber getrennt.

⁴¹ Zusätzlich erfolgte eine Evaluierung der Funktion getrennt für die 4 Segmente aus Anhang A1.

⁴² Die Durchschnittswerte lagen bei 38,67 Jahren für Männer, 38,38 Jahren für Frauen und 38,61 Jahren für das gesamte Subsample. Die vorgenommene Personenauswahl ergab insgesamt 11 328 Einkommensangaben für die gepoolte Untersuchung in den Modellen 1-4, wobei sich eine Überrepräsentation von Männern (9 080 Angaben) gegenüber Frauen (2 248 Angaben) zeigte. Für die Modelle 5 und 6 reduzierte sich der Bestand auf 10 700 Fälle.

⁴³ Vgl. *Rendtel/Schwarze* (1991), S. 69.

⁴⁴ Verletzungen dieser Annahmen können den auszuführenden Basiseffekt z. T. deutlich überzeichnen. Wo derartige Bias zu vermuten sind, werden sie im folgenden entsprechend erörtert.

stanten und altersneutralen⁴⁵ Wachstumseffekten der Volkswirtschaft und einer Gleichverteilung der Teilstichprobe in bezug auf das Alter, aus, so ergeben sich bei den üblichen allgemeinen Verdienststeigerungen im Zeitverlauf drei Bereiche. Da die Verdienstofffunktion jedoch insgesamt als Parabel regressiert wird, treten diese Bereiche nicht so deutlich hervor, wie es in der Graphik herausgestellt wurde. Deshalb sind Attribute in bezug auf den relativen Kurvenverlauf von verzerrten zu unverzerrten Profilen nachfolgend stets als Tendenzaussagen zu verstehen.

Im Mittelteil liegt nichts anderes als ein durchschnittliches Querschnittsprofil für die gesamte Untersuchungsperiode vor — das dick gezeichnete Pooling-Profil läuft analog zu den stilisierten Wellen-Querschnitten. In den ersten und den letzten sieben Jahren⁴⁶ des betrachteten Spektrums kommt es bei den gepoolten Werten jedoch zu einem Verlauf, der in seiner Gestalt zwischen den Querschnitten und den begrenzenden Längsschnitten (durchbrochene Linien) liegt, da pro Altersstufe nur eine entsprechend kleinere Zahl verschiedener Kalenderjahreswerte zur Verfügung steht⁴⁷. Ob der negative Alterseffekt in der Endphase den allgemeinen Wachstumseffekt im Zeitverlauf überkompensiert, hängt von den konkreten Werten ab und kann a priori nicht allgemein prognostiziert werden. Das relativ flache Auslaufen echter Längsschnittprofile⁴⁸ läßt jedoch noch einen schwachen Abwärtstrend als Normalfall vermuten. Bei der in Abschnitt 2.3.1.c vorgenommenen Residualdefinition für Berufserfahrungsjahre ergibt sich eine analoge Verzerrung für die Variable X, aber auch bei der plausiblerweise zu unterstellenden hohen Korrelation zwischen separat erhobenen X-Werten und dem Lebensalter dürfte sich dieser Effekt noch spürbar auswirken. Dies gilt selbst dann, wenn keine explizite Beschränkung der hier vollzogenen Art vorliegt, da das Wesen von Panels trotz Nachziehungen von Probanden eine entsprechende „Alterung“ der Stichprobe im Zeitverlauf mit sich bringt.

Die partielle Annäherung an Längsschnitt-Profile bringt allerdings auch Vorteile, da diese im Hinblick auf die Einkommenssituation von Individuen oder Kohorten das ei-

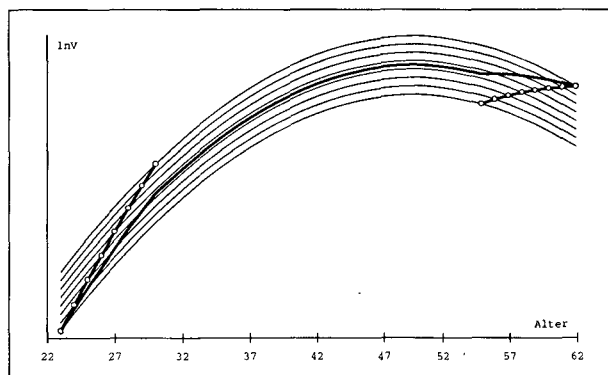
gentlich interessantere Konstrukt darstellen, während Querschnitte eher für stationäre Lohn- und Produktivitätsgesichtspunkte der gesamten Arbeitnehmerschaft relevant sind. Der betrachtete Zeitraum von acht Jahren ist dabei natürlich zu kurz, um schon Aussagen über eine den Lebenszyklus umfassende Einkommensentwicklung zu machen und durchgängige Kohortenvergleiche anzustellen. Deshalb wurde auch auf die Schätzung eines Längsschnittprofils auf der Basis durchschnittlicher 8-Jahres-Verdienstoffunktionen verzichtet, da dies mit nicht unerheblichen statistischen Problemen verbunden ist⁴⁹.

Dennoch können die gewonnenen Ergebnisse als Grundlage für weitere empirische Untersuchungen und vor allem als methodische Vergleichswerte für die anderen in dieser Arbeit gewonnenen Resultate herangezogen werden.

Um neben diesem „gemischten“ Profil noch einen stabilen mittleren Querschnitt für die gesamte Untersuchungsperiode zu erhalten, wurden die Regressionen zusätzlich mit bereinigten Daten durchgeführt. Für die Bereinigung stehen dabei zwei grundsätzliche Möglichkeiten offen, die beide eine Elimination des allgemeinen Periodeneffekts, d.h. der durchschnittlichen Verdienststeigerung im Zeitverlauf, bewirken. Zum einen kann man auf eine Schätzung erster Differenzen übergehen, wodurch jedoch alle zeitinvarianten Parameter aus der Verdienstofffunktion herausfallen. In der anderen, hier vorgenommenen Form wird durch „Diskontierungen“ der Werte auf ein geeignetes Basisjahr der Periodeneffekt eliminiert. Gemäß der mikroökonomischen Input-Regel der Entlohnung sollte diese Bereinigung überindividuelle Preis- und Produktivitätseffekte berücksichtigen. Anstelle einer Diskontierung mit dem Wachstumsfaktor des Bruttoinlandsprodukts pro Arbeitnehmer, der aus gesamtwirtschaftlichen Statistiken zu entnehmen ist, wurde hier der Periodeneffekt stichprobenimmanent bestimmt, indem der Quotient der durchschnittlichen Monatsverdienste aufein-

Abbildung 1

Verzerrung durch Beschränkung der Teilstichprobe auf Probanden mit durchgehenden Verdienstangaben



⁴⁵ Vgl. Ben Porath (1966).

⁴⁶ Dies entspricht jeweils der „Alterung“ der Stichprobenteilnehmer während der Untersuchungsperiode.

⁴⁷ In den letzten Jahren kommt es durch das (vorzeitige) Ausscheiden vieler Arbeitnehmer aus dem Erwerbsleben zu einer Verstärkung der Verzerrung — vgl. FN 81 in Abschnitt 3.2.2.1. Zwar ist die Gleichverteilungsannahme, wie aus Abbildung A1 im Anhang gut ersichtlich, nicht erfüllt, doch ergeben sich durch die tatsächliche Verteilung keine durchgehenden Verzerrungen. Der in FN 42 genannte Mittelwert entspricht sogar relativ gut dem theoretischen Sollwert $(23+55)/2$.

⁴⁸ Vgl. Hamermesh/Rees (1988), Zurbrügge (1990), S. 22 f, 42 f, 51 und 57.

⁴⁹ Borjas/Mincer (1978, S. 179) weisen z.B. bei der Beschreibung einer mit dieser Methode durchgeführten Studie darauf hin, daß trotz Signifikanz der Koeffizientenwerte die Standardabweichungen in der Stichprobe größer als die Mittelwerte waren. Da im vorliegenden Fall nicht wie dort eine Beschränkung auf Männer der gleichen Altersdekade vorgenommen wurde, dürfte dieser unerwünschte Effekt hier noch gravierender auftreten.

anderfolgender Jahre errechnet wurde⁵⁰. Damit ergab sich als verwendeter Bereinigungsfaktor

$$\text{Bereinigungsfaktor} = \prod_{t=1984}^k \frac{E(V_{t+1})}{E(V_t)}$$

mit dem die ursprünglichen Verdienstwerte eines Jahres k auf das Basisjahr 1984 „abgezinst“ wurden⁵¹.

2.3.2.3 Berücksichtigung möglicher Verzerrungen

Wie bei jeder statistischen Untersuchung sind ex ante daten- und methodenbedingte Verzerrungen der abgeleiteten Ergebnisse nicht auszuschließen. Die Berücksichtigung zweier häufig vorzufindender Ursachen derartiger Bias soll nachfolgend kurz beschrieben werden. Spezielle Untersuchungen im Hinblick auf Linearität und Heteroskedastizität wurden nicht vorgenommen, da sie durch die übliche logarithmische Transformation der Verdienste und die Irrelevanz der Bestimmung von Prognoseintervallen nicht geraten bzw. nicht notwendig erschienen. Weder die gewonnenen Ergebnisse noch das Vorgehen vergleichbarer Studien sprechen gegen diesen Verzicht.

Verzerrungen in den Regressionsergebnissen durch Abhängigkeiten zwischen den unabhängigen Variablen treten vor allem bei Querschnittsuntersuchungen auf⁵². Um eine Abschätzung der Bedeutung dieser Problematik für unsere Modelle zu erhalten, wurden neben der bereits erwähnten Stichprobenteilung und Einfügung eines Interaktionsterms mittels SPSS Korrelationsmatrizen und Toleranzen der Regressoren errechnet. Die gewonnenen Ergebnisse lassen keine gravierenden Bias erwarten⁵³, da die einzigen gravierenden Werte partieller Korrelationskoeffizienten zwischen den zusammengesetzten Regressoren X^2 und X^*S einerseits und ihren Faktoren andererseits bestehen.

3. Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Im folgenden werden die Resultate der empirischen Auswertungen getrennt nach dem methodischen Vorgehen präsentiert.

3.1 Komparative Beurteilung der Querschnittsanalysen für die Jahre 1984, 1988 und 1991

Zunächst werden die Ergebnisse der unter Punkt 2.3.2 vorgestellten Regressionsmodelle untersucht. Die gefundenen Parameterwerte sind in den Tabellen 1-3 sowie 5-8 zusammengestellt.

Beginnend mit dem Modell 1, dem schooling-Modell von *Mincer*, fällt auf, daß die Bestimmtheitsmaße (R^2) in allen Zeitpunkten relativ hoch sind. Gegenüber vergleichbaren Studien aus dem deutschsprachigen Raum wie etwa *Weissshuhn/Clement* (1982) mit 12 vH bzw. 11 vH und *Hel-*

berger (1978) mit 9,7 vH kommt es hier mit 15,5 vH bis 20,2 vH teilweise sogar zu einer Verdoppelung des Werts. Dies erscheint nicht zuletzt deshalb bemerkenswert, weil keine Aggregation der Einkommensdaten vorgenommen wurde. Festzuhalten ist auch, daß der Koeffizient a_1 , der üblicherweise innerhalb dieses Modells als „durchschnittliche Rendite“ eines Schuljahres interpretiert wird, auf verhältnismäßig niedrigem Niveau liegt und von Welle fünf zu Welle acht stark abfällt. Eine Erklärung hierfür könnte in der Entwicklung der Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik Deutschland⁵⁴ in den Jahren 1984 bis 1991 liegen: Die Zahl der Arbeitslosen stieg von 1984 bis 1988 leicht an und ging dann bis zum Ende des Untersuchungszeitraums stark zurück. Der große Bedarf an Arbeitskräften dürfte wohl mit zum Rückgang der Ausbildungsrendite eines Schuljahres geführt haben. Mit in dieses Bild paßt auch die starke Vergrößerung der Personengruppe ohne Berufsausbildung in Welle acht.

Beginnend mit dem zweiten Modell, das mit Dummy-Variablen arbeitet, wurden die Verdienstfunktionen getrennt für Männer und Frauen evaluiert. Als Referenzgruppe der prozentualen Zuwachsraten diente hier die Gruppe „Keine Berufsausbildung“ (Kba).

Bei den Männern steigt das Bestimmtheitsmaß gegenüber Modell 1 in allen Wellen nochmals um ungefähr 7 vH. Im Unterschied zur klassischen Formulierung des schooling-Modells kann man für alle Berufsausbildungsabschlüsse sinkende Zuwachsraten im Zeitablauf feststellen. Lediglich bei der Variablen Uni beobachtet man ein Ansteigen der Zuwachsrate in Welle E und dann einen starken Abfall in Welle H. Es zeigt sich, daß der Hochschulabschluß jeweils den höchsten Einfluß auf das zu erwartende Monatseinkommen hat: Eine Person mit Universitätsabschluß kann in Welle eins 80,4 vH, in Welle fünf 87,0 vH und in Welle acht 78,0 vH mehr Einkommen erwarten als eine Person ohne Berufsabschluß.

⁵⁰ Beide Verfahren unterstellen die bereits oben erwähnte Altersneutralität der bereinigten Effekte, insbesondere der allgemeinen Produktivitätsentwicklung. Die Entwicklung in den letzten zwanzig Jahren läßt demgegenüber plausiblerweise eher auf stärkere allgemeine Produktivitätssteigerungen zu Beginn des Arbeitslebens schließen, so daß diese Bereinigung zu nach unten verzerrten Alterseffekten führen dürfte. Leider bieten sich bis heute für dieses Bias keine geeigneten Vorkehrungen. Andererseits lassen sich bei einem nicht theoriekonformen Abweichen bereinigter von unbereinigten Profilen entsprechende Rückschlüsse auf die tatsächliche Wirkung allgemeiner Wachstumseffekte im Hinblick auf die Verdienststeigerungen in unterschiedlichen Altersstufen ziehen.

⁵¹ $E(V_t)$ entspricht dabei dem Verdienstdurchschnitt des Jahres t . Mit diesem Verfahren werden gegenüber der Verwendung erster Differenzen auch Verzerrungen durch unterschiedliche Steigerungen in verschiedenen Jahren vermieden.

⁵² Vgl. *Stephenson* (1981), S. 129.

⁵³ Vgl. *Backhaus* et al. (1987), S. 34 ff. — Dies gilt überraschenderweise auch für die Beziehung zwischen den Dummies „Öffentlicher Dienst“ und „Beamter“. Die hier nicht ausgewiesenen Über-sichten sind auf Wunsch bei den Autoren verfügbar.

Tabelle 1

**Schätzergebnisse der *schooling*-Regressionsansätze für Welle eins
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)**

| Erklärende Variable | Modell 1 | Modell 2 | | Modell 3 | | Modell 4 | |
|---------------------|-----------|-------------------|-------------------|----------|---------|-------------------|-------------------|
| | Insgesamt | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Interzept | 7.2435 | 7.8560 | | 6.9739 | 7.0338 | 7.5460 | 7.4399 |
| S | 0.0583 | | | 0.0553 | 0.044 | | |
| KBa | | 0 | 0 | | | 0 | 0 |
| Lehre | | 0.1421 (0.153) | 0.1685 (0.184) | | | 0.1083 (0.114) | 0.1235 (0.131) |
| Bfs | | 0.2519 (0.290) | 0.2508 (0.196) | | | 0.1853 (0.204) | 0.1825 (0.200) |
| Sdges | | 0.0898 (0.094) | 0.1793 0.196 | | | 0.0605 (0.062) | 0.1174 (0.124) |
| Fs | | 0.3495 (0.419) | 0.4024 (0.495) | | | 0.2547 (0.290) | 0.3129 (0.367) |
| Beamt | | 0.2084 (0.232) | 0.2348 (0.264) | | | 0.1496 (0.161) | 0.2137 (0.238) |
| Sbil | | 0.0712 (0.074) | 0.0496 (0.051) | | | 0.0297 (0.030) | 0.0679 (0.070) |
| Fhs | | 0.5271 (0.694) | 0.4559 (0.578) | | | 0.3940 (0.482) | 0.2928 (0.340) |
| Uni | | 0.5899 (0.804) | 0.5349 (0.707) | | | 0.4732 (0.605) | 0.4519 (0.571) |
| Himas | | 0.1762 (0.193) | 0.2061 (0.229) | | | 0.0146 (0.147) | 0.0108 (0.011) |
| X | | | | 0.0291 | 0.0032 | 0.0184 | -0.0030 |
| X ² | | | | -0.0006 | -0.0002 | -0.0005 | -0.0002 |
| X*S | | | | 0.0004 | 0.0009 | 0.0011 | 0.0015 |
| R ² | 0.17925 | 0.2524 | 0.1904 | 0.2713 | 0.1836 | 0.3359 | 0.2351 |
| F-Statistik | 941.19 | 118.36 | 29.55 | 294.12 | 63.85 | 132.84 | 28.89 |
| N | 4306 | 3165 | 1141 | 3165 | 1141 | 3165 | 1141 |

Problematisch erscheinen die Parameterwerte für Sdges, Himas und Sbil — letztere zwei für beide Geschlechter. Während mangelnde Signifikanz bzw. große Streuung der Einkommenswerte bei den beiden ersten auf geringe Besetzungszahlen zurückzuführen sein dürften, ist die Residualvariable „Sonstiger Berufsabschluß“ wahrscheinlich wegen der Aggregation sehr heterogener Ausprägungen statistisch nicht aussagekräftig. Da außerdem aufgrund der vorliegenden Ergebnisse⁵⁵ davon auszugehen ist, daß die Werte für die Ausbildungszeiten bei Himas und Sbil zu hoch angesetzt sind, sind die gefundenen Regressionskoeffizienten nur mit größter Vorsicht zu interpretieren.

Bei Frauen zeigt sich in wichtigen Bereichen ein anderes Bild. Wie bei den meisten anderen Erhebungen, die eine getrennte Untersuchung für Männer und Frauen vornehmen, fällt das Bestimmtheitsmaß für Frauen deutlich niedriger aus⁵⁶. Die Zuwachsraten bei den „einfachen“

Berufsabschlüssen fallen über die Jahre hinweg. Beim Fachhochschulabschluß verzeichnet man ebenfalls ein leichtes Abfallen der Zuwachsraten in Welle E; in Welle H steigt sie dann aber um 9,8 vH. Da die Anzahl der befragten Personen in diesem Segment über die Jahre hinweg konstant war, könnte man vermuten, daß mehr Frauen von sozial ausgerichteten Berufsausbildungen, die niedriger bezahlt werden, in höher bezahlte, technisch und ökonomisch orientierte Berufsausbildungen gewechselt sind. Ein anderer Grund könnte in der Beseitigung vormals existierender Ungleichbehandlung, also ungleicher Bezahlung bei gleicher Berufsqualifikation, bestehen. Auffällig ist weiterhin, daß beim Universitätsabschluß die Zuwachsraten durchgängig von 1984 bis 1991 ansteigen.

⁵⁵ Vgl. dazu auch die Aufstellung der Brutto-Monatsverdienste in Tabelle A3.

⁵⁶ Vgl. z.B. *Weisshuhn/Clement* (1982), S. 45.

Tabelle 2

**Schätzergebnisse der *schooling*-Regressionsansätze für Welle fünf
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)**

| Erklärende Variable | Modell 1 | Modell 2 | | Modell 3 | | Modell 4 | |
|---------------------|-----------|-------------------|-------------------|----------|---------|---------------------|--------------------|
| | Insgesamt | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Interzept | 7.3248 | 7.9753 | 7.6687 | 7.0136 | 6.9596 | 7.6512 | 7.4980 |
| S | 0.0609 | | | 0.0601 | 0.0526 | | |
| KBa | | 0 | 0 | | | 0 | 0 |
| Lehre | | 1.222 (0.130) | 0.1712 (0.187) | | | 0.0928 (0.097) | 0.1233 (0.131) |
| Bfs | | 0.1939 (0.214) | 0.2316 (0.261) | | | 0.1309 (0.140) | 0.1443 (0.155) |
| Sdges | | 0.0012 (0.001) | 0.2903 (0.337) | | | 0.0257 (0.026) | 0.1864 (0.205) |
| Fs | | 0.3316 (0.393) | 0.3870 (0.473) | | | 0.2273 (0.255) | 0.2917 (0.339) |
| Beamt | | 0.1924 (0.212) | 0.2089 (0.232) | | | 0.1224 (0.130) | 0.1694 (0.185) |
| Sbil | | 0.0574 (0.059) | 0.1020 (0.107) | | | -0.0774 (-0.080) | -0.0685 (0.070) |
| Fhs | | 0.5059 (0.658) | 0.4482 (0.565) | | | 0.4028 (0.496) | 0.2480 (0.281) |
| Uni | | 0.6261 (0.870) | 0.5897 (0.803) | | | 0.4603 (0.585) | 0.4227 (0.526) |
| Himas | | 0.1231 (0.131) | 0.4984 (0.646) | | | 0.0597 (0.062) | 0.1186 (0.126) |
| X | | | | 0.0306 | 0.0112 | | 0.0021 |
| X ² | | | | -0.0005 | -0.0003 | | -0.0001 |
| X*S | | | | 0.0002 | 0.0009 | | 0.0018 |
| R ² | 0.2023 | 0.2746 | 0.1968 | 0.3186 | 0.2579 | 0.3759 | 0.2817 |
| F-Statistik | 927.17 | 110.66 | 27.42 | 308.15 | 87.90 | 131.94 | 32.81 |
| N | 3658 | 2641 | 1017 | 2641 | 1017 | 2641 | 1017 |

Während bei Männern mit Universitätsabschluß das Einkommen um 29,2 vH von Welle eins zu Welle acht steigt, liegt für Frauen der Vergleichswert bei immerhin 43,4 vH. Beim Fachhochschulabschluß erhöhen sich die Einkommen im gleichen Beobachtungszeitraum von 1984-1991 bei den Männern um 17,7 vH und bei den Frauen um 31,0 vH. Der absolute Einkommensunterschied zwischen Frauen und Männern verringerte sich zwischen diesen Wellen demzufolge beim Universitätsabschluß von 27,1 vH auf 19,0 vH und beim Fachhochschulabschluß von 32,8 vH auf 25,3 vH⁵⁷.

Die Betrachtung der Indexreihen in Tabelle A2, die weitere interessante Hinweise auf die Einkommensentwicklung geben, zeigt, daß bei Männern nur das Hochschulstudium seine relative Verdienstposition gegenüber Kba verbessert. Auffällig ist der starke Rückgang des Index beim Fachhochschulabschluß, der der häufig zu hörenden These widerspricht, daß der spätere monetäre Wert eines

Fachhochschulstudiums sich dem eines Hochschulstudiums annähert. Bei den Frauen zeichnet sich ein ähnliches Bild ab: Gemessen am Verdienstindex stieg bei Frauen der Wert eines Universitätsabschlusses von Welle eins zu Welle acht. Bemerkenswert bleibt auch hier die Divergenz zwischen Universitäts- und Fachhochschulabschluß. Ebenso wie bei den Männern ging in den übrigen Berufsausbildungssparten der Index für Arbeitseinkommen zurück.

Vergleichbare Ergebnisse erhält man auch bei der Betrachtung der sog. „Ausbildungsrenditen“⁵⁸, die in Tabelle 4 angeführt sind.

⁵⁷ Bei der Berechnung der absoluten Einkommensdifferentiale wurde das Einkommen der Männer als Referenz gewählt.

⁵⁸ Vgl. zur Berechnung *Halvorsen/Palmquist* (1980) und *Weiss-huhn/Clement* (1982), S. 48 f.

Tabelle 3

**Schätzergebnisse der *schooling*-Regressionsansätze für Welle acht
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)**

| Erklärende Variable | Modell 1 | Modell 2 | | Modell 3 | | Modell 4 | |
|---------------------|-----------|--------------------------|--------------------------|---------------|---------------|--------------------------|----------------------------|
| | Insgesamt | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Interzept | 7.6158 | 8.1341 | 7.8462 | 7.4346 | 7.3551 | 7.7937 | 7.6687 |
| S | 0.0484 | | | 0.0384 | 0.0344 | | |
| KBa | | 0 | 0 | | | 0 | 0 |
| Lehre | | 0.1019 (0.107) | 0.1128 (0.119) | | | 0.0656 (0.068) | 0.0909 (0.095) |
| Bfs | | 0.1793 (0.196) | 0.0944 (0.099) | | | 0.1176 (0.168) | <i>0.0693</i> (0.072) |
| Sdges | | <i>0.2022</i> (0.224) | <i>0.2002</i> (0.222) | | | <i>0.1552</i> (0.194) | 0.1624 (0.176) |
| Fs | | 0.2776 (0.320) | 0.3519 (0.422) | | | 0.1796 (0.197) | 0.3079 (0.361) |
| Beamt | | 0.1509 (0.032) | 0.1580 (0.171) | | | 0.0667 (0.069) | 0.1516 (0.164) |
| Sbil | | <i>0.0314</i> (0.609) | <i>0.0356</i> (0.036) | | | -0.1062 (-0.11) | <i>-0.0545</i> (-0.056) |
| Fhs | | 0.4759 (0.610) | 0.5084 (0.663) | | | 0.3819 (0.465) | 0.4265 (0.532) |
| Uni | | 0.5766 (0.780) | 0.6076 (0.836) | | | 0.4332 (0.542) | 0.5018 (0.652) |
| Himas | | <i>0.1009</i> (0.106) | <i>0.2675</i> (0.307) | | | <i>0.1339</i> (0.143) | <i>0.0866</i> (0.090) |
| X | | | | 0.0306 | <i>0.0112</i> | 0.0170 | <i>0.0021</i> |
| X ² | | | | -0.0005 | -0.0003 | -0.0005 | -0.0001 |
| X*S | | | | <i>0.0002</i> | 0.0009 | 0.0012 | 0.0018 |
| R ² | 0.2023 | 0.2746 | 0.1968 | 0.3186 | 0.2579 | 0.3759 | 0.2817 |
| F-Statistik | 927.17 | 110.66 | 27.42 | 308.15 | 87.90 | 131.94 | 32.81 |
| N | 3658 | 2641 | 1017 | 2641 | 1017 | 2641 | 1017 |

Datenbasis für die Tabellen 1-3: SOEP, Querschnittauschnittwertung, eigene Berechnungen. Regressionskoeffizienten mit dem Wert 0 sind a priori Restriktionen. Die Werte in Klammern enthalten die notwendige Umrechnung der Koeffizienten bei Verwendung von Dummy-Variablen, um den prozentualen Einfluß zu erfassen. Die kursiv kleingedruckten Werte waren nicht signifikant bei einem zu erfüllenden Signifikanzniveau von mindestens 0,05.

Man sieht, daß die Renditen für einen Hochschulabschluß bei Männern insgesamt nur leicht sinken und bei Frauen sogar steigen. Für den Universitätsbereich läßt sich weder eine Bildungsexpansion noch ein ein paralleler Verfall der Ausbildungsrenditen feststellen. Während insgesamt der prozentuale Anteil der Universitäts- und auch der Fachhochschulabsolventen in etwa konstant bleibt, nehmen die „einfachen“ Berufsausbildungsabschlüsse ab, und die Anzahl der Personen, die keinen Berufsabschluß vorweisen können, steigt von 1984 bis 1991 stark an⁵⁹.

Bei den „einfachen“ Berufsabschlüssen ist hingegen ein deutlicher Rückgang bei den Renditen zu verzeichnen. Dies betrifft sowohl die Männer als auch die Frauen. Die

Werte fallen dabei deutlich kleiner aus als noch bei *Weissshuhn/Clement* (1982), was allerdings unter anderem auf die Wahl der einem Berufsabschluß zugerechneten Ausbildungsjahre zurückzuführen ist.

Die Einbeziehung von Berufserfahrungsparametern in Modell 3 führt zu einer Steigerung des Bestimmtheitsmaßes, die invers zum *schooling*-Effekt jetzt geringer ist als bei vergleichbaren Studien⁶⁰ und gegenüber Modell 2 keine nachhaltige Verbesserung aufweist. Normal im Vergleich zu anderen Studien ist demgegenüber der höhere R²-Wert bei Männern gegenüber Frauen. Auf die unter-

⁵⁹ Vgl. die Anmerkungen in Abschnitt 2.1.

⁶⁰ Vgl. nochmals *Weissshuhn/Clement* (1982), S. 45.

Tabelle 4

**Geschlechtsspezifische Renditen der diskontinuierlichen Variablen in % gemäß Modell 2,
bezogen auf das Bildungsniveau „keine Berufsausbildung“**

| Ausbildung | Welle 1 | | Welle 5 | | Welle 8 | |
|------------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Lehre | 3.62 | 4.30 | 3.10 | 4.37 | 2.59 | 2.86 |
| Bfs | 5.16 | 5.14 | 3.95 | 4.74 | 3.65 | 1.90 |
| Sdges | 2.27 | 4.58 | 0.00 | 7.53 | 5.18 | 5.13 |
| Fs | 7.24 | 8.38 | 6.86 | 8.05 | 5.71 | 7.29 |
| Beamt | 5.34 | 6.05 | 4.93 | 5.36 | 3.84 | 4.03 |
| Sbil | 1.79 | 1.25 | 1.44 | 2.58 | 0.78 | 0.89 |
| Fhs | 6.81 | 5.86 | 6.53 | 5.76 | 6.13 | 6.56 |
| Uni | 6.08 | 5.49 | 6.46 | 6.07 | 5.93 | 6.26 |
| Himas | 1.98 | 2.32 | 1.38 | 5.69 | 1.13 | 3.02 |

Datenbasis: SOEP, Querschnittauswertung für die Jahre 1984, 1988 und 1991, hochgerechnete Ergebnisse, eigene Berechnungen.

schiedlichen Werte der zeitabhängigen Regressionskoeffizienten wird nachfolgend anhand eines umfassenden Vergleichs aller Regressionen näher eingegangen.

Das vollständigste „reine“ Humankapital-Modell 4 liefert die höchsten Bestimmtheitsmaße, wobei die Werte bei Männern wiederum höher als für Frauen sind. Durch das Einbeziehen der drei zusätzlichen Variablen gegenüber Modell 2 fielen die Regressionskoeffizienten der Berufsausbildungsabschlüsse in Modell 4 allgemein geringer aus; es kam m.a.W. zu einer deutlichen Entzerrung der Berufsausbildungsvariablen aus Modell 2.

Die Ergebnisse der ersten vier Regressionen bestätigen allesamt einen signifikanten Zusammenhang zwischen Ausbildung und Verdiensthöhe und stützen damit sowohl die Aussagen der Humankapital- als auch der signaling- bzw. screening-Theorie, deren grundsätzliche Thesen in der Einleitung vorgestellt wurden. Eine Entscheidung zwischen beiden Interpretationsmöglichkeiten ist anhand der vorliegenden Daten nicht willkürfrei möglich⁶¹. Problematisch erscheint allerdings die Länge der Steigungsphase der Lohnpfade. Da bei Querschnitten allgemeine Produktivitätssteigerungen keine Auswirkung im Hinblick auf die Profilkontur haben⁶², werden die Kurvenmaxima jeweils in einem Alter erreicht, bei dem der relative Produktivitätshöhepunkt nach dem, was über die Entwicklung menschlicher Leistungsfähigkeit bekannt ist⁶³, längst überschritten sein dürfte. Auf diesen inhaltlichen Aspekt wird später im Zusammenhang mit dem Vergleich von Ergebnissen unterschiedlicher methodischer Vorgehensweisen noch einmal zurückzukommen sein — überraschenderweise scheint sich die Humankapitaltheorie an diesem für sie doch wohl sehr kritischen Resultat bislang kaum zu stören, da vergleichbare Ergebnisse⁶⁴ in der Regel ohne verlaut-

barte Zweifel über ihre Kompatibilität mit den Aussagen der Theorie hingenommen werden.

Die Koeffizientenwerte für Modell 5, das der Überprüfung von Segmentations-Ansätzen dient, sind in den Tabellen 5-7 abgedruckt. Hier wurden als zusätzliche Variablen „Männer“ und „Frauen“ — unter erneutem Zusammenschluß der Teilstichproben — sowie die „Nationalität“ der befragten Personen in die Verdienstofffunktion aufgenommen. So konnte bei der Überprüfung der gesamten Stichprobe von Welle A, E bzw. H festgestellt werden, daß Frauen 31 vH, 30 vH bzw. 34 vH weniger verdienen als Männer. Dies korrespondiert mit den Ergebnissen des Statistischen Bundesamtes aus dem Jahr 1987⁶⁵. Anzumerken ist noch, daß die monetäre Diskriminierung von Frauen zu allen drei Untersuchungszeitpunkten im Segment „Jedermanns Arbeitsmarkt in kleinen Betrieben“ am größten war, gefolgt vom Segment „Jedermanns Arbeitsmarkt in großen Betrieben“, „Fachspezifischer Arbeitsmarkt“ und schließlich „Betriebsspezifischer Arbeitsmarkt“. Da der Regressionskoeffizient für die Variable „Frauen“ bei allen drei Wellen vom Segment 1 zum Seg-

⁶¹ Vgl. *Spence* (1981) für verschiedene Interpretationsmöglichkeiten von Verdiensthöhe und -verlauf.

⁶² Vgl. die Ausführungen im Zusammenhang mit der Bereinigung in Abschnitt 2.3.2.2.

⁶³ Vgl. zur allgemeinen Entwicklung körperlicher/geistiger Merkmale beispielsweise *Felderer* (1983), S. 102 ff. und zum altersabhängigen Leistungsverlauf im betrieblichen Umfeld *Medoff/Abraham* (1980).

⁶⁴ Vgl. z.B. *Hashimoto* (1990), S. 256.

⁶⁵ Vgl. *Statistisches Bundesamt* (1987), S. 88 f. Es wurde festgestellt, daß Frauen in der Bundesrepublik Deutschland in den beiden letzten Jahrzehnten je geleistete Arbeitsstunde etwa 30% weniger verdienten als Männer.

Tabelle 5

Schätzergebnisse der Segmentations-Regressionsansätze gemäß Modell 5 für Welle 1
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste),
aufgeschlüsselt nach den Segmenten „Unspezifischer Arbeitsmarkt in kleinen Betrieben“ (Unk),
„Unspezifischer Arbeitsmarkt in großen Betrieben“ (Ung), „Fachspezifischer Arbeitsmarkt“ (Fa) und
„Betriebsinterner Arbeitsmarkt“ (Be)

| Variablen | Unk | Ung | Fa | Be | Gesamt |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Konstante | 7.4496 | 7.5761 | 6.9362 | 7.1085 | 7.0907 |
| S | 0.2018 | 0.1453 | 0.0567 | 0.05022 | 0.0522 |
| X | 0.0227 | 0.0211 | 0.0417 | 0.0279 | 0.0289 |
| X ² | -0.0004 | -0.0003 | -0.0007 | -0.0005 | -0.0005 |
| X*S | 0.0004 | -0.0004 | -0.0001 | 0.0005 | 0.0002 |
| Männer | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Frauen | -0.3543 (-0.425) | -0.2797 (-0.323) | -0.2029 (-0.225) | -0.1823 (-0.199) | -0.2767 (-0.319) |
| Deutsche | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Spanier | -0.0599 (-0.062) | -0.0492 (-0.050) | -0.0072 (-0.007) | -0.1652 (-0.179) | -0.1678 (-0.183) |
| Türken | -0.0749 (-0.077) | -0.0543 (-0.056) | -0.1129 (-0.119) | 0.1367 (-0.147) | -0.1757 (-0.192) |
| Jugoslawen | 0.0252 (0.026) | -0.0223 (-0.023) | -0.1939 (-0.214) | -0.1757 (-0.192) | -0.1466 (-0.158) |
| Griechen | 0.0344 (0.035) | -0.0182 (-0.018) | -0.1223 (-0.130) | -0.1901 (-0.209) | -0.1154 (-0.122) |
| Italiener | -0.0231 (-0.023) | -0.0349 (-0.036) | -0.1585 (-0.172) | -0.1304 (-0.139) | -0.1192 (-0.126) |
| Sonstige | 0.1890 (0.208) | -0.0640 (-0.066) | 0.1036 (0.109) | 0.0806 (0.084) | 0.4838 (0.622) |
| R ² | 0.3213 | 0.2780 | 0.3167 | 0.3825 | 0.4068 |
| F-Statistik | 34.208 | 35.670 | 44.253 | 77.430 | 266.70 |
| N | 807 | 1031 | 1062 | 1389 | 4289 |

ment 4 hin abnimmt, kann man vermuten, daß die Diskriminierung mit steigender Qualität des Berufsausbildungsabschlusses zurückgeht⁶⁶.

Bei einer Gesamtbetrachtung der Wellen eins, fünf und acht liefern auch die Regressionskoeffizienten für die einzelnen Nationalitäten signifikante Ergebnisse⁶⁷. Die Zusammenschau der Tabellen 5-7 zeigt bis auf wenige Ausnahmen für alle drei beobachteten Perioden Verdienstabschläge bei ausländischen Arbeitnehmern von ungefähr 10%-15%. Eine Zu- oder Abnahme in dieser Diskriminierung ist aus dem Vergleich der drei Querschnitte nicht abzuleiten. Da viele Regressionskoeffizienten der verschiedenen Nationalitäten bei der gesonderten Betrachtung der einzelnen Segmente — nicht zuletzt wegen geringer Fallzahlen — keine signifikanten Ergebnisse mehr lieferten, wird hier nicht näher auf sie eingegangen.

Auffällig sind weiterhin die Unterschiede der Korrelationskoeffizienten bei der Ausbildungsvariable S. Während die Werte für Fa und Be bis auf eine Ausnahme relativ stabil sind, schwanken die Koeffizienten der beiden anderen Segmente stark und bleiben durchweg insignifikant. Letz-

teres gilt auch für das gemischte Glied X*S, das nur einmal in Welle A die geforderte Sicherheitswahrscheinlichkeit erbringt.

Die hohen und stets signifikanten X-Werte in den Segmenten Fa und Be entsprechen der von den Dualisten aufgestellten These, daß nach dem Eintritt in eines dieser Segmente die Entlohnung nach Senioritätskriterien erfolgt und die Löhne nicht an den Arbeitsplatzinhaber, sondern den Arbeitsplatz gebunden sind.

Der niedrige Regressionskoeffizient der Variablen X in den Jedermannsarbeitsmärkten deutet dagegen darauf hin, daß hier eine Entlohnung erfolgt, die sich eher an der Leistungsfähigkeit der Arbeitnehmer orientiert als an der Seniorität.

⁶⁶ Vgl. dazu Tabelle A3. „Jedermanns-“ und „Unspezifischer Arbeitsmarkt“ werden nachfolgend in Anlehnung an die zitierte Literatur synonym verwendet.

⁶⁷ Eine Sonderstellung nimmt die Variable „Sonstige“ ein, die alle nicht explizit aufgeführten Nationalitäten umfaßt und damit ähnliche Probleme hervorruft wie die Variable „Sbil“ oben.

Im Widerspruch mit der Theorie dualer Arbeitsmärkte steht die hohe Bedeutung, die der Variablen S im Jedermannsarbetsmarkt zukommt. Gemäß dieser Theorie müßte die Entlohnung auf dem sekundären Markt im wesentlichen unabhängig vom akkumulierten Humankapital eines Arbeitnehmers sein⁶⁸, was hier offensichtlich nicht zutrifft.

Die Konstanten der einzelnen Segmente lassen auf das Wirken von Mechanismen schließen, die langfristigen Anreizgesichtspunkten folgen. Die im Vergleich zu den Jedermannsarbetsmärkten relativ kleinen Werte in den Segmenten Fa und Be lassen vermuten, daß die niedrigen Gehälter in den ersten Jahren der Berufstätigkeit als eine Art Sicherheitsleistung für die Kosten der Humankapitalinvestitionen zu verstehen sind, die der Arbeitgeber in seine Arbeitnehmer tätigt. Mit steigenden Lohnpfaden zur Bewältigung von Informationsunvollkommenheiten⁶⁹ steht diese unterschiedliche Entwicklung insofern in Einklang, als einerseits Eignung und Verhalten der Arbeitnehmer

schwieriger zu beobachten sind⁷⁰ und andererseits durch shirking in diesen Bereichen selbst ohne die häufige Humankapitalfinanzierung durch die Arbeitgeber zwangsläufig größere Verluste entstehen. Da schließlich den Arbeitgebern auf dem sekundären Arbeitsmarkt kaum Kosten für die Einarbeitung von Ersatzarbeitskräften nach der Entlassung ertappter Shirker entstehen, gibt es für sie aus dieser Sicht keinen Anlaß für eine produktivitätsabweichende Entlohnung.

Festzuhalten bleibt, daß das Regressionsmodell für die drei untersuchten Jahre immerhin R²-Werte von 40 vH, 42 vH bzw. 37 vH aufweist. Die Aufnahme der Segmenta-

⁶⁸ Vgl. Wachter (1974).

⁶⁹ Vgl. neben den Ausführungen in Kapitel 1 Harris/Holmström (1982) für symmetrische und Salop/Salop (1976) für asymmetrische ex-ante-Unvollkommenheiten sowie Lazear (1981) für ex-post-Asymmetrie der Informationsverteilung.

⁷⁰ In dieser Beziehung stehen die hier gefundenen Ergebnisse im Einklang mit der Studie von Hutchens (1987).

Tabelle 6

Schätzergebnisse der Segmentations-Regressionsansätze gemäß Modell 5 für Welle 5
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste),
aufgeschlüsselt nach den Segmenten
„Unspezifischer Arbeitsmarkt in kleinen Betrieben“ (Unk),
„Unspezifischer Arbeitsmarkt in großen Betrieben“ (Ung), „Fachspezifischer Arbeitsmarkt“ (Fa) und
„Betriebsinterner Arbeitsmarkt“ (Be)

| Variablen | Unk | Ung | Fa | Be | Gesamt |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Konstante | 7.4148 | 7.8754 | 7.0141 | 7.0900 | 7.0978 |
| S | 0.0248 | -0.0007 | 0.0585 | 0.0583 | 0.0583 |
| X | 0.0197 | 0.0089 | 0.0416 | 0.0331 | 0.0302 |
| X ² | -0.0002 | -0.0002 | -0.0007 | -0.0005 | -0.0005 |
| X*S | -0.0001 | 0.0004 | -0.0001 | 0.0002 | 0.0001 |
| Männer | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Frauen | -0.3070 (-0.359) | -0.2587 (-0.295) | -0.2108 (-0.235) | -0.1914 (-0.211) | -0.2635 (-0.3015) |
| Deutsche | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Spanier | 0.0233 (0.024) | -0.0232 (-0.024) | -0.1009 (-0.106) | 0.0881 (0.092) | -0.1017 (-0.107) |
| Türken | -0.521 (-0.053) | -0.0238 (-0.024) | -0.0600 (-0.062) | 0.0941 (-0.099) | -0.1474 (-0.159) |
| Jugoslawen | 0.0595 (0.061) | -0.0290 (-0.029) | -0.1398 (-0.150) | -0.1900 (-0.209) | -0.1499 (-0.162) |
| Griechen | 0.0029 (0.0029) | 0.0199 (0.021) | -0.0252 (-0.026) | -0.0703 (-0.073) | -0.0853 (-0.089) |
| Italiener | -0.2827 (-0.327) | -0.0064 (-0.006) | -0.1029 (-0.108) | -0.1143 (-0.121) | -0.1222 (-0.129) |
| Sonstige | 0.2001 (0.222) | -0.0875 (-0.091) | -0.0830 (-0.086) | 0.0191 (0.019) | -0.1040 (-0.110) |
| R ² | 0.2766 | 0.2848 | 0.3312 | 0.4208 | 0.4239 |
| F-Statistik | 17.037 | 23.387 | 41.053 | 83.752 | 224.259 |
| N | 502 | 658 | 924 | 1280 | 3364 |

Tabelle 7

Schätzergebnisse der Segmentations-Regressionsansätze gemäß Modell 5 für Welle 8
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste),
aufgeschlüsselt nach den Segmenten „Unspezifischer Arbeitsmarkt in kleinen Betrieben“ (Unk),
„Unspezifischer Arbeitsmarkt in großen Betrieben“ (Ung), „Fachspezifischer Arbeitsmarkt“ (Fa) und
„Betriebsinterner Arbeitsmarkt“ (Be)

| Variablen | Unk | Ung | Fa | Be | Gesamt |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Konstante | 7.6251 | 7.6670 | 7.1566 | 7.2360 | 7.5234 |
| S | 0.0252 | 0.0056 | 0.0525 | 0.0383 | 0.0379 |
| X | 0.0218 | 0.0089 | 0.0498 | 0.0391 | 0.0283 |
| X ² | -0.0002 | -0.0001 | -0.0009 | -0.0007 | -0.0005 |
| X*S | -0.0001 | 0.0000 | -0.0001 | 0.00002 | 0.0001 |
| Männer | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Frauen | -0.3381 (-0.402) | -0.3214 (-0.379) | -0.1858 (-0.204) | -0.2076 (-0.231) | -0.2992 (-0.348) |
| Deutsche | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Spanier | -0.0414 (-0.042) | -0.0574 (-0.059) | -0.0229 (-0.022) | 0.0590 (0.061) | -0.1662 (-0.181) |
| Türken | -0.1251 (-0.133) | -0.0325 (-0.033) | -0.0017 (-0.002) | -0.2045 (-0.227) | -0.1806 (-0.198) |
| Jugoslawen | -0.0100 (-0.010) | 0.0107 (0.010) | -0.1254 (-0.114) | -0.1782 (-0.195) | -0.1741 (-0.190) |
| Griechen | 0.0480 (0.049) | 0.0690 (0.071) | -0.2852 (-0.330) | -0.0773 (-0.080) | -0.1029 (-0.108) |
| Italiener | -0.0420 (-0.043) | -0.0446 (-0.046) | -0.1374 (-0.147) | -0.1352 (-0.145) | -0.1670 (-0.182) |
| Sonstige | 0.1193 (0.127) | 0.0877 (0.017) | 0.1917 (0.211) | 0.1483 (0.160) | 0.1062 (0.112) |
| R ² | 0.2485 | 0.3654 | 0.3056 | 0.3556 | 0.3780 |
| F-Statistik | 535 | 37.69 | 14.56 | 53.436 | 130.56 |
| N | 190 | 732 | 376 | 1077 | 2375 |

Datenbasis der Tabellen 5-7: SOEP, Querschnittauswertung, hochgerechnete Ergebnisse, eigene Berechnungen, Regressionskoeffizienten mit dem Wert 0 sind a-priori-Restriktionen. Die Werte in Klammern enthalten die notwendige Umrechnung der Koeffizienten bei Verwendung von Dummy-Variablen, um den prozentualen Einfluß zu erfassen. Die kursiv kleingedruckten Werte waren nicht signifikant bei einem zu erfüllenden Signifikanzniveau von mindestens 0,05.

tionsvariablen führte damit zu einer spürbaren Verbesserung des Bestimmtheitsmaßes gegenüber dem Vergleichsmodell 3.

Eine nochmalige Steigerung dieses Wertes um durchschnittlich 10 vH auf über 50 vH gelingt in Modell 6 durch Integration weiterer fünf Regressoren, wie es aus Tabelle 8 ersichtlich ist. Obwohl Variablen zur Modellierung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung⁷¹ noch nicht berücksichtigt wurden, wird damit der Erklärungsgehalt von vergleichbaren Modellen in anderen Arbeiten deutlich übertroffen⁷². Die Vielzahl der Regressoren legt dabei den Verdacht auf nachhaltige Multikollinearität nahe, der aber weder durch die bereinigten R²-Werte noch durch die Kontrollen gemäß Abschnitt 2.3.2.3 bestätigt wurde.

Die Einbeziehung der zusätzlichen Kontrollvariablen entzerrte die Regressionskoeffizienten der Variablen Na-

tionalität, die nun teilweise nicht mehr signifikant waren, gegenüber Modell 5 nach unten. Die Variablen zum Familienstatus konnten keinen besonderen Beitrag zur Erklärung von Einkommensungleichheiten liefern. Lediglich der Regressionskoeffizient der Variablen „ledig“ lag um etwa 4 vH unter dem der Variablen verheiratet⁷³.

Die Variablen für den Berufsstand lieferten die erwarteten Ergebnisse. So verdienten Angestellte im Durchschnitt 19,7 vH und Beamte 10,2 vH mehr als Arbeiter.

⁷¹ Vgl. Blossfeld/Hannan/Schömann (1988), S. 22 und 49-51.

⁷² Vgl. beispielsweise dies., S. 50-53 und Weissshuhn/Clement (1982), S. 46.

⁷³ Ursache hierfür dürften Einkommenszuschläge in Abhängigkeit vom Familienstatus sein. So ist z.B. zu berücksichtigen, daß Kindergeld in den hier analysierten monatlichen Bruttolohn mit eingeht.

Tabelle 8

Schätzergebnisse des Segmentations-Regressionsansatzes aus Modell 6
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)

| Variablen | Welle 1 | Welle 5 | Welle 8 |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Konstante | 7.2835 | 7.2551 | 7.8000 |
| S | 0.0317 | 0.0396 | 0.1928 |
| X | 0.0212 | 0.0248 | 0.0199 |
| X ² | -0.0004 | -0.0005 | -0.0005 |
| X*S | 0.0003 | 0.0002 | 0.0005 |
| Männer | 0 | 0 | 0 |
| Frauen | -0.2704 (-0.310) | -0.2458 (-0.278) | -0.2830 (-0.327) |
| Deutsche | 0 | 0 | 0 |
| Spanier | -0.0704 (-0.072) | -0.0226 (-0.0222) | -0.0700 (-0.072) |
| Türken | -0.0745 (-0.077) | -0.0254 (-0.025) | -0.00949 (-0.099) |
| Jugoslawen | -0.0309 (-0.031) | -0.0430 (-0.043) | -0.0831 (-0.086) |
| Griechen | -0.0234 (-0.0236) | -0.0004 (0.000) | -0.0588 (-0.060) |
| Italiener | -0.0127 (-0.013) | -0.0234 (-0.023) | -0.0788 (-0.081) |
| Sonstige | 0.0613 (0.063) | -0.0228 (-0.023) | 0.0857 (0.089) |
| verheiratet | 0 | 0 | 0 |
| ledig | -0.0531 (-0.054) | -0.0343 (-0.034) | -0.0424 (-0.043) |
| geschieden | 0.0135 (0.013) | 0.0141 (-0.014) | 0.0013 (0.001) |
| verwitwet | 0.0019 (0.001) | -0.0488 (-0.050) | -0.0713 (-0.073) |
| Segment Unk | 0 | 0 | 0 |
| Segment Ung | 0.0663 (0.068) | 0.0798 (0.083) | 0.0735 (0.076) |
| Segment Fa | 0.1354 (0.144) | 0.1515 (0.163) | 0.1482 (0.159) |
| Segment Be | 0.1787 (0.195) | 0.2100 (0.233) | 0.1993 (0.220) |
| Arbeiter | 0 | 0 | 0 |
| Angestellter | 0.1616 (0.175) | 0.1771 (0.193) | 0.2016 (0.223) |
| Beamter | 0.0854 (0.089) | 0.0817 (0.85) | 0.1239 (0.131) |
| öffentlicher Dienst | 0 | 0 | 0 |
| kein öffentlicher Dienst | 0.0184 (0.018) | 0.0127 (0.012) | -0.0226 (-0.022) |
| B1 | -0.157 (-0.169) | -0.1188 (-0.126) | -0.1683 (-0.183) |
| B3 | -0.0320 (-0.032) | -0.1641 (-0.1178) | -0.0777 (-0.080) |
| B4 | -0.0334 (-0.033) | -0.0073 (-0.007) | 0.0545 (0.056) |
| B5 | 0 | 0 | 0 |
| B6 | -0.0905 (-0.094) | -0.1377 (-0.147) | -0.0354 (-0.036) |

noch: Schätzergebnisse des Segmentations-Regressionsansatzes aus Modell 6
(Erklärte Variable: Logarithmus derr Verdienst)

| Variablen | Welle 1 | Welle 5 | Welle 8 |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| B7 | -0.0735 (-0.076) | -0.0930 (-0.097) | -0.0218 (-0.022) |
| B8 | -0.0785 (-0.082) | -0.0978 (-0.102) | -0.0358 (-0.037) |
| B9 | -0.0287 (-0.029) | -0.0601 (-0.061) | -0.0221 (-0.023) |
| B10 | -0.0563 (-0.057) | -0.1101 (-0.116) | -0.000 (0.000) |
| B11 | -0.0738 (-0.076) | -0.0679 (-0.070) | -0.0215 (-0.022) |
| B12 | -0.1622 (-0.176) | -0.1839 (-0.201) | -0.1350 (-0.144) |
| B13 | -0.1767 (-0.193) | -0.1814 (-0.198) | -0.1346 (-0.144) |
| B14 | -0.092 (-0.096) | -0.1286 (-0.137) | -0.0908 (-0.095) |
| B15 | -0.0870 (-0.090) | -0.1715 (-0.187) | -0.1270 (-0.135) |
| B16 | -0.1082 (-0.114) | -0.2018 (-0.223) | -0.1619 (-0.175) |
| B17 | -0.1195 (-0.126) | -0.2579 (-0.223) | -0.1619 (-0.175) |
| B18 | -0.1195 (-0.126) | -0.2579 (0.294) | -0.2422 (-0.274) |
| B19 | -0.1772 (-0.193) | -0.1860 (-0.204) | -0.2718 (-0.312) |
| B20 | -0.1683 (-0.183) | -0.2537 (-0.288) | -0.2466 (-0.279) |
| B21 | -0.0036 (-0.003) | -0.0312 (-0.031) | -0.0504 (-0.051) |
| B22 | -0.0707 (-0.073) | -0.1014 (-0.095) | -0.0817 (-0.085) |
| B23 | -0.0644 (-0.066) | -0.0911 (-0.095) | 0.0353 (-0.035) |
| B24 | -0.2612 (-0.298) | -0.3107 (-0.364) | -0.3944 (-0.483) |
| B25 | -0.2780 (-0.320) | -0.2574 (-0.293) | -0.3716 (-0.450) |
| B26 | -0.1270 (-0.135) | -0.1213 (-0.128) | -0.2426 (-0.274) |
| B27 | -0.0373 (-0.038) | -0.0749 (-0.077) | -0.0216 (-0.021) |
| B28 | -0.1195 (-0.126) | -0.1715 (-0.187) | -0.1732 (-0.189) |
| B29 | -0.0698 (-0.072) | -0.0501 (-0.051) | -0.0860 (-0.089) |
| B33 | -0.1346 (-0.144) | -0.1902 (-0.209) | -0.2092 (-0.2232) |
| B34 | -0.0919 (-0.096) | -0.1911 (-0.210) | -0.1385 (-0.148) |
| R ² | 0.5079 | 0.5345 | 0.5145 |
| F-Statistik | 78.91 | 68.23 | 61.41 |
| N | 3732 | 2901 | 2830 |

Datenbasis: SOEP, Querschnittauswertung für die Jahre 1984, 1988 und 1991, hochgerechnete Ergebnisse, eigene Berechnungen, Regressionskoeffizienten mit dem Wert 0 sind a priori Restriktionen. Die Werte in Klammern enthalten die notwendige Umrechnung der Koeffizienten bei Verwendung von Dummy-Variablen, um den prozentualen Einfluß zu erfassen. Die kursiv kleingedruckten Werte waren nicht signifikant bei einem zu erfüllenden Signifikanzniveau von mindestens 0,05.

Im Hinblick auf die Beschäftigung im öffentlichen Dienst ließen sich nur geringe und nicht signifikante Koeffizientenunterschiede ausmachen.

Die Regressionskoeffizienten zu den Segment-Variablen brachten die gleichen Ergebnisse wie schon in Tabelle 5. So verdienten Arbeiter, die im Segment „betriebsspezifischer Arbeitsmarkt“ beschäftigt waren, circa 20 vH mehr als Personen im Segment Unk. Die Aufschläge der Segmente Fa und Ung lagen gegenüber derselben Referenzgruppe bei 15 vH bzw. 7 vH.

Bei der Auswertung der Branchenzugehörigkeit der befragten Personen diente die Branche chemische Industrie (B5) als a-priori-Restriktion. Die Verdienstabschläge, die sich zu den übrigen Branchen ergaben, waren zum Teil erheblich. So mußten Personen, die im Gaststättengewerbe (B24) und im persönlichen Dienstleistungsgewerbe (B25) tätig waren, im Jahr 1991 Abschläge von über 40 vH gegenüber Chemiewerke hinnehmen, während bei den anderen Branchen Werte von gut 30 vH bis in den einstelligen Prozentbereich festzustellen sind.

Die hier vorliegenden Zahlen lassen zwar eine Segmentierung des Arbeitsmarktes in bezug auf die Branchenzugehörigkeit erkennen, doch sind die Ergebnisse mit Vorsicht zu beurteilen. Da die Fallzahlen insgesamt über die Jahre hinweg abnahmen, stand für die Regressionsanalyse in bestimmten Branchen nur eine geringe Zahl von Personen als Stichprobe zur Verfügung⁷⁴.

Mit Hilfe der Modelle 5 und 6 konnte gezeigt werden, daß segmentatorische Kräfte auf dem Arbeitsmarkt wirksam sind. So müssen Frauen gegenüber Männern spürbare Verdiensteinbußen hinnehmen. Ebenso finden sich zum Teil beträchtliche Einkommensunterschiede in Abhängigkeit von der Nationalität eines Arbeitnehmers. Schließlich hat auch das jeweilige Arbeitsmarktsegment einen nicht vernachlässigbaren Einfluß auf die Verdiensthöhe. Hierbei muß allerdings beachtet werden, daß es von der Modellgestaltung abhängt, unter welchen Voraussetzungen ein Arbeitnehmer einem bestimmten Segment zugeordnet wird.

3.2 Ergebnisse der gepoolten Analysen

Wie angekündigt erfolgt die Untersuchung des Gesamtzeitraums 1984 bis 1991 in zwei Durchgängen jeweils für unbereinigte und bereinigte Verdienstwerte⁷⁵. Ergänzend werden im Anschluß Alters-Verdienst-Profile graphisch dargestellt und kommentiert.

3.2.1 Regressionsanalyse für den Zeitraum 1984 bis 1991

Im folgenden wird das gepoolte Datenmaterial des gesamten Untersuchungszeitraums mit den gleichen Regressionsmodellen evaluiert wie bereits in den Querschnittsanalysen. Vergleicht man die Werte aus Tabelle 9, denen gepoolte Daten aus den Wellen A-H ohne Bereinigung zugrunde liegen, mit den vorangegangenen Querschnittsuntersuchungen, so ergeben sich auffällige Abwei-

chungen. Einerseits steigen die Signifikanzniveaus der Regressionskoeffizienten beachtlich und andererseits kommt es zu einer nochmaligen Erhöhung des Bestimmtheitsmaßes. So können hier mit dem einfachen schooling-Modell 1 bereits 27,18 vH der Varianz erklärt werden⁷⁶. Auch bei den Modellen 2-4 liegt der R²-Wert durchweg um etwa 8 vH über den Ergebnissen der Querschnittsregressionen, während bei den Modellen 5 und 6 keine spürbaren Veränderungen auszumachen sind. Der Durbin-Watson-Koeffizient sinkt in allen Spezifizierungen, bleibt aber stets noch oberhalb der Toleranzgrenze von 1,5.

Weiterhin auffallend ist der Anstieg der Zuwachsraten für den Universitätsabschluß bei Modell 2. Durch das Einbeziehen der Variablen „Berufserfahrung“ in Modell 4 werden die Zuwachsraten deutlicher nach unten entzerrt, als dies in den Querschnittsuntersuchungen der Fall war. Die größere Bedeutung der Variable „Berufserfahrung“ drückt sich auch in ihrem um circa das Dreifache gestiegenen Wert aus. Während die Ergebnisse bei Modell 5 mit denen der Querschnittsregressionen weitgehend übereinstimmen, ergeben sich bei Modell 6 einige Unterschiede⁷⁷.

Die Konstante ist bei der neuen Auswertung deutlich kleiner. Dafür kommt der Schul- und Berufsausbildung eine größere Bedeutung zu.

Die Koeffizienten der einzelnen Nationalitäten wurden durch das zusätzliche Einbeziehen von Kontrollvariablen im Vergleich zu Modell 5 deutlicher als bei den Querschnittsregressionen nach unten korrigiert.

Beim Einfluß des Familienstatus ergab sich folgendes Bild: Ledige Personen verdienten ungefähr 5 vH weniger und Geschiedene etwa 3 vH mehr als Verheiratete. Im Unterschied zu diesen beiden Koeffizienten, die beide hochsignifikant sind, liefert die Variable „verwitwet“ kein signifikantes Ergebnis.

Bei den Segment-Regressoren ergibt sich ein den Querschnittsanalysen vergleichbarer Zustand. Die Aufschläge der Arbeiter in den Segmenten Ung, Fa und Ba gegenüber dem „Jedermannsarbeitsmarkt in kleinen Betrieben“ betragen 7,8 vH, 11,9 vH bzw. 22,5 vH.

Qualitativ unverändert sind auch die Ergebnisse bei den Regressionskoeffizienten zum Berufsstatus. Angestellte verdienen 21,5 vH und Beamte 11,7 vH mehr als Arbeiter.

Im Unterschied zur Querschnittsanalyse ergibt sich diesmal hinsichtlich des Dummy "Öffentlicher Dienst" ein

⁷⁴ Vgl. zu weiteren möglichen Einschränkungen des Befunds Knoll/Kolbe (1993), S. 16 f.

⁷⁵ Vgl. Abschnitt 2.3.2.2.

⁷⁶ Ein ähnlich hohes Bestimmtheitsmaß ergibt sich in der Untersuchung von Blossfeld (1984), S. 305. Dort wurden allerdings aggregierte Einkommensdaten verwendet. Der Aggregations- bzw. Durchschnittseffekt beim Pooling ist demgegenüber im vorliegenden Fall geringer einzustufen.

⁷⁷ Die Ergebnisse zu beiden Modellen finden sich in Tabelle A4 im Anhang.

Tabelle 9

**Schätzergebnisse der *schooling*-Regressionsansätze für die Jahre von 1984 bis 1991 mit unbereinigten Daten
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)**

| Erklärende Variable | Modell 1 | Modell 2 | | Modell 3 | | Modell 4 | |
|---------------------|-----------|---------------------|--------------------|----------|---------|---------------------|---------------------|
| | Insgesamt | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Interzept | 7.3312 | 8.0173 | 7.76664 | 6.9457 | 7.0618 | 7.7258 | 7.6266 |
| S | 0.0668 | | | 0.0658 | 0.0528 | | |
| KBa | | 0 | 0 | | | 0 | 0 |
| Lehre | | 0.1290 (0.37) | 0.2041 (0.226) | | | 0.06379 (0.065) | 0.1544 (0.166) |
| Bfs | | 0.1766 (0.193) | 0.2066 (0.229) | | | 0.0641 (0.066) | 0.1241 (0.132) |
| Sdges | | 0.1683 (0.183) | 0.2572 (0.293) | | | 0.0662 (0.068) | 0.1619 (0.175) |
| Fs | | 0.3319 (0.393) | 0.3752 (0.455) | | | 0.1912 (0.210) | 0.2846 (0.329) |
| Beamt | | 0.1385 (0.148) | 0.1555 (0.168) | | | 0.0477 (0.048) | 0.1502 (0.162) |
| Sbil | | 0.0290 (0.029) | 0.05646 (0.058) | | | -0.1281 (-0.136) | -0.1000 (-0.105) |
| Fhs | | 0.5542 (0.740) | 0.4334 (0.542) | | | 0.3657 (0.441) | 0.2171 (0.242) |
| Uni | | 0.6679 (0.950) | 0.7167 (1.047) | | | 0.4022 (0.495) | 0.4608 (0.585) |
| Himas | | -0.0465 (-0.047) | 0.0003 (0.000) | | | -0.4008 (-0.493) | -0.1865 (-0.205) |
| X | | | | 0.287 | 0.0081 | 0.0068 | -0.0086 |
| X ² | | | | -0.0005 | -0.0002 | -0.0004 | -0.0001 |
| X*S | | | | 0.0003 | 0.0006 | 0.0017 | 0.0016 |
| R ² | 0.2718 | 0.3333 | 0.2822 | 0.3386 | 0.2671 | 0.4116 | 0.3509 |
| F-Statistik | 4227.97 | 503.96 | 97.76 | 1161.87 | 204.38 | 526.65 | 100.71 |
| N | 11328 | 9080 | 2248 | 9080 | 2248 | 9080 | 2248 |

Datenbasis: SOEP, gepoolte Auswertung, hochgerechnete Ergebnisse, eigene Berechnungen. Regressionskoeffizienten mit dem Wert 0 sind a priori Restriktionen. Die Werte in Klammern enthalten die notwendige Umrechnung der Koeffizienten bei Verwendung von Dummy-Variablen, um den prozentualen Einfluß zu erfassen. Die kursiv kleingedruckten Werte waren nicht signifikant bei einem zu erfüllenden Signifikanzniveau von mindestens 0,05.

hochsignifikantes Ergebnis: Personen, die nicht dem öffentlichen Dienst angehören, verdienen 8,7 vH mehr.

Zum Teil andere Resultate liefern auch die Koeffizienten zur Branchenverkodung. Der wiederum als a-priori-Restriktion dienende Wert der chemischen Industrie wird nunmehr um 11,5 vH durch den Bergbau übertroffen. Ebenfalls durchschnittlich mehr als in der Chemie verdienen Arbeitnehmer in den Branchen B9, B13, B21, B23 und B27. Demgegenüber reichen die Abschlüsse bei anderen signifikanten Regressoren von 32,4 vH in B25 bis 5,5 vH in B28.

Trotz der quantitativen Unterschiede, die hinsichtlich der zeitabhängigen Regressoren in Kapitel 4 zusammenfassend erörtert werden, zeigt sich insgesamt inhaltlich ein

ähnliches Resultat wie in Abschnitt 3.1: Tendenziell entsprechen die gefundenen Werte den Aussagen der Humankapital-, der signaling/screening- und der Segmentationstheorie. Die gravierendste Ausnahme bleibt das noch spätere Erreichen des Verdienstmaximums, zu der allerdings auch der in 2.3.2.2 angesprochene Verzerrungseffekt beiträgt.

Geht man zu Daten über, die nach der in Abschnitt 2.3.2.2 beschriebene Weise bereinigt wurden, ergeben sich nochmals einige Änderungen der Resultate, die wie erwartet die engere Verwandtschaft des Vorgehens zu reinen Querschnittsuntersuchungen deutlich machen bzw. im Einklang mit den aus dem Bereinigungsverfahren theoretisch zu erwartenden Wirkungen stehen.

Aus Tabelle 10 geht zunächst die nochmalige Steigerung des Bestimmtheitsmaßes hervor. Dies überrascht nicht, da die Variation verschiedener Einkommenswerte innerhalb derselben Altersstufe reduziert wird⁷⁸ und damit ein besseres „fitting“ der Kurve erzielt wird. Die beiden anderen Effekte sind ohnehin evident und lassen sich aus Tabelle 11 und den Abbildungen 9-11 in Kapitel 4 schön nachvollziehen: Die neuen Profile laufen unterhalb der alten und haben ein früheres Maximum, das allerdings immer noch mit plausiblen Annahmen und den erwähnten Befunden über die Produktivitätsentwicklung im Altersverlauf kaum in Einklang zu bringen sein dürfte.

Daß sich der Abstand zwischen bereinigten und unbereinigten Profilen im Altersverlauf nicht durchgängig so entwickelt, wie es theoretisch zu erwarten war, wird in Kapitel 4 erörtert.

3.2.2 Verdienst-Profile

Nachfolgend sollen die bisherigen Regressionen graphisch veranschaulicht werden. Zum einen wurden gepoolte Längsschnittprofile erstellt, die den gesamten Erwerbszeitraum vom 23. bis zum 62. Lebensjahr umfassen. Zum anderen wurde ein echtes Längsschnittprofil erstellt, das einen Einblick in die tatsächliche durchschnittliche Einkommensentwicklung der untersuchten Personen für die Jahre 1984 bis 1991 zuläßt.

3.2.2.1 Gepoolte Alters-Verdienst-Profile

Zunächst wird das Alters-Verdienst-Profil dargestellt, das aus den arithmetischen Mittelwerten der Einkommen

⁷⁸ In der Terminologie der Varianzanalyse würde man von einer Reduktion der Streuung innerhalb der Gruppen sprechen.

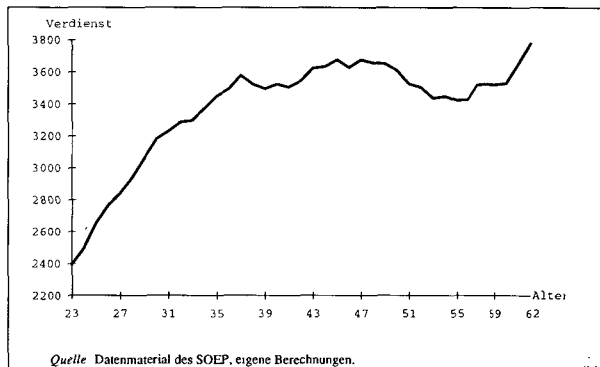
Tabelle 10

Schätzergebnisse der *schooling*-Regressionsansätze für die Jahre von 1984 bis 1991 mit bereinigten Daten (Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)

| Erklärende Variable | Modell 1 | Modell 2 | | Modell 3 | | Modell 4 | |
|--|-----------|-------------------|-------------------|----------|---------|-------------------|-------------------|
| | Insgesamt | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Interzept | 7.2097 | 7.8951 | 7.6445 | 6.8891 | 7.0378 | 7.6540 | 7.5681 |
| S | 0.0668 | | | 0.0649 | 0.0490 | | |
| KBa | | 0 | 0 | | | 0 | 0 |
| Lehre | | 0.1294 0.138 | 0.2040 0.226 | | | 0.0629 0.065 | 0.1364 0.146 |
| Bfs | | 0.1770 0.194 | 0.2041 0.226 | | | 0.0667 0.069 | 0.1055 0.111 |
| Sdges | | 0.1681 0.183 | 0.2524 0.287 | | | 0.0844 0.088 | 0.1535 0.166 |
| Fs | | 0.3288 0.389 | 0.3747 0.454 | | | 0.1944 0.214 | 0.2624 0.300 |
| Beamt | | 0.1383 0.148 | 0.1550 0.168 | | | 0.0463 0.047 | 0.1148 0.122 |
| Sbil | | 0.0284 0.029 | 0.0541 0.055 | | | -0.1223 -0.130 | -0.1094 -0.116 |
| Fhs | | 0.5533 0.739 | 0.4328 0.541 | | | 0.3655 0.441 | 0.2101 0.234 |
| Uni | | 0.6677 0.950 | 0.7162 1.047 | | | 0.4081 0.504 | 0.4467 0.563 |
| Himas | | -0.0467 -0.048 | -0.0002 -0.000 | | | -0.3789 -0.461 | -0.2172 -0.242 |
| X | | | | 0.0278 | 0.0061 | 0.007 | -0.0094 |
| X ² | | | | -0.0005 | -0.0002 | -0.0004 | -0.0001 |
| X*S | | | | 0.0003 | 0.0006 | 0.0015 | 0.0015 |
| R ² | 0.2931 | 0.3622 | 0.3083 | 0.3451 | 0.2705 | 0.4242 | 0.3596 |
| F--Statistik | 4696.74 | 572.49 | 110.83 | 1195.87 | 207.89 | 556.83 | 104.59 |
| N | 11328 | 9080 | 2248 | 9080 | 2248 | 9080 | 2248 |
| Datenbasis: Siehe Tabelle 9, Bereinigung der Daten wie in Abschnitt 2.3.2.2 dargestellt. | | | | | | | |

Abbildung 2

Alters-Einkommens-Profil, basierend auf den Einkommensdaten der Jahre 1984 -1991



für die Jahre 1984 bis 1991 nach dem Lebensalter gebildet wurde.

Das dargestellte Profil stimmt im wesentlichen mit den Profilen aus anderen Querschnittsuntersuchungen überein⁷⁹. Querschnittprofile weisen in der Regel einen konkaven Verlauf auf⁸⁰. Das Einkommen steigt bis zum 45.-50. Lebensjahr und fällt dann wieder.

In dem in Abbildung 2 erstellten Profil kam man entsprechend ein starkes Ansteigen des Verdiensts bis zum 45. Lebensjahr feststellen. Das Einkommen verharrt für drei Jahre auf diesem Niveau, bevor es wieder langsam bis zum Alter von 57 abfällt. Das nochmalige, untypisch starke Ansteigen des Einkommens in den Altersjahren von 58 bis 62 ist darauf zurückzuführen, daß in diesen Altersgruppen überdurchschnittlich viele Personen mit einem extrem hohen Einkommen vorzufinden waren⁸¹.

Nach diesem Profil sollen im folgenden Lohnpfade für die wichtigsten Ausbildungsabschlüsse dargestellt werden, die aus dem Regressionsmodell 4 für gepoolte Daten abgeleitet wurden. Dabei wurde für die Bestimmung des gemischten Ausbildungs-/Arbeitsmarktjahre-Einflusses der empirische Mittelwert der Ausbildungsjahre der jeweiligen Personengruppe verwendet.

Abbildung 3

Alters-Einkommens-Profile nach Modell 4 für Männer mit den Ausbildungsabschlüssen Uni (Universität), Fh (Fachhochschule) und Fs (Fachschule)

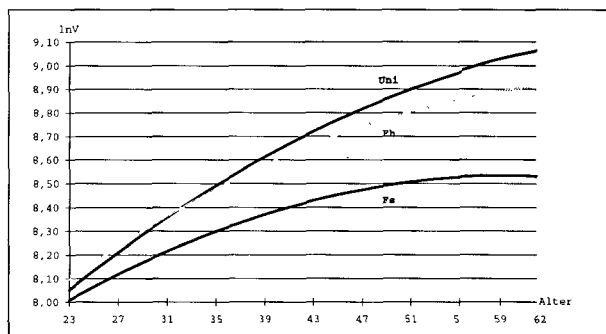
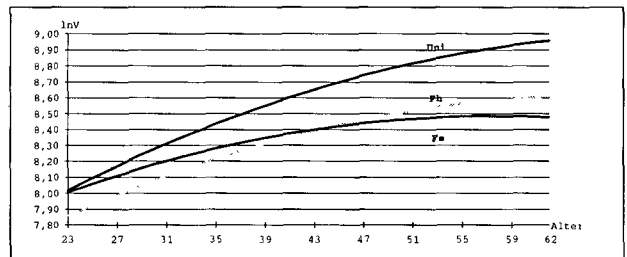


Abbildung 4

Alters-Einkommens-Profile nach Modell 4 für Frauen mit den Ausbildungsabschlüssen Uni (Universität), Fh (Fachhochschule) und Fs (Fachschule)



In den Abbildungen 3 und 4 werden die Ausbildungsabschlüsse Universität, Fachhochschule und Fachschule miteinander verglichen.

Beginnend mit den Alters-Verdienst-Profilen von Männern fällt auf, daß das Einstiegseinkommen bei Absolventen der Fachhochschule über dem von Universitätsabsolventen liegt. Dies dürfte einen statistischen Artefakt darstellen, da der Eintritt in das Berufsleben in der Regel bei beiden Gruppen erst nach dem Skalierungsbeginn von 23 Jahren liegt, Fachhochschulabsolventen ihr Studium tendenziell früher abschließen und damit einen der Ausbildung entsprechenden Verdienst erreichen. Die ersten Jahre in der Graphik sind somit sehr vorsichtig zu interpretieren. Vom 32. Lebensjahr kommt es zu dem erwarteten höheren Verlauf der Lohnpfade von Universitätsabsolventen, die bis zum Ende des Berufslebens monoton steigen, während beim FH-Abschluß von der zweiten Hälfte des sechsten Lebensjahrzehnts an ein „Sättigungsprozeß“ sichtbar ist. Beides widerspricht dem in der Formulierung der Verdienstofffunktion angelegten Gestalt einer nach unten offenen Parabel während des Berufslebens. Natürlich trägt die in Abschnitt 2.3.2.2 vorgestellte Verzer-

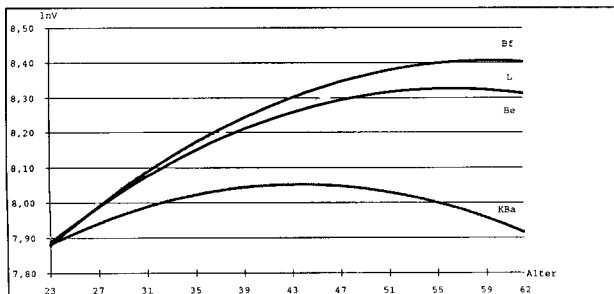
⁷⁹ Wie bereits erwähnt, handelt es sich hier *methodisch* trotz der Aggregation bzw. Durchschnittsbildung der Einkommensdaten über einen Zeitraum von 8 Jahren im Grunde um ein Querschnittprofil, bei dem der in Abschnitt 2.3.2.2 dargestellte Verzerrungseffekt nicht auftritt, da wie aus Tabelle A6 ersichtlich für *alle* Alters-Kalenderjahr-Kombinationen arithmetische Mittelwerte berechnet und dann ungewichtet in die neue Durchschnittsbildung über den Untersuchungszeitraum eingebracht wurden.

⁸⁰ Vgl. Zurbrugg (1990), S. 20, Schmähl (1983), S. 15, Hechteljen (1977), S. 25-27.

⁸¹ Ein ähnlicher Selektionsprozeß läßt sich hinsichtlich der in diesem Alter noch aktiv im Berufsleben stehenden Arbeitnehmer ausmachen: In der Arbeiterrentenversicherung sind mehr als die Hälfte aller beitragspflichtigen Sechzigjährigen bereits aus dem Erwerbsleben ausgeschieden (die Autoren danken Herrn Dipl.-Math. H. Luckert für diesen Hinweis). Selbst wenn hierbei nicht eine plausiblerweise zu erwartende nochmalige interne Selektion stattfindet, führt dies in Anbetracht der geringeren Entgelte bei Arbeitern und niedrigeren Austrittszahlen bei Angestellten und Beamten zu einer Erhöhung der verbleibenden Durchschnittsverdienste. Allgemein führt dies zu einer Verstärkung des in Abschnitt 2.3.2.2 angesprochenen Bias.

Abbildung 5

Alters-Verdienst-Profile für Männer mit den Ausbildungsabschlüssen Bf (Berufsfachschule), L (Lehre), Be (Beamtenausbildung) und KBa (Keine Berufsausbildung)



rungswirkung zu den späten Maxima bei, doch kann man im Rahmen des allgemeinen Vergleichs in Kapitel 4 sehen, daß in Modell 4 das Verdienstmaximum von Männern bei bereinigten gegenüber unbereinigten Daten im allgemeinen nur 2,62 Jahre früher erreicht wird. Somit ist auch für den hier vorliegenden Spezialfall nur ein relativ moderater Effekt zu erwarten.

Anders verläuft das Profil für Personen mit Fachschulbildung. Ausgehend vom relativ geringsten Einstiegsgehalt steigt die Verdienstkurve zunächst, erreicht aber ihr Maximum noch innerhalb der aktiven Berufslaufbahn.

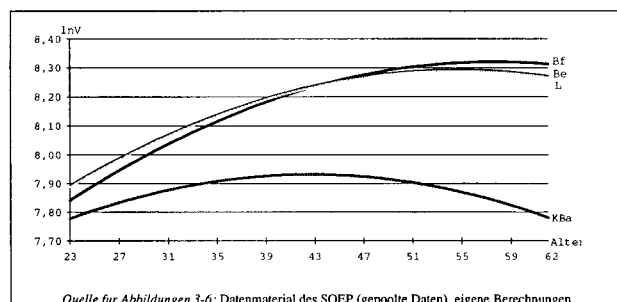
Bei Frauen ergibt sich ein ähnliches Bild, wobei die Fh-Einsteigerinnen weniger verdienen als die ungefähr gleichbezahlten Kolleginnen von der Universität oder der Fachschule; der späte „take over“ zwischen Fachhoch- und Fachschule erscheint allerdings nicht mehr allein über das erwähnte Eintrittsbias erklärbar.

In den Abbildungen 5 und 6 werden Personen mit den Ausbildungsabschlüssen Berufsfachschule, Lehre, Beamtenausbildung und Personen ohne Berufsausbildung nach Geschlechtern getrennt betrachtet.

Die Anfangsgehälter der Männer mit den Ausbildungsabschlüssen Bf, L, und Be liegen fast auf dem gleichen Verdienstniveau. Bei Männern mit den Abschlüssen Bf, L und

Abbildung 6

Alters-Verdienst-Profile für Frauen mit den Ausbildungsabschlüssen Bf (Berufsfachschule), L (Lehre), Be (Beamtenausbildung) und KBa (Keine Berufsausbildung)



Be sind die ersten Erwerbsjahre durch große Einkommenszuwächse gekennzeichnet, die in der Mitte des fünften Lebensjahrzehnts zunächst von einem flachen Verlauf und zehn Jahre später (bis auf die Gruppe Bf) von einem fallenden Verlauf abgelöst werden. Bei Personen ohne Berufsausbildung fällt die Phase stetiger Verdienstentwicklung dagegen fast vollständig aus.

Die auffallendste Abweichung von diesen Ergebnissen liegt bei Frauen-Profilen in den niedrigeren Startwerten für die Gruppen Bf und K, während die Lohnpfade für L und Be wiederum einen erstaunlichen Gleichlauf aufweisen.

3.2.2.2 Entwicklung der Arbeitseinkommen im Laufe der Untersuchungsperiode

Die folgende Darstellung der Verdienstentwicklung basiert auf dem monatlichen Durchschnittsentgelt aller Arbeitnehmer⁸², bezogen auf die einzelnen Jahre von 1984 bis 1991.

Kurve I: Durchschnittlicher Monatsverdienst

Kurve II: Durchschnittlicher Monatsverdienst bereinigt um die Inflation

Der durchschnittliche Monatsverdienst I steigt von 2 950 DM im Jahr 1984 um 34,5 vH auf 3 970 DM im Jahr 1991. Das inflationsbereinigte⁸³ Einkommensprofil II steigt bis 1990 auf 3 282 DM und geht im letzten Jahr auf 3 263 DM zurück. Die Panelteilnehmer mußten also 1991 im Durchschnitt Realeinkommenseinbußen hinnehmen.

Daß die Entwicklung für unterschiedliche Altersstufen zum Teil deutliche Unterschiede aufweist, läßt sich anhand der Abbildungen 8-1 und 8-2 nachvollziehen.

In Abbildung 8-1 sind die Verdienstverläufe der Kohorten 1929-31, 1944-46 und 1959-61 eingetragen. Alle drei Profile steigen monoton, wobei die ältesten Kohorten von 1987 an im Verhältnis zu den jüngeren verlieren und von 1989 an die jüngsten Kohorten auch gegenüber den mittleren aufholen.

⁸² Berücksichtigt wurden jedoch nur die Geburtskohorten für die eine vollständige Einkommenszeitreihe für die Jahre von 1984-1991 vorlag.

⁸³ Der Bereinigung wurden Werte aus *IW* (1992), Tabelle 50, zugrunde gelegt.

Abbildung 7

Durchschnittliche Verdienstentwicklung der Stichprobe für die Jahre 1984 - 1991

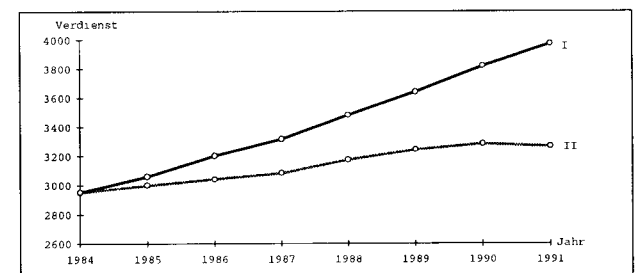
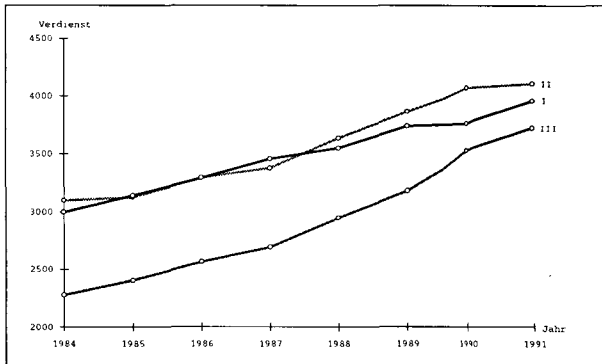


Abbildung 8-1

**Verdienstentwicklung der Kohorten
1929 - 31 (I), 1944 - 46 (II) und 1959 - 61 (III)**



Zur Verdeutlichung der Lohnentwicklung der verschiedenen Geburtskohorten sind in Abbildung 8-2 die prozentualen Zuwächse bezogen auf das Vorjahr abgetragen. Man sieht, daß die Kohorten III wie aus den Querschnittsregressionen zu erwarten, die höchsten Steigerungen aufweist, während sich bei den anderen Kohorten ein uneinheitliches Bild ergibt.

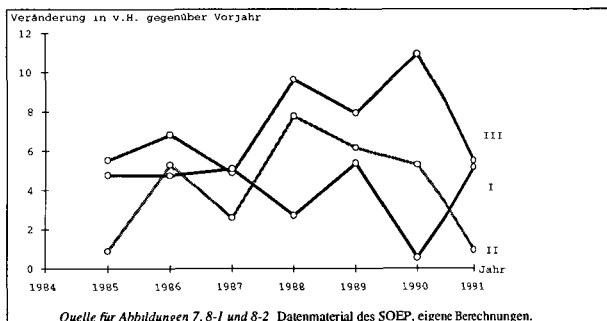
Der hier untersuchte Zeitraum von acht Jahren ist letztlich für eine Längsschnittanalyse zu kurz, um schon definitive Aussagen über die Entwicklung von Einkommensungleichheiten verschiedener Kohorten im Verdienstszyklus zu treffen. Damit kann auch noch keine Bewertung darüber abgegeben werden, inwieweit die Hypothesen der Humankapital-, Signal- und Filtertheorie sowie segmentatorische Ansätze im Einklang mit den aus Längsschnitten gewonnenen Einkommensprofilen stehen.

**4. Verdienstentwicklung im Lebenslauf:
Ein abschließender Vergleich im Hinblick auf die
Produktivitätsorientierung der Entlohnung und
geschlechtsspezifische Unterschiede
in den Profilverläufen**

Die Durchführung von insgesamt 30 Regressionen mag manchem Leser nicht zuletzt in Anbetracht der unter-

Abbildung 8-2

Änderungsraten der Verdienstentwicklung der Kohorten I-III



Quelle für Abbildungen 7, 8-1 und 8-2: Datenmaterial des SOEP, eigene Berechnungen.

schiedlichen Modellspezifikationen als ein Vorgehen erscheinen, das in einem mittlerweile in der 10. Auflage erschienenen Lehrbuch mathematischer Statistik als „langer Gang durch den Roulettsaal“⁸⁴ bezeichnet wird. Die Überprüfung verschieden formulierter Hypothesen auf (teilweise) demselben Datenmaterial wird, so der naheliegende Sinn dieser Sentenz, früher oder später zwangsläufig zu interessanten bzw. „gewünschten“ Ergebnissen führen. Darüber hinaus führt die schrittweise Einbeziehung weiterer Regressoren schnell zum Vorwurf des bereits erwähnten „mechanical curve fitting“⁸⁵, das letzten Endes in ein „measurement without theory“ übergeht.

Zur Rechtfertigung des hier angewandten Vorgehens kann zweierlei vorgebracht werden. Zum einen wurde, wie in vielen vergleichbaren und zum Teil bereits (mehrfach) angeführten Studien, eine Beschränkung auf die bis heute einzige aus einem theoretischen Erklärungsansatz abgeleitete Basisformulierung von Verdienstfunktionen vorgenommen. Erweiterungen wurden dabei nur insofern durchgeführt, wie dies theoretisch konsistent und ökonomisch akzeptabel erschien⁸⁶. Zum anderen, und dies ist hinsichtlich des erzielten „Outputs“ die wohl beruhigendste Eigenschaft für eine empirische Studie, führen die verschiedenen Spezifikationen trotz teilweise gravierender quantitativer Abweichungen tendenziell zu qualitativ gleichen Resultaten in bezug auf die eigentlich zu testenden Basis-hypothesen. Um diese Generalaussage mit einem Beispiel zu unterlegen, sollen abschließend die Ergebnisse der 30 verschiedenen Regressionen, die in Tabelle 11 aufgeführt sind, hinsichtlich der Steigungsphase der Alters-Verdienst-Profile miteinander verglichen werden. Die Frage, bis zu welchem Alter Querschnittprofile steigen, ist darüber hinaus inhaltlich insbesondere in bezug auf die Produktivitätsorientierung der Entlohnung interessant, da sich aus den Resultaten vieler Studien⁸⁷ zumindest Obergrenzen für den Zeitpunkt ausmachen lassen, bis zu dem die allgemeine und die betrieblich nutzbare Leistungsfähigkeit eines durchschnittlichen Arbeitnehmers steigt.

Die siebte (sechste) Spalte von Tabelle 11 gibt an, in welchem Alter (wie viele Jahre nach Eintritt in den Arbeitsmarkt) die jeweilige Verdienstfunktion ihr Maximum erreicht⁸⁸. Dabei sind einerseits zwar große Unterschiede auszumachen — bei Querschnitten zwischen dem 41. und dem 59. Lebensjahr, bei gepoolten Regressionen zwischen dem 49. und dem 102. (!) (unbereinigte Daten) bzw. zwischen dem 46. und dem 72. Lebensjahr (bereinigte

⁸⁴ Vgl. Basler (1989), S. 204.

⁸⁵ Vgl. FN 30.

⁸⁶ Vgl. den in Abschnitt 2.3.1.c begründeten Verzicht auf verschiedene Erfahrungsvariable.

⁸⁷ Vgl. für Beispiele nochmals FN 63.

⁸⁸ Zur Bestimmung des gemischten Ausbildungs-/Arbeitsmarktjahre-Einflusses wurde wie in Abschnitt 3.2.2.1 der Mittelwert der Ausbildungsjahre (Spalte 2 in Tabelle 11) verwendet.

Tabelle 11

Vergleich der Regressionsergebnisse hinsichtlich der zeitabhängigen Variablen

| Modell | E(S) | X | X ² | X*S | Y | Alter | Z |
|--------|-------|---------|----------------|---------|-------|--------|--------|
| Q3Am | 11,85 | 0,0291 | -0,000592 | 0,0004 | 28,58 | 46,43 | 0,4836 |
| Q3Af | 11,32 | 0,0032 | -0,000215 | 0,0009 | 31,13 | 48,45 | 0,2084 |
| Q3Em | 11,99 | 0,0306 | -0,000568 | 0,0002 | 29,05 | 47,04 | 0,4793 |
| Q3Ef | 11,62 | 0,0112 | -0,000348 | 0,0009 | 31,12 | 48,74 | 0,3370 |
| Q3Hm | 11,47 | 0,0287 | -0,000623 | 0,0004 | 26,72 | 44,19 | 0,4447 |
| Q3Hf | 10,89 | 0,0163 | -0,00043 | 0,0004 | 24,02 | 40,91 | 0,2481 |
| Q4Am | 11,85 | 0,0184 | -0,000557 | 0,0011 | 28,22 | 46,07 | 0,4435 |
| Q4Af | 11,32 | -0,003 | -0,000215 | 0,0015 | 32,51 | 49,83 | 0,2273 |
| Q4Em | 11,99 | 0,017 | -0,000516 | 0,0012 | 30,41 | 48,40 | 0,4773 |
| Q4Ef | 11,62 | 0,0021 | -0,000281 | 0,0018 | 40,95 | 58,57 | 0,4713 |
| Q4Hm | 11,47 | 0,0237 | -0,000596 | 0,0008 | 27,58 | 45,05 | 0,4534 |
| Q4Hf | 10,89 | 0,0129 | -0,000403 | 0,0007 | 25,46 | 42,35 | 0,2613 |
| Q5A | 11,71 | 0,0289 | -0,000563 | 0,0002 | 27,75 | 45,46 | 0,4334 |
| Q5E | 11,89 | 0,0302 | -0,000551 | 0,0001 | 28,48 | 46,37 | 0,4470 |
| Q5H | 11,30 | 0,0283 | -0,000556 | 0,0001 | 26,47 | 43,77 | 0,3894 |
| Q6A | 11,71 | 0,0212 | -0,000431 | 0,0003 | 28,67 | 46,38 | 0,3543 |
| Q6E | 11,89 | 0,0248 | -0,000456 | 0,0002 | 29,80 | 47,69 | 0,4050 |
| Q6H | 11,30 | 0,0199 | -0,000467 | 0,0005 | 27,36 | 44,66 | 0,3495 |
| Pu3m | 12,02 | 0,0287 | -0,000525 | 0,0003 | 30,77 | 48,79 | 0,4970 |
| Pb3m | 12,02 | 0,0279 | -0,000538 | 0,0003 | 29,28 | 47,30 | 0,4613 |
| Pu3f | 11,27 | 0,0081 | -0,000172 | 0,0006 | 43,20 | 60,47 | 0,3210 |
| Pb3f | 11,27 | 0,0062 | -0,000186 | 0,0006 | 34,84 | 52,11 | 0,2258 |
| Pu4m | 12,02 | 0,0068 | -0,000419 | 0,0017 | 32,50 | 50,52 | 0,4425 |
| Pb4m | 12,02 | 0,007 | -0,000439 | 0,0016 | 29,88 | 47,90 | 0,3919 |
| Pu4f | 11,27 | -0,0086 | -0,000056 | 0,0016 | 84,21 | 101,48 | 0,3972 |
| Pb4f | 11,27 | -0,0094 | -0,00008 | 0,0016 | 53,95 | 71,22 | 0,2328 |
| Pu5 | 11,88 | 0,0339 | -0,000537 | -0,0001 | 30,46 | 48,34 | 0,4982 |
| Pb5 | 11,88 | 0,0328 | -0,000557 | -0,0001 | 28,38 | 46,26 | 0,4485 |
| Pu6 | 11,88 | 0,0315 | -0,000484 | -0,0002 | 30,09 | 47,97 | 0,4381 |
| Pb6 | 11,88 | 0,03 | -0,000498 | -0,0002 | 27,73 | 45,61 | 0,3831 |

Zu den Abkürzungen: Q = Querschnittregression; P = gepoolte Regression; 3-6 = Modellversion; A,E,H = Welle; m = Männer; f = Frauen, E(S) = Mittelwert der Ausbildungsdauer; u = unbereinigt; b = bereinigt.

Daten)⁸⁹. Andererseits erscheinen aber selbst die für die früheste aller Verdienstspitzen angesetzten 24 Jahre individuelle Steigerung der Produktivität nach Eintritt in den Arbeitsmarkt nicht nur in Anbetracht der oben zitierten Studien kaum nachvollziehbar. Vergleichbare Werte werden international immer wieder ermittelt⁹⁰. Auch wenn die Humankapitaltheorie nicht notwendigerweise eine Gleichheit von Grenzprodukt und Entlohnung erfordert⁹¹, basieren doch Verdienstfunktionen implizit auf dieser Annahme; finanzmathematisch lassen sich beliebig viele barwertgleiche Entlohnungsströme über die Laufzeit mehrperiodiger Beschäftigungsverhältnisse erzeugen⁹². Eine empirische Unterstützung für die Humankapitaltheorie stellt

dieses Ergebnis somit jedenfalls nicht dar. Ob derart lange Steigungsphasen mit Entlohnungsansätzen, die aufgeschobene Vergütungsbestandteile betonen, besser in Ein-

⁸⁹ Da alle und damit auch nicht signifikante Koeffizienten in den Vergleich aufgenommen wurden, sollten unplausibel hohe Werte allerdings sehr vorsichtig interpretiert werden.

⁹⁰ Vgl. z.B. nochmals Hashimoto (1990), S. 256.

⁹¹ Dies wird schon in Beckers „Human Capital“ [(1964), S. 18] festgestellt und ist der wohl deutlichste Beleg für die Einordnung der Humankapitaltheorie als Investitions- und nicht als Entlohnungstheorie — vgl. FN 3.

⁹² Vgl. Donaldson/Eaton (1976).

klang stehen, ist jedoch eine Frage, die den Rahmen dieser Arbeit sprengen würde⁹³.

Allgemein gilt, daß Frauen ein flacheres Profil aufweisen als Männer und (bis auf zwei Ausnahmen) ihr Verdienstmaximum später erreichen. Beschränkt man die Verdienstfunktion unter Vernachlässigung von Niveaueffekten der anderen Parameter auf die für den Parabelverlauf verantwortlichen zeitabhängigen Regressoren, so ergibt sich

$$\ln V = a_1 X + a_2 X^2 + a_3 X S.$$

Eine geeignete quadratische Ergänzung und entsprechende Umformungen führen zu

$$\ln V = a_2 (X + Y)^2 + Z$$

mit $Y = (a_1 + Sa_3)/2a_2$

$$Z = -(a_1 + Sa_3)^2/4a_2.$$

Dabei entsprechen die Werte für Y und Z der Verschiebung des Maximums auf der Abszisse bzw. auf der Ordinate gegenüber einer im Extremum durch den Ursprung verlaufenden Parabel.

Ein Vergleich von Y mit den Tabellenwerten zeigt, daß die durchweg geringeren a_1 - und S-Werte⁹⁴ von Frauen durch die meist höheren a_3 - und stets betragsmäßig kleineren a_2 -Werte überkompensiert werden, so daß es zu dem späteren Verdienstmaximum kommt. Insbesondere der XS-Regressor ist dabei hoch interessant: Bildung ist nicht nur für das Niveau der Entlohnung wichtig, sondern gerade bei Frauen auch für deren Entgeltverlauf über das Berufsleben hinweg.

Das zweite eingangs genannte Resultat gründet natürlich in dem (betragsmäßig) geringeren a_2 -Wert der Frauen. Gleichzeitig macht ein Blick auf die letzte Spalte von Tabelle 11 aber deutlich, daß für jede Regression Männer niveaubereinigt im Laufe ihrer Karriere eine höhere Verdienstspitze erreichen als Frauen⁹⁵. Dies weist unter Berücksichtigung der üblicherweise anzustellenden Relativierungen, wie etwa gegenüber Männern im Durchschnitt vermehrte Erwerbsunterbrechungen, auf mögliche Diskriminierung in Karriereprozessen hin; ein Ergebnis, das z.B. mit der Studie von *Rosenbaum* (1980) korrespondiert.

Abbildung 9

Vergleich von bereinigten und unbereinigten Profilen im Modell 3

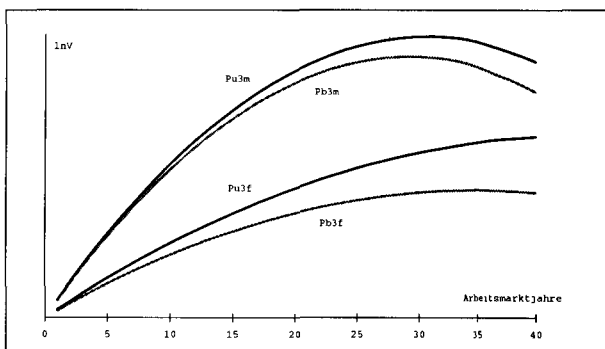
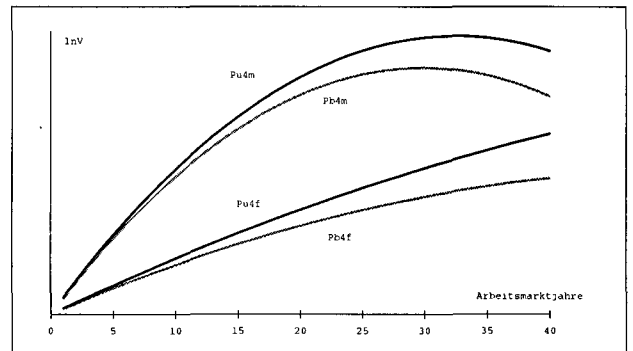


Abbildung 10

Vergleich von bereinigten und unbereinigten Profilen im Modell 4



Als letztes äußerst interessantes Phänomen soll anhand der Abbildungen 9-11 ein Vergleich zwischen unbereinigten und bereinigten Verdienst-Profilen bei gepoolten Daten vorgenommen werden.

Wie in Abschnitt 2.3.2.2 gezeigt, müßte bei Geltung der zugrunde gelegten Annahmen ein Verlauf resultieren, bei dem das unbereinigte Profil zunächst gegenüber dem bereinigten steigt, dann in etwa parallel verläuft und in den letzten sieben Jahren erneut steigt. Der tatsächliche Verlauf zeigt aber nur in der letzten Berufslebensphase das erwartete Ergebnis. Zu Anfang erscheinen beide Profile in allen Spezifikationen praktisch identisch, während ein spürbares Absetzen des unbereinigten Profils ungefähr dort beginnt, wo näherungsweise Parallelität herrschen müßte.

Für diese Abweichungen gibt es nun zwei naheliegende Erklärungen, die beide in Verletzungen der dem Bereinigungsverfahren zugrunde liegenden Annahmen beruhen. Einerseits könnte eine Verletzung der altersmäßigen Gleichverteilung zu demographisch bedingten Verwerfungen führen, wie sie in der Anfangs- und Schlußphase erwartet wurden. Dazu müßten in der Altersverteilung der Teilstichprobe für das Startjahr 1984 im Alter von 23 bis 30 tendenziell deutlich steigende und in den anschließenden 25 Lebensjahren fallende Besetzungszahlen auftreten. Beides ist weder durchgängig noch in der nötigen Größen-

⁹³ Vgl. *Wenger* (1986) als weitreichende Auseinandersetzung mit dieser Problematik.

⁹⁴ Die meist positiven X*S-Koeffizienten, denen teilweise sogar negative Parameterwerte für X gegenüberstehen, sind durchaus nicht selbstverständlich — vgl. *Weissshuhn/Clement* (1982), S. 45 für gegenläufige Evidenz.

⁹⁵ Wie man im Vergleich von A und B sehr schön sieht, liegt dies mathematisch an der Quadrierung des Zählers, der den verdoppelten Einfluß des kleineren a_2 -Wertes im Nenner überkompensiert.

ordnung der Fall⁹⁶. Damit verbleibt ein Verstoß gegen die Altersneutralität überindividueller Wachstumseffekte als zweite Erklärungsmöglichkeit. Hier müßte nun aber gelten, daß diese Effekte mit zunehmendem Alter stärker wirken, was nicht nur der Plausibilität, sondern auch empirischen Erkenntnissen widerspricht⁹⁷. Die umgekehrte Vermutung im Hinblick auf induzierte Produktivitätswirkungen ist neben den späten Verdienstmaxima ein zusätzlicher Beleg dafür, daß Arbeitnehmer im Laufe ihres Berufslebens zunächst unter und dann über ihrer Produktivität entlohnt werden.

Trotz der verschiedenen Modellspezifikationen und Stichprobenschichtungen werden also in qualitativer Hinsicht tendenziell gleiche Aussagen im Hinblick auf die niveaubereinigten Alters-Verdienst-Profile erzielt. Sie stehen z.T. im Einklang mit anderen Untersuchungen oder gehen im Falle der allgemeinen Wachstumswirkungen über sie hinaus. Es steht zu erwarten, daß zukünftige Auswertungen ähnliche Ergebnisse bringen werden. In Anbetracht der Gefahren, die eine in der beschriebenen Form langfristig von der Produktivität abweichende Gestalt des Alters-Verdienst-Profils bei der gegenwärtigen demographischen Entwicklung aufweist⁹⁸, sollten Entscheidungsträger in Politik und Wirtschaft jedoch nicht so lange mit geeigneten Konsequenzen warten, bis das altbekannte Phänomen „deferred wages“ weitere empirische Unterstützung erhält.

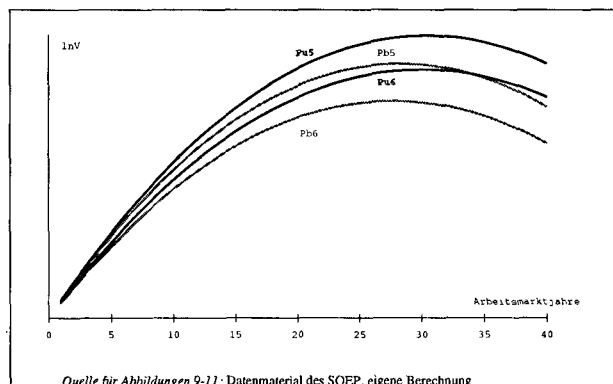
⁹⁶ Im Zeitverlauf fallende bzw. steigende allgemeine Wachstumsraten kommen theoretisch nur als Begründung für Abweichungen in der Anfangsphase in Betracht, da im Mittelteil nur das Niveau, nicht aber die Krümmung des gepoolten Profils verändert wird. Die tatsächliche Entwicklung der Bereinigungs-faktoren gibt jedoch keinen Hinweis auf ein in diesem Bereich vorhandenes Erklärungspotential.

⁹⁷ Vgl. die Ausführungen in FN 63 sowie die Studie von Dalton/Thompson (1971) als eindrucksvollen Beleg.

⁹⁸ Vgl. Wenger (1986).

Abbildung 11

Vergleich von bereinigten und unbereinigten Profilen in den Modellen 5 und 6



Quelle für Abbildungen 9-11: Datenmaterial des SOEP, eigene Berechnung

Verzeichnis der Branchenabkürzungen

- B 1 Land- und Forstwirtschaft
- B 3 Energie und Wasser
- B 4 Bergbau
- B 5 Chemische Industrie
- B 6 Kunststoffverarbeitung
- B 7 Ton, Steine, Erden
- B 8 Eisen- und Stahlverarbeitung
- B 9 Maschinenbau
- B 10 Elektro — Feinmechanik
- B 11 Holz — Papier — Druck
- B 12 Bekleidungsgewerbe
- B 13 Nahrungs-, Genußmittel
- B 14 Bauhauptgewerbe
- B 15 Bauhilfsgewerbe
- B 16 Großhandel
- B 18 Einzelhandel
- B 19 Bundesbahn
- B 20 Bundespost
- B 21 Sonstiger Verkehr — Nachrichten
- B 22 Banken — Sparkassen
- B 23 Versicherungsgewerbe
- B 24 Gaststätten
- B 25 Persönliche Dienstleistungen
- B 26 Gebäudereinigung, Abfall
- B 27 Bildung, Sport
- B 28 Gesundheitswesen
- B 29 Rechtsberatung u.ä.
- B 33 Gebietskörperschaft
- B 34 Sozialversicherung

Literaturverzeichnis:

- Arminger, G. und F. M. Müller, 1992, Spezifikation und Überprüfung statistischer Modelle von Einkommensdeterminanten. In: Hujer/Schneider/Zapf (Hrsg.), a.a.O.
- Arrow, K. J., 1973, Higher Education as a Filter. In: Journal of Public Economics 2, S. 193-216.
- Backhaus, K., et al. 1987, Multivariate Analysemethoden, Berlin et al.
- Basler, H., 1989, Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung und Statistischen Methodenlehre, 10. A. Heidelberg et al.
- Becker, G. S., 1962, Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. In: Journal of Political Economy 70, Supplement, S. 9-49.
- Becker, G. S., 1964, Human Capital, New York.
- Ben Porath, Y., 1966, Lifetime Income and Economic Growth: Comment. In: American Economic Review 56, S. 869-872.
- Blinder, A. S., (Hrsg.), 1990, Paying for Productivity, Washington D.C.
- Blossfeld, H.-P., 1984, Die Entwicklung der qualifikationsspezifischen Verdienstrelationen von Berufsanfängern zwischen 1970 und 1982. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, S. 293-322.
- Blossfeld, H.-P., M. Hannan und K. Schömann, 1988, Erwerbsverlauf und die Entwicklung der Arbeitseinkommen bei Männern: Eine Längsschnittanalyse unter Verwendung einer stochastischen Differentialgleichung, Beitrag zur Tagung „Individualeinkommen und Arbeitsplatzwechsel“ des Arbeitskreises SAMF, Hannover.
- Borjas, G. J. und J. Mincer, 1978, The Distribution of Earnings Profiles in Longitudinal Data. In: GRILICHES et al., a.a.O., S. 175-197.
- Carter, S. B., 1988, The Changing Importance of Lifetime Jobs, 1892-1978. In: Industrial Relations 27, S. 287-300.
- Dalton, G. W. und P. H. Thompson, 1971, Accelerating Obsolescence of Older Engineers. In: Harvard Business Review 59, S. 57-67.
- Doeringer, P. B. und M. J. Piore, 1971, Internal Labor Markets and Manpower Analysis, Lexington.
- Donaldson, D. und B. C. Eaton, 1976, Firm-Specific Human Capital: A Shared Investment or Optimal Entrapment?. In: Canadian Journal of Economics 9, S. 463-472.
- Ehrenberg, R. G., (Hrsg.), 1988, Research in Labor Economics 9, Greenwich/Conn.-London.
- Ehrenberg, R. G. und R. S. Smith, 1991, Modern Labor Economics, 4. A. New York.
- Felderer, B., 1983, Wirtschaftliche Entwicklung bei schrumpfender Bevölkerung, Berlin et al.
- Franz, W., 1991, Arbeitsmarktökonomik, Berlin et al.
- Galatin, M. und R. D. Leiter, (Hrsg.), 1981, Economics of Information, Hingham, Mass.
- Garen, J. E., 1988, Empirical Studies on the Job Matching Hypothesis. In: Ehrenberg (Hrsg.), a.a.O., S. 187-224.
- Griliches, Z., et al., (Hrsg.), 1978, Income Distribution and Economic Inequality, Frankfurt/M.
- Halvorsen, R. und R. Palmquist, 1980, The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. In: American Economic Review 70, S. 474-475.
- Hamermesh, D. S./REES, A., 1988, The Economics of Work and Pay, 4. A. New York.
- Hanefeld, U., 1984, Das Sozio-Ökonomische Panel — Eine Längsschnittstudie für die Bundesrepublik Deutschland. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 4/1984.
- Harris, M. und B. Holmström, 1982, A Theory of Wage Dynamics. In: Review of Economic Studies 49, S. 315-333.
- Hashimoto, M., 1990, Employment and Wage Systems in Japan and Their Implications for Productivity. In: BLINDER (Hrsg.), a.a.O., S. 245-294.
- Hecheltjen, P., 1977, Die Veränderung der relativen Einkommensposition von Lohn- und Gehaltsempfängern im Lebenszyklus, Spes Arbeitspapier Nr.88, Frankfurt/M.-Mannheim.
- Helberger, Ch., 1978, Bildung und Einkommensverteilung, Habilitationsschrift, Frankfurt/M.
- Hujer, R., H. Schneider und W. Zapf, (Hrsg.), 1992, Herausforderungen an den Wohlfahrtsstaat im strukturellen Wandel, Frankfurt/M.-New York.
- Hutchens, R. M., 1987, A Test of Lazear's Theory of Delayed Payment Contracts. In: Journal of Labor Economics 5, S. 153-170.
- IW — Institut der Deutschen Wirtschaft, (Hrsg.), Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland, Köln.
- Knoll, L. und A. Kolbe, 1993, Tarifvertraglich bedingte Alters-Verdienst-Profile im Freistaat Bayern 1991 — eine empirische Untersuchung anhand synthetischer Querschnitts-Profile — Universität Würzburg, Diskussionsbeiträge des Betriebswirtschaftlichen Instituts 2-1993.
- Krupp, H.-J., 1972, Empirische Ansätze zur Erklärung der individuellen Einkommensverteilung, SPES-Arbeitspapier Nr.1, Frankfurt/M.-Mannheim.
- Lazear, E.P., 1981, Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions. In: American Economic Review 71, S. 606-620.
- Loewenbein, O. und U. Rendtel, 1991, Selektivität und Panelanalyse. In: Rendtel/Wagner (Hrsg.), a.a.O., S. 156-187.
- Lutz, B. und W. Sengenberger, 1974, Arbeitsmarktstrukturen und öffentliche Arbeitsmarktpolitik, Göttingen.
- Medoff, J. L. und K. G. Abraham, 1980, Experience, Performance and Earnings. In: Quarterly Journal of Economics 95, S. 703-736.
- Mincer, J., 1974, Schooling, Experience and Earnings, New York.
- Projektgruppe Panel, 1990, Das Sozio-ökonomische Panel für die Bundesrepublik Deutschland nach fünf Wellen. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, S. 141-151.
- Rendtel, U. und J. Schwarze, 1991, Die Entwicklung der individuellen Arbeitseinkommen von 1984-1989 — eine explorative Analyse von Paneldaten. In: Rendtel/Wagner (Hrsg.), a.a.O., S. 63-99.
- Rendtel, U. und G. Wagner, (Hrsg.), 1991, Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984, Frankfurt.
- Rosen, S., (Hrsg.), 1981, Studies in Labor Markets, Chicago-London.
- Rosenbaum, J. E., 1980, Hierarchical and Individual Effects on Earnings. In: Industrial Relations 19, S. 1-14.
- Rothschild, K. W., 1988, Theorien der Arbeitslosigkeit, München-Wien.
- Salop, J. und St. Salop, 1976, Self-Selection and Turnover in the Labor Market. In: Quarterly Journal of Economics 90, S. 619-627.
- Schmähl, W., 1983, Lebenseinkommensanalyse — Einige methodische und empirische Fragen im Überblick. In: Schmähl (Hrsg.), a.a.O., S. 1-55.

- Schmähl, W.*, (Hrsg.), 1983, Ansätze der Lebenseinkommensanalyse, Tübingen.
- Schultz, Th. W.*, 1961, Investment in Human Capital. In: American Economic Review 51, S. 1-17.
- Spence, A. M.*, 1973, Job Market Signaling. In: Quarterly Journal of Economics 87, S. 355-374.
- Spence, A. M.*, 1974, Market Signaling, Cambridge, Mass.
- Spence, A. M.*, 1981, Signaling, Screening and Information. In: ROSEN (Hrsg.), a.a.O., S. 319-358
- Statistisches Bundesamt*, 1987, Statistisches Jahrbuch, Wiesbaden.
- Stephenson, St. P.*, 1981, The Cost of Labor Market Information: Male Youth Job Search Behavior. In: Galatin/Leiter (Hrsg.), a.a.O., S. 123-140.
- Wachter, M. L.*, 1974, Primary and Secondary Labor Markets: A Critique of the Dual Approach. In: Brookings Papers on Economic Activity 4, S. 637-680.
- Wagner, J. und W. Lorenz*, 1988, The Earnings Function under Test. In: Economic Letters 27, S. 95-99.
- Weisshuhn, G. und W. Clement*, 1982, Analyse der qualifikations-spezifischen Verdienstrelationen in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Beschäftigungsstatistik 1974/1977. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 15, S. 36-49.
- Wenger, E.*, 1986, Freiwillig vereinbarte und erzwungene Organisationsregeln — Eine Analyse ihrer Wirkungen dargestellt am Beispiel von Beschäftigungsverhältnissen, Habilitationsschrift, München.
- Zimmermann, K.*, 1993, Nobelpreis für Wirtschaftswissenschaften 1992 an Gary S. Becker. In: WiSt-Wirtschaftswissenschaftliches Studium 1/93, S. 33-35.
- Zurbrugg, F.*, 1990, Einkommensentwicklung im Lebenszyklus — Eine Längsschnittstudie mit Daten der staatlichen Rentenversicherung der Schweiz, Bern.

Anhang

Tabelle A1

Bestimmung der einzelnen Segmente

| Arbeiter | Qualifikationsniveau |
|--|----------------------|
| ungelernter Arbeiter | niedrig |
| angelernter Arbeiter | niedrig |
| gelernter Arbeiter | hoch |
| Vorarbeiter | hoch |
| Meister | hoch |
| Angestellte | Qualifikationsniveau |
| Werkmeister | hoch |
| einfache Tätigkeit | niedrig |
| qualifizierte Tätigkeit | hoch |
| hochqualifizierte Tätigkeit | hoch |
| Führungsaufgabe | hoch |
| Beamte | Qualifikationsniveau |
| einfacher Dienst | niedrig |
| mittlerer Dienst | hoch |
| gehobener Dienst | hoch |
| höherer Dienst | hoch |
| <p>Bei der Bestimmung der Qualifikationsniveaus der Arbeitnehmer wurde eine dichotome Einteilung in niedrig und hoch getroffen. Die Unterscheidung bei der Betriebsgröße erfolgte ebenfalls zweiwertig in Betriebe mit höchstens 200 Arbeitnehmern und solche mit mehr als 200 Arbeitnehmern.</p> <p>Personen mit niedrigem Qualifikationsniveau werden, falls sie in Betrieben mit höchstens 200 Arbeitnehmern beschäftigt sind, dem Segment 1, falls sie in Betrieben mit mehr als 200 Arbeitnehmern beschäftigt sind, dem Segment 2 zugeordnet. Personen mit hohem Qualifikationsniveau werden analog den Segmenten 3 und 4 zugeordnet.</p> <p>Segment 1: Unspezifischer Arbeitsmarkt in kleinen Betrieben (Unk). — Segment 2: Unspezifischer Arbeitsmarkt in großen Betrieben (Ung). — Segment 3: Fachspezifischer Arbeitsmarkt (Fa). — Segment 4: Betriebsspezifischer Arbeitsmarkt (Be).</p> | |

Abbildung A 1

Altersverteilung der Pooling-Teilstichprobe in Welle A

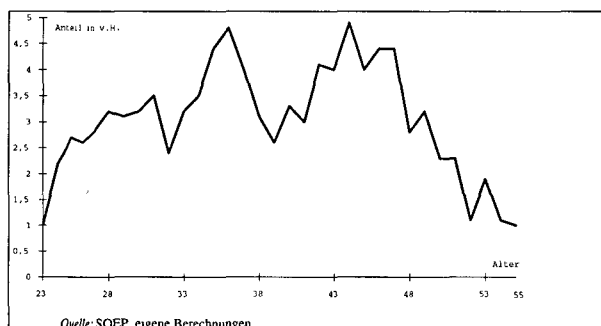


Tabelle A2

**Median des Brutto-Monatsverdienstes in Abhängigkeit von der höchsten abgeschlossenen Berufsausbildung
und getrennt nach Geschlechtern**

| Ausbil- dung | Welle A | | | | Welle E | | | | Welle H | | | |
|--|----------------|-------|----------------|-------|----------------|-------|----------------|-------|----------------|-------|----------------|-------|
| | Männer | | Frauen | | Männer | | Frauen | | Männer | | Frauen | |
| | Ver- dienst | Index | Ver- dienst | Index | Ver- dienst | Index | Ver- dienst | Index | Ver- dienst | Index | Ver- dienst | Index |
| Kba | 2 600 | 100 | 1 920 | 100 | 3 100 | 100 | 2 400 | 100 | 3 400 | 100 | 2 590 | 100 |
| Lehre | 2 900 | 111 | 2 300 | 120 | 3 500 | 113 | 2 800 | 117 | 3 619 | 106 | 2 864 | 111 |
| Bfs | 3 066 | 118 | 2 500 | 130 | 3 600 | 116 | 2 850 | 119 | 3 965 | 116 | 2 800 | 108 |
| Sdges | 3 000 | 115 | 2 461 | 128 | 3 511 | 113 | 3 000 | 125 | 4 236 | 125 | 3 200 | 124 |
| Fs | 3 700 | 142 | 2 675 | 139 | 4 200 | 135 | 3 180 | 133 | 4 457 | 131 | 3 600 | 139 |
| Beamt | 3 199 | 123 | 2 300 | 119 | 3 700 | 119 | 2 700 | 113 | 3 928 | 115 | 2 837 | 109 |
| Sbil | 2 800 | 108 | 2 068 | 108 | 3 328 | 107 | 2 600 | 108 | 3 500 | 103 | 2 743 | 106 |
| Fhs | 4 500 | 173 | 3 022 | 157 | 5 100 | 165 | 3 794 | 158 | 5 300 | 156 | 3 959 | 152 |
| Uni | 4 800 | 184 | 3 500 | 182 | 5 979 | 193 | 4 500 | 188 | 6 200 | 182 | 5 020 | 194 |
| Himas | 3 050 | 117 | 2 200 | 115 | 3 600 | 116 | 4 100 | 171 | 3 700 | 108 | 3 000 | 116 |
| Gesamt | 2 950 | 113 | 2 172 | 113 | 3 500 | 113 | 2 699 | 112 | 3 700 | 109 | 2 787 | 108 |
| N | 3 165 | | 1141 | | 2498 | | 1026 | | 2454 | | 1053 | |
| Datenbasis: Das SOEP, Querschnittauswertung für die Jahre 1984, 1988 und 1991, hochgerechnete Ergebnisse, eigene Berechnungen. Keine Berufsausbildung (Kba) ist 100. | | | | | | | | | | | | |

Tabelle A3

Median des monatlichen Bruttoeinkommens in den Segmenten getrennt nach Geschlecht

| Segmente | Welle A | | | | Welle E | | | | Welle H | | | |
|--|---------|-------|--------|-------|---------|-------|--------|-------|---------|-------|--------|-------|
| | Männer | | Frauen | | Männer | | Frauen | | Männer | | Frauen | |
| | Median | Mean | Median | Mean | Median | Mean | Median | Mean | Median | Mean | Median | Mean |
| Jedermanns- arbeitsmarkt in kleinen Betrieben | 2 500 | 2 558 | 1 800 | 1 811 | 2 700 | 2 753 | 2 030 | 2 063 | 3 000 | 2 988 | 2 089 | 2 138 |
| Jedermanns- arbeitsmarkt in großen Betrieben | 2 600 | 2 708 | 2 000 | 2 047 | 3 000 | 3 032 | 2 300 | 2 342 | 3 200 | 3 312 | 2 400 | 2 434 |
| Fachspezifi- scher Arbeits- markt | 3 000 | 3 326 | 2 500 | 2 637 | 3 270 | 2 740 | 2 900 | 3 410 | 3 730 | 2 800 | 3 148 | |
| Betriebs- spezifischer Arbeits- markt | 3 380 | 3 695 | 2 762 | 2 888 | 3 780 | 4 182 | 3 200 | 3 301 | 4 000 | 4 465 | 3 200 | 3 437 |
| Gesamt | 2 950 | 3 206 | 2 172 | 2 285 | 3 295 | 3 626 | 2 500 | 2 662 | 3 500 | 3 947 | 2 848 | 2 633 |
| N | 3 165 | | 1 141 | | 2 641 | | 1 017 | | 1 574 | | 801 | |
| Datenbasis: Das SOEP, Querschnittauswertung für die Jahre 1984, 1988 und 1991, hochgerechnete Ergebnisse, eigene Berechnungen. | | | | | | | | | | | | |

Tabelle A4

Schätzergebnisse des Segmentations-Regressionsansatzes für die Längsschnittanalyse
(Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)

| Variablen | Modell 5 | Modell 5 bereinigt | Modell 6 | Modell 6 bereinigt |
|--------------------------|----------|-----------------------|----------|-----------------------|
| Konstante | 6.9471 | 6.9073 | 6.0907 | 6.8998 |
| S | 0.0678 | 0.0655 | 0.0516 | 0.0490 |
| X | 0.0339 | 0.0327 | 0.0315 | 0.0296 |
| X ² | -0.0005 | -0.0006 | -0.0005 | -0.0005 |
| X*S | -0.0001 | -0.0001 | -0.0002 | -0.0002 |
| Männer | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Frauen | -0.2239 | -0.2266 | -0.2164 | -0.2216 |
| | (-0.250) | (-0.254) | (-0.241) | -0.248 |
| Deutsche | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Spanier | -0.0790 | -0.0860 | -0.0036 | -0.0060 |
| | (-0.082) | -0.089 | (-0.004) | -0.006 |
| Türken | -0.1471 | -0.1524 | -0.0368 | -0.0484 |
| | (-0.158) | -0.165 | (-0.037) | -0.049 |
| Jugoslawen | -0.1489 | -0.1532 | -0.0435 | -0.0501 |
| | (-0.160) | -0.1655 | (-0.044) | -0.051 |
| Griechen | -0.1225 | -0.1205 | -0.0271 | -0.0304 |
| | (-0.130) | -0.128 | (-0.027) | -0.031 |
| Italiener | -0.1277 | -0.1446 | -0.0242 | -0.0448 |
| | (-0.136) | -0.155 | (-0.024) | -0.046 |
| Sonstige | 0.0633 | 0.0652 | -0.0020 | 0.0025 |
| | (0.065) | 0.067 | (-0.002) | 0.002 |
| verheiratet | | | 0 | 0 |
| ledig | | | -0.0342 | -0.0504 |
| | | | (-0.054) | -0.052 |
| geschieden | | | 0.0312 | 0.0335 |
| | | | (0.031) | 0.034 |
| verwitwet | | | -0.020 | -0.0304 |
| | | | (-0.020) | -0.031 |
| Segment Unk | | | 0 | 0 |
| Segment Ung | | | 0.0759 | 0.0609 |
| | | | (0.078) | 0.063 |
| Segment Fa | | | 0.1130 | 0.0940 |
| | | | (0.119) | 0.098 |
| Segment Be | | | 0.2032 | 0.1730 |
| | | | (0.225) | 0.189 |
| Arbeiter | | | 0 | 0 |
| Angestellter | | | 0.1950 | 0.1962 |
| | | | (0.215) | 0.217 |
| Beamter | | | 0.1115 | 0.1101 |
| | | | (0.117) | 0.116 |
| öffentlicher Dienst | | | 0 | 0 |
| kein öffentlicher Dienst | | | 0.0837 | 0.0763 |
| | | | (0.087) | 0.079 |
| B1 | | | -0.1312 | -0.1003 |
| | | | (-0.140) | -0.105 |
| B3 | | | 0.0239 | 0.0328 |
| | | | (0.024) | 0.033 |
| B4 | | | 0.1096 | 0.1264 |
| | | | (0.115) | 0.135 |
| B5 | | | 0 | 0 |
| B6 | | | 0.0029 | 0.0040 |
| | | | (0.002) | 0.005 |
| B7 | | | -0.0307 | -0.0259 |
| | | | (-0.031) | -0.026 |
| B8 | | | 0.0099 | 0.0122 |
| | | | (0.009) | 0.012 |
| B9 | | | 0.0295 | 0.0441 |
| | | | (0.029) | 0.045 |
| B10 | | | -0.0091 | -0.112 |
| | | | (-0.009) | -0.118 |
| B11 | | | -0.0221 | 0.0150 |
| | | | (-0.022) | 0.015 |

noch: Schätzergebnisse des Segmentations-Regressionsansatzes für die Längsschnittanalyse
(Eklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)

| Variablen | Modell 5 | Modell 5 bereinigt | Modell 6 | Modell 6 bereinigt |
|----------------|----------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| B12 | | | -0.0911 (-0.095) | -0.0858 -0.089 |
| B13 | | | -0.0211 (-0.021) | -0.1030 -0.108 |
| B14 | | | -0.0135 (-0.013) | -0.0149 -0.015 |
| B15 | | | 0.0059 (0.005) | 0.0086 0.009 |
| B16 | | | -0.0597 (-0.061) | -0.0740 -0.077 |
| B18 | | | -0.1681 (-0.183) | -0.1765 -0.193 |
| B19 | | | -0.0898 (-0.093) | -0.0804 -0.084 |
| B20 | | | -0.0995 (-0.104) | -0.0936 -0.098 |
| B21 | | | 0.0862 (0.090) | 0.0739 0.077 |
| B22 | | | 0.0017 (0.090) | 0.0001 0.000 |
| B23 | | | 0.0503 (0.051) | 0.0616 0.064 |
| B24 | | | -0.0100 (-0.010) | -0.0240 -0.024 |
| B25 | | | -0.2807 (-0.324) | -0.2780 -0.320 |
| B26 | | | 0.0072 (0.007) | 0.0046 0.005 |
| B27 | | | 0.0421 (0.042) | 0.0555 0.057 |
| B28 | | | -0.0543 (-0.055) | -0.0542 -0.056 |
| B29 | | | 0.0172 (0.017) | 0.0258 0.026 |
| B33 | | | -0.0509 (-0.052) | -0.0480 -0.049 |
| B34 | | | -0.0365 (-0.036) | -0.0514 -0.053 |
| R ² | | | 0.5412 | 0.5580 |
| F-Statistik | | | 229.59 | 280.16 |
| N | | | 10700 | 10700 |

Datenbasis: Das SOEP, Querschnittsauswertung für die Jahre 1984, 1988 und 1991, hochgerechnete Ergebnisse, eigene Berechnungen, Regressionskoeffizienten mit dem Wert 0 sind a priori Restriktionen. Die Werte in Klammern enthalten die notwendige Umrechnung der Koeffizienten bei Verwendung von Dummy-Variablen, um den prozentualen Einfluß zu erfassen. Die kursiv gedruckten Werte waren nicht signifikant bei einem zu erfüllenden Signifikanzniveau von mindestens 0,05.