

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Gernot Weißhuhn, Werner Clement

Analyse der qualifikationsspezifischen
Verdienstrelationen in der Bundesrepublik
Deutschland auf der Basis der Beschäftigtenstatistik
1974/1977

15. Jg./1982

1

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de; (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de; (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de; Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Analyse der qualifikationsspezifischen Verdienstrelationen in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Beschäftigtenstatistik 1974/1977

Gernot Weißhuhn, Werner Clement*)

Der Aufsatz stellt ein weiteres Teilergebnis des IAB-Projektes 4-238 „Mögliche Auswirkungen der Bildungsexpansion auf die Einkommensstruktur“ (Ergebnisse der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit) dar. Die vorliegende Arbeit ist ein Kondensat aus einem Forschungsauftrag der Bundesanstalt für Arbeit. Sie stellt eine umfassende theoretische und empirische Analyse der Qualifikations- und Verdienststrukturen in der Bundesrepublik Deutschland für die beiden Jahre 1974/1977 dar¹⁾.

Die erste Teilanalyse^{1a)} befaßte sich zunächst mit einer disaggregierten Auswertung der Beschäftigtenstatistik in Form von Kreuztabellierungen sowie traditionellen Darstellungen der Verdienstverteilung. Die hier vorgelegte Untersuchung zielt nun auf die Überprüfung humankapitaltheoretischer Hypothesen über die Abhängigkeit zwischen Verdiensthöhe und Bildungsinvestition. Das methodische Procedere besteht dabei vornehmlich in der Anwendung multivariater Analysemethoden (Regressionsanalyse).

Es zeigt sich vor allem, daß in der Bundesrepublik Deutschland höhere Ausbildung nach wie vor gut honoriert wird. Im Zeitvergleich der hier verfügbaren Beobachtungsjahre 1974 und 1977 ist nur eine leichte Nivellierung der ausbildungsinduzierten Verdienstrelationen und damit der Ausbildungsrenditen zu verzeichnen.

Darüber hinaus ergab sich, daß die vorgelegten Berechnungen die Anwendung des Humankapitalansatzes rechtfertigen dürften. Im Einklang mit vergleichbaren internationalen Ergebnissen beträgt die erklärte Varianz der Verdienste etwas weniger als die Hälfte der gesamten Verdienstvarianz.

Gliederung

1. Problemstellung
2. Der analytische Rahmen
 - 2.1 Theoretische Grundlagen
 - 2.1.1 Der Partialcharakter von Verdienstfunktionen
 - 2.1.2 Die Essenz der Theorie der Humankapitalansätze
 - 2.1.3 Verdienstfunktion und Ertragsraten
 - 2.1.4 Annahmen der humankapitaltheoretischen Verdienstfunktion
 - 2.2 Die statistische Basis und ihre Aufbereitung
 - 2.3 Die spezifizierten Verdienstfunktionen

3. Empirische Ergebnisse

4. Schlußbemerkung

Anhang 1

Anhang 2

*) Dr. Gernot Weißhuhn ist Professor für Sozioökonomie des Ausbildungsektors im Institut für Volkswirtschaftslehre im Fachbereich 18 der Technischen Universität Berlin.
Dr. Werner Clement ist o. Professor für Volkswirtschaftslehre an der Wirtschaftsuniversität Wien.
Die Autoren danken an dieser Stelle Herrn Dr. M. Tessaring für die geleistete Zusammenarbeit und Unterstützung bei einigen Berechnungen sowie Herrn Mag. P. Weiss (Wirtschaftsuniversität Wien) für die Mithilfe bei zusätzlichen ökonometrischen Arbeiten. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

¹⁾ Die gesamte Untersuchung soll in der Schriftenreihe „Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ veröffentlicht werden.

^{1a)} Clement, W., M. Tessaring, G. Weißhuhn, Zur Entwicklung der qualifikationsspezifischen Einkommensrelationen in der Bundesrepublik Deutschland, in: MittAB 2/1980, S. 184-212.

1. Problemstellung

In der ersten Untersuchungsphase^{1a)} des IAB-Projektes 4-238 „Mögliche Auswirkungen der Bildungsexpansion auf die Einkommensstruktur“ wurden die Datengrundlagen der Beschäftigtenstatistik vorgestellt und die Zusammenhänge zwischen der Verteilung der Beschäftigten, gegliedert u. a. nach Bildung und Beruf, mit den entsprechenden qualifikationsspezifischen Verdiensten für die Jahre 1974 bis 1976 deskriptiv-statistisch wiedergegeben. Damit konnte ein erster Überblick über die Entwicklung der Strukturen in drei Referenzjahren geliefert werden. Soll dieses Material in der Folge tiefer analysiert werden, so ist die schwierige Entscheidung über den zu wählenden Analyseansatz zu fällen. Diese ist deshalb so heikel, weil sich an der Schnittlinie zwischen Beschäftigtenentwicklung und Verdiensten nationalökonomische, sowie andere sozialwissenschaftliche Probleme und Forschungskonzepte besonders dicht bündeln. Es geht um Fragen

- der Auswirkungen von quantitativer Bildungsexpansion,
- über autonome mengenmäßige bzw. einkommensinduzierte Arbeitsmarktprozesse,
- der Erklärung der Verdienstrelationen,
- der Analyse von Lebenseinkommensprofilen u. v. a. m.

Je nach Ideologie und theoretischer Schule bieten sich widerstreitende Analysekonzepte an. Als wichtig sind in Erinnerung zu rufen: Traditionelle Bedarfs- bzw. Angebotskonzepte (manpower requirement- bzw. social demand-Ansätze), Humankapitaltheorie, Screening-Theorie, Segmentations- und Diskriminierungstheorie, Arbeitsplatz-

Wettbewerbskonzept, andere Theorien der personellen Einkommensverteilung usw.²⁾.

Die Entscheidung in dieser Untersuchungsphase fiel zugunsten einer Analyse mit Hilfe der Verdienstfunktion (earnings function) aus, die durch einen Humankapitalansatz i. w. S. fundiert ist. Die bisherigen Kreuztabellierungen von Beschäftigten und Verdiensten gaben zwar Zusammenhänge wieder, lieferten aber kein Erklärungsmodell. Auch traditionelle Ertragsratenberechnungen unterstellen nur Zusammenhänge, ohne über Erklärungsanteile und Stärke von Einflüssen Aussagen treffen zu können. Um solchen Fragen vertieft nachgehen zu können, bieten sich gemäß einer Fülle von internationalen Vorbildern Regressionsanalysen an, welche die Streuung der (Logarithmen der) Verdienste in Abhängigkeit von einer Reihe von – meist personenbezogenen – Variablen bringen. Dieses Instrument der Verdienstfunktion nimmt zur Erklärung von Alters-Verdienst-Profilen theoretisch und statistisch in der internationalen Literatur einen breiten Raum ein.

Versucht man die engere Aufgabenstellung dieser Studie kurz zusammenzufassen, so können folgende Leitgedanken formuliert werden:

- (1) Ausgehend von einer statistischen Analyse der Verdienstverteilung sollen Einflußgrößen und Verhaltensweisen, die die Einkommensverteilung bestimmen können, untersucht werden. Da „Altern“ allein kein bewußtes, die Verdienstverteilung beeinflussendes Verhalten ist, werden die Bildungsdauer bzw. Bildungsstufen als eine erste wichtige Determinante herangezogen.
- (2) Dazu wird das Kalkül der schulischen (formalen Bildung) und nachschulischen („Berufserfahrung“) Investitionen in Humankapital eingesetzt und regressionsanalytisch getestet.
- (3) Aus diesen Regressionsgleichungen werden bildungsspezifische Ertragsraten ermittelt.
- (4) Darüber hinaus werden noch andere Einflußfaktoren der Verteilung der Verdienste herangezogen und deren Einflußstärke gemessen.
- (5) Es sollen somit unter anderem Indizien der Funktionsweise eines auch auf Faktorpreissignale reagierenden Arbeitsmarktes (gegliedert nach Qualifikationen und anderen Merkmalen) gewonnen und damit die bisher überwiegenden Mengenbilanzen von Arbeitsmarktdiagnosen ergänzt werden.

Daß solche Analysen auch für politische Entscheidungen wichtig sind, dürfte keine tiefere Erläuterung erfordern. Zu bekannt sind die Auseinandersetzungen um die Gerechtigkeit der Einkommensverteilung im allgemeinen, um Mög-

lichkeiten zur Reduzierung von Disparitäten im Wege z. B. kompensatorischer Bildungspolitik, um die Rentabilität verschiedener Ausbildungsgänge, um die geschlechts-, status- und berufsspezifischen Verdienstunterschiede, um die Zusammenhänge zwischen Bildungsexpansion und Verdienstverteilung usw.

2. Der analytische Rahmen

2.1 Theoretische Grundlagen

2.1.1 Der Partialcharakter von Verdienstfunktionen

Lebenseinkommensprofile bzw. Alters-Einkommen-Profile zeigen – in allen Ländern – einen sehr typischen parabolischen Verlauf, wenn sie nach Qualifikationshöhe (Bildung) gegliedert dargestellt werden. Es drängt sich daher auf, diese spezielle Streuung der Einkommen bzw. Verdienste³⁾ mit erklärenden Variablen zu analysieren, welche personenbezogene Merkmale ausdrücken. Aus der Sicht des Ökonomen mit Allgemeinheitsanspruch ist dies wenig befriedigend, da ihm Preise nur durch die Wirkung von Angebots-/Nachfragerelationen verständlich sind. Die Erklärung der Verdienste im Sinne einer expliziten Faktorpreistheorie kann daher nicht nur individuelle Charakteristika, wie Alter, Geschlecht, Bildung, soziale Herkunft, u. ä. mit einem theoretisch fundierten Angebotsverhalten heranziehen, sie muß auch die sich aus der Ausstattung von Arbeitsplätzen ergebenden Anforderungen, verbunden mit einem (grenzproduktivitäts-, segmentations- oder diskriminierungstheoretischen) Nachfrageverhalten berücksichtigen. Verständlicherweise sind bei der Zuordnung von Arbeitsplätzen zu Arbeitskräften Substituierbarkeiten sowie die Lohnflexibilität von großer Bedeutung. Bei hoher Substitution und flexiblen Löhnen ist eine Konzentration auf die Angebotsseite vertretbar.

Vollständigere Erklärungsansätze der Verdienstverteilung sind zwar theoretisch plausibel, aber analytisch schwer erfüllbar. Von daher ist es verständlich, daß sich personenbezogene Partialansätze einer großen Beliebtheit erfreuen, selbst wenn ihr Ergebnis mit einem niedrigen Korrelationskoeffizienten bezahlt werden muß⁴⁾, ihre theoretischen Verhaltensannahmen sich nur auf einen Teil des Phänomens beziehen können und dabei den (größeren) Rest in ceteris paribus Klauseln oder empirisch leicht zurückzuweisende Hypothesen (wie die hohen Substitutionselastizitäten der neoklassischen Humankapitaltheorie) hineindrängen müssen.

Aufgabe der Ansätze auf der Basis personenbezogener Merkmale ist es jedenfalls, jene persönlichen Determinanten aufzudecken, die eine bestimmte „Verdiensterzielungskapazität“ (potentielles Lebenseinkommen) wahrscheinlich machen.

Diese funktionale Relation ist nichts anderes als die Verdienstfunktion (earnings function). Die Spezifikation dieser Funktion sieht je nach theoretischer Fundierung recht verschieden aus. Soziologen, Psychologen und eklektische Ökonomen nehmen eine Vielzahl von Einflußfaktoren auf. Auf dieser Linie wird beispielsweise in vielen Arbeiten von P. Taubmann⁵⁾ sehr differenziert vor allem den Einflüssen von vererbter und anerzogener Intelligenz sowie Wirkungen der familiären und sozialen „Umwelt“ im Zusammenhang mit Qualifikationsvariablen i. e. S. nachgegangen. Dieses Vorgehen kann zwar noch als „Humankapitalansatz“ in weitherziger Auslegung angesehen werden, vor allem weil ein investives Bildungsverhalten als wichtiges Bestimmungs-

²⁾ Vgl. als Überblick hierzu z. B. Blaug, M., The Empirical Status of Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey, in: Journal of Economic Literature 14, 1976, S. 827-855; Cain, G. G., The Challenge of Segmented Labor Market Theories for Orthodox Theory: A Survey, in: Journal of Economic Literature 15, 1977, S. 1215-1273; Sattinger, M., Capital and the Distribution of Labor Earnings, Amsterdam et al. 1980.

³⁾ Der allgemeine Begriff „Einkommen“ umfaßt Bestandteile, die die Beschäftigtenstatistik nicht erfaßt. Es wird deshalb sachentsprechend nur der Begriff der Verdienste (earnings) verwendet.

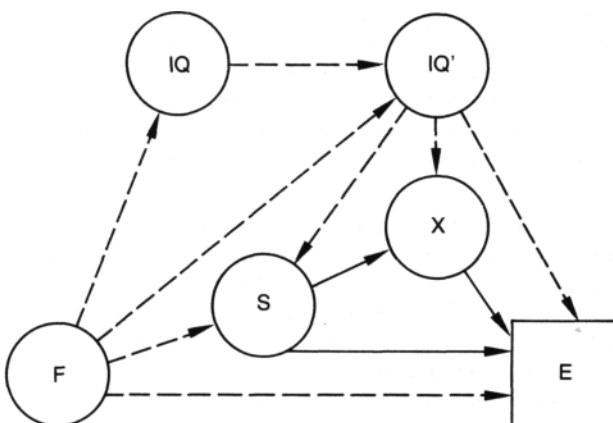
⁴⁾ Dies ist z. T. natürlich auf die Verwendung von Querschnittsdaten zurückzuführen.

⁵⁾ Vgl. z. B. Behrmann, J. R., Z. Hrubec, P. Taubmann, T. J. Wales, Socioeconomic Success, A study of the effects of genetic endowments, family environment, and schooling, Amsterdam, New York, Oxford 1980 und die dort zitierte Literatur.

stück in all diesen Funktionen auftritt. Die dogmatischere Humankapitaltheorie der Columbia-Chicago-Prägung⁶⁾ steht einem solch breiten Ansatz jedoch eher distanziert gegenüber. Sicherlich bedeutet ein eklektischer Ansatz einen gewissen Verzicht auf rigorose theoretische Untermauerung der empirischen Schätzungen. Allerdings liegt der Gewinn an Informationen durch Einbeziehung von vielfältigen Wirkungen auf der Hand, und sei es nur zur besseren Interpretation der den Bildungsvariablen zugeordneten Koeffizienten.

Würden somit diese Humankapitalansätze i. w. S. von Dogmatikern günstigenfalls zum „protective belt“ (M. Blaug⁷⁾) gezählt werden, so ist es der Ehrgeiz des „hard core“ der Humankapitaltheorie, mit einem Minimum an erklärenden Variablen das Verhalten der Individuen einzufangen und so möglichst viel der Verdienststreuung zu erklären. So wird in der Tradition von T. W. Schultz, J. Mincer und G. S. Becker Bildung als Investition zum Zwecke späterer Einkommenssteigerung aufgefaßt. Schulische und nachschulische Bildungsinvestitionen stellen die zentralen (und meist ausschließlichen) Variablen zur Erklärung der typischen Lebensinkommensprofile dar.

Ganz einfach könnte man also den Unterschied zwischen humankapitaltheoretischen Ansätzen i. e. S. und weiteren Konzepten wie folgt graphisch darstellen:



mit:

- E = Verdienste
- S = formale Schulbildung
- X = nachschulische Bildung (u. U. am Arbeitsplatz)
- F = Variable der familiären und sozialen Umwelt
- IQ = vererbte Intelligenz (Begabung)
- IQ' = anezogene Intelligenz

Der Kern des humankapitaltheoretischen Modells beschränkt sich auf die Einflüsse der durchgezogenen Linien, die allerdings ohne weiteres auch Wirkungen der anderen Variablen repräsentieren können.

2.1.2 Die Essenz der Theorie der Humankapitalansätze

Eine Verdienstoffunktion soll die relevanten Informationen über die Einflüsse beinhalten, welche die Verdienste (die Arbeitseinkommen, das Lebensverdienstprofil, das Alter-Verdienst-Profil usw.) eines Individuums oder einer Gruppe bestimmen. Läßt man die Seite der abgeleiteten Faktornachfrage (Realkapital, Technologie in Zusammenhang mit Arbeit) außer Ansatz und schränkt auch die Determinanten des Entlohnungsprozesses (z. B. auf das Wirken des Grenzproduktivitätsprinzips) ein, dann ergibt sich die Verdienstoffunktion als eine Funktion des Angebots an Humankapital.

Um die Parameter der Verdienstoffunktion interpretieren zu können, ist es wichtig sich klarzumachen, ob es sich jeweils um die Struktur- oder reduzierte Form der Funktion handelt. Im ersten Fall wird eher Einblick in den Mechanismen des Zustandekommens der Verdienste gewonnen, bei der reduzierten Form werden die Gesamteffekte der modellexogenen Einflußgrößen betont. Ein einfaches Strukturmodell (mit den Variablen wie vorstehend und u als unerklärter Restvariablen) sei beispielsweise:

$$(1) E = a + bS + cIQ' + u_1$$

$$(2) IQ' = d + eS + u_2.$$

Setzt man (2) in (1) ein, so ergibt sich die reduzierte Form als

$$(3) E = (a + cd) + (b + ce)S + u_1 + cu_2,$$

in welcher der Parameter von S die direkten und indirekten Wirkungen ausdrückt, wohingegen in der Strukturform durch b nur der direkte Effekt der Bildungsvariablen aufscheint.

Um weiters die Koeffizienten einer kausalen Interpretation zuzuführen (und damit das Modell auch politisch besser verwendbar zu machen), muß die funktionale Beziehung auf einer expliziten Theorie beruhen. Viele Verdienstoffunktionen reihen einfach eine Fülle von erklärenden Variablen aneinander. Das kann als „mechanical curve fitting“ stigmatisiert werden. Jenen Verdienstoffunktionen, welche Erbanlagen, die familiäre Herkunft, den sozialen Hintergrund, den Bildungsweg, die Berufsposition und vieles andere mehr aufnehmen, werden mit größerem theoretischen Anspruch Funktionen gegenübergestellt, die ein ganz bestimmtes Verhalten analysieren und damit die Verdiensterzielungskapazität abbilden⁸⁾.

Den bisher theoretisch anspruchsvollsten und ausgereiftesten Entwurf im Rahmen der Humankapitalanalysen stellt die Humankapitaltheorie dar. Die zentrale Verhaltenshypothese dabei lautet, daß der Zeitpunkt der Verdiensterzielung aufgeschoben wird, um in Humankapital zu investieren, damit später höhere Erträge erzielt werden können. Die Verdienste eines Individuums setzen sich also zusammen aus den Verdiensten aus seinen „natürlichen Fähigkeiten“ ohne weitere Ausbildungsinvestitionen („natürliches Einkommen“) und der Summe der Erträge als Resultat von Humankapitalinvestitionen. Nimmt man die Periodenerträge als konstant an, so kann man für einen sehr langen

$$E_i = B_i + \sum_{j=1}^m r_{ij} C_{ij}$$

mit E_i = Verdienste der i'ten Person, B_i = Verdienste ohne Humankapitalinvestitionen, r_{ij} = Ertragsrate für die Person i der j'ten Humankapitalinvestitionen, C_{ij} = Aufwand für die j'te Investition durch Person i.

⁶⁾ Becker, G. S., Human Capital (2nd ed.), New York 1975.

⁷⁾ Blaug, M., The Empirical Status of Human Capital Theory, a. a. O.

⁸⁾ „... a theory of income distribution need not be a patchwork of Pareto distributions, ability vectors, and the toss of a coin, but can wear clothing as neat as that worn by the theory of household and firms“. Becker, G. S., B. R. Chiswick, The Economics of Education: Education and the Distribution of Earnings, in: American Economic Review 1966 (Papers and Proceedings), S. 369.

In diesem Ansatz muß nun in der Folge explizit das Investitionsverhalten formuliert werden. Hierbei wird ein rationales Optimierungsverhalten der Individuen postuliert, gemäß welchem solange in zusätzliches Humankapital (Bildung) investiert wird, als der interne Zinsfuß, der die Kosten dieser Investition mit den zusätzlichen Erträgen ausgleicht, über dem (Markt-)Zinssatz für alternative Anlagemöglichkeiten liegt. In einem Angebots-/Nachfrageschema für Humankapitalinvestitionen⁹⁾ ergibt sich die optimale Bildungsnachfrage im Schnittpunkt der Grenzkostenkurve der Bildungsfinanzierung (Angebot an Finanzmitteln) mit der Grenzertragskurve der Bildung (Nachfrage), bei der die marginale Ertragsrate gleich dem marginalen Zinssatz der Finanzierungskosten ist¹⁰⁾.

Diese grundsätzliche Bedingung für ein optimales Verhalten ist in praxi nur schwer einlösbar. Weder sind die tatsächlichen monetären Aufwendungen der Individuen für Bildungsinvestitionen bekannt (außer Opportunitätskosten) – weshalb sie meist durch die Bildungsdauer approximiert werden müssen –, noch kennt man die spezifischen Ertragsströme bzw. die Ertragsraten einer Person über ihren ganzen Lebenslauf hinweg. Aus diesem Grund wird ein außerordentlicher Erfindungsreichtum entwickelt, um trotz dieses Mangels an statistischen Informationen Verdienstfunktionen zu spezifizieren, die als erklärende (rechte) Seite der Gleichung das unterstellte Investitionsverhalten annähernd wiedergeben. Die verbreitetste Spezifikation stammt von J. Mincer, die zweifellos am ingenösesten ist¹¹⁾. Gerade deshalb aber sind ihre Annahmen über Investitionsverläufe und Ertragsraten sorgfältig zu beachten, die in Kapitel 2.1.4 erörtert werden.

Selbst mit dieser ausgeklügelten Spezifikation gelingt es aber nicht, durch die Variablen „Schule“ und „Berufserfahrung“ mehr als rund ein Drittel der Streuung der Verdienste zu erklären. G. S. Becker begründet dies damit, daß die Angebots- und Nachfragefunktionen der Individuen für die Finanzierung von Humankapitalinvestitionen durchaus unterschiedlich liegen können, je nach Begabung, sozialer Herkunft, Zutrittsmöglichkeiten zu den Kapitalmärkten usw. Deshalb müßten selbst bei gleicher Investition die Verdienste und Ertragsraten bei verschiedenen Personen streuen¹²⁾. Da dies in gewissem Widerspruch zum neoklassischen, humankapitaltheoretischen Grundsatz des Ausgleichs der Barwerte der Einkommen (bzw. der Ertragsraten) durch Bildungsinvestitionen steht, kann sich P. Taubman des Kommentars nicht enthalten „... recall, however, that equilibrium was obtained by the market adjusting wage rates by occupation or skill level. If the market cannot do

more than distinguish people by their education level, the market cannot adjust wages so that the rate of return from investment is equal to the cost of borrowing financial capital for each person. In other words, full equilibrium and the results based upon it, . . . cannot hold fully“¹³⁾.

Von daher ist es verständlich, daß die außerordentliche Leistung der Humankapitaltheorie von der Gefahr bedroht gesehen wird, in Dogmatismus zu versteinern¹⁴⁾. Selbst Ökonomen, die keine Liaison mit der Soziologie oder Psychologie eingegangen sind oder aufnehmen wollen, meinen, man solle in bezug auf die funktionelle Form weniger doktrinär sein. „An eclectic model, conforming to the spirit, though not to the letter, of Mincer might be:

$$\log W = f(S, X_1, X_2, \text{other variables})^{p15)},$$

mit W (hier wegen angenommener Proportionalität zu E) als Lohnsatz, S = Schuljahre, X_1 und X_2 sind Berufserfahrungsvariable.

2.1.3 Verdienstfunktion und Ertragsraten

Verdienstfunktionen können abgesehen von ihrem sonstigen analytischen Einsatz zur Berechnung von bildungsspezifischen Ertragsraten herangezogen werden. Dabei sind allerdings verschiedene Typen von Renditen sorgfältig zu unterscheiden, die sich aus unterschiedlichen Datenbasen (Quer- oder Längsschnitt), aus individuellen bzw. gruppenspezifischen Berechnungen oder aus der gewählten Spezifikation (durchschnittliche gegenüber marginalen Raten) ergeben.

Individuelle Kalküle liegen dem Mincer-Modell zugrunde, in dem die individuellen Gegenwartswerte der Lebensverdienste zweier unterschiedlich ausgebildeter Personen verglichen werden. Dieser Ansatz wäre aber nicht schätzbar, da Longitudinaldaten über den Lebenslauf nicht vorliegen. Durch die Mincer'sche Annahme, daß die Erwerbjsjahre für alle Individuen gleich sind und die Barwerte der Lebensverdienste unterschiedlich ausgebildeter Personen gleich sind, ergibt sich der einfache Schätzansatz

$$\ln E_t = \ln E_0 + r S$$

(mit E_t als Verdienst einer Person mit t Schuljahren, E_0 als Basisverdienst ohne Ausbildung und S als Anzahl der Schuljahre), sowie eine Durchschnittsrendite r eines Schuljahres der betrachteten Gruppe von Individuen. Diese Ertragsrate wird geschätzt durch die Regression von individuellen Querschnittsverdiensten mit den entsprechenden Schulbesuchsjahren. Die Regression mit Hilfe von Querschnittsdaten führt somit zu gruppenspezifischen Ertragsraten, während Longitudinaldaten für einzelne Individuen individuelle Ertragsratenschätzungen ergeben. Dabei tritt dann aber das Problem auf, daß die Schuldauer (Primärausbildung) des Individuums im Zeitverlauf eine Konstante ist, sich somit $\ln E_0$ von $r S$ nicht abspalten läßt¹⁶⁾.

Zu unterscheiden sind ferner im Modellansatz durchschnittliche und marginale Ertragsraten. Im einfachen Schooling-Modell fallen Durchschnittsrendite und marginale Rendite zusammen. Entsprechendes gilt auch, wenn die Ausbildungshöhe in Form von Dummy-Variablen berücksichtigt wird. Eine solche Spezifikation erlaubt die Berechnung von ausbildungsniveauspezifischen Durchschnittsrenditen, wenn die durchschnittlichen Differenzen der Ausbildungsdauer berücksichtigt werden (vgl. Anhang 2).

⁹⁾ Becker, G. S., Human Capital and the Personal Distribution of Income (Woytinsky Lecture No. 1), Ann Arbor, Michigan 1967.

¹⁰⁾ Ein erweitertes Schema, in dem neben dem Investitionsmotiv auch noch das Konsumverhalten den Finanzierungskosten zur Bestimmung der Bildungsnachfrage gegenübergestellt wird, spezifiziert Tannen, M. B., The Investment Motive for Attending College, in: Industrial and Labor Relations Review, Vol 31, No. 4, July 1978, S. 489.

¹¹⁾ Mincer, J., Schooling, experience and earnings, New York 1974.

¹²⁾ Becker, G. S., Woytinsky Lecture, a. a. O., S. 23 ff. Für einen empirischen Test vgl. Lévy-Garboua, L., Education, origine sociale et distribution des gains, in: Eicher, J.-C., Economie de l'éducation, Paris 1979, S. 29 ff.

¹³⁾ Taubman, P., Income Distribution and Redistribution, Reading, Mass. et al. 1978, S. 39.

¹⁴⁾ Blinder, A. S., On Dogmatism in Human Capital Theory, in: Journal of Human Resources, Vol. XI, No. 1, Winter 1976, S. 8.

¹⁵⁾ Blinder, A. S., a. a. O., S. 17.

¹⁶⁾ Vgl. aber zur Kombination von Querschnitts- und Längsschnittregressionen der Verdienste: Borjas, G.J., J. Mincer, The Distribution of Earnings Profiles in Longitudinal Data, in: Griliches, Z., u. a. Income Distribution and Economic Inequality, Frankfurt a. M. 1978.

Wählt man eine andere Modellspezifikation, indem eine nachschulische Bildungsinvestition („Berufserfahrungsjahre“) approximiert sowie ein multiplikatives Glied aus Schuldauer und Berufsjahren („interaction-term“) berücksichtigt wird, so ergibt sich:

$$\ln E = \ln E_0 + b_1 S + b_2 X + b_3 (S \cdot X).$$

Differenziert man nach S, so ergibt sich die Grenzertragsrate des Schuljahres mit

$$b_1 + b_3 X,$$

d. h. diese variiert in ihrer Höhe mit der experience-Variablen und ist verschieden von der Durchschnittsrate des Schuljahres in diesem Modell.

2.1.4 Annahmen der humankapitaltheoretischen Verdienstfunktion

Eine weitgehende Zurückführung von Verdienstdifferentia- len auf Unterschiede in der formalen Bildungsdauer wird - selbst bei aller Akzeptanz des Investitionscharakters von Bildung – nicht ausreichen. Die theoretische Verhaltensannahme muß deshalb erweitert werden.

Einen wesentlichen Beitrag dazu hat J. Mincer geleistet¹⁷⁾. Das reine Schulmodell sei insofern eine Vereinfachung der Humankapitaltheorie, als nach Abschluß der formalen Schuldauer die Humankapitalinvestitionen als beendet angenommen werden. Eine mögliche Erweiterung des Ansatzes, nämlich die Einbeziehung von Alter wird von Mincer mit dem Argument abgelehnt, daß dies ein rein „biologisches“ Modell der Erklärung von Verdienstprofilen sei.

Viel wichtiger seien die Jahre der „Berufserfahrung“. Der Unterschied zwischen „Alter-Verdienst-Profilen“ und „Erfahrung-Verdienst-Profilen“ ist tatsächlich drastisch¹⁸⁾.

Die Profile der (Logarithmen der) Jahresverdienste werden bei der Verwendung von „Erfahrungsjahren“ statt „Altersjahren“ deutlich entzerrt. Gegen Ende der Zeitachse werden die Altersprofile eher flach, die Erfahrungsprofile stärker konvergent. Aus dem typischen Verdienstprofil zieht J. Mincer noch einen weiteren Schluß: Wenn es wahrscheinlich ist, daß die Nettohumankapitalinvestitionen aus Renditeerwägungen mit fortschreitender Zeit immer mehr zurückgehen, so muß sich (zumindest in relativen Zuwächsen) der festgestellte, ausgeprägt konkave Verlauf der Profile ergeben. Eine aus dem Schulmodell abgeleitete vollständigere Verdienstfunktion sei deshalb um einen nichtlinearen (quadratischen) Erfahrungs-Term zu ergänzen (im Ergebnis erweise sich eine logarithmische Parabel oder eine Gompertz-Kurve als gut geeignete Funktionsform)¹⁹⁾.

Das Weiterbildungsverhalten wird bei Mincer und anderen wie folgt theoretisch abgestützt. Der Ansatz geht von der

einfachen Beobachtung aus, daß die Individuen auch nach dem formalen Bildungsabschluß noch weiter in sich investieren. Diese Humankapitalinvestitionen können außerordentlich vielfältig sein: z. B. ein Zurückstauen einer kurzfristigen Verdienstmaximierung zugunsten einer längerfristigen Karriereplanung, Berufssuche, Mobilität, Freizeiteinbußen, Weiterbildung am oder außerhalb des Arbeitsplatzes usw. Eine Zeitlang liegen die Verdienste der „Investoren in nachschulische Ausbildung“ unter denen der „Nicht-Investoren in nachschulische Ausbildung“. Später ergeben sich allerdings Erträge aus dieser investiven Verdienstaufschiebung, so daß den Investoren nachher anhaltend höhere Verdienstströme zufließen. Nach einigen Jahren erreichen die Verdienste des Nachschul-Investors die diskontierte Verdiensterzielungskapazität des Nicht-Investors. Dies erfolgt beim „overtaking“ (crossing-)point, welcher nach Mincer rund 7 bis 9 Jahre Berufserfahrung erfordert.

Dieses Verhalten wird von Mincer unter Zuhilfenahme einer Reihe von z. T. leider recht restriktiven Hypothesen, die vor allem aus den üblicherweise nicht gemessenen Weiterbildungsinvestitionen resultieren, formalisiert. Im Ergebnis entsteht eine sehr einfache Verdienstfunktion vom Typ²⁰⁾:

$$(1) \ln E_t = \ln E'_0 + rS + r' \sum_{j=0}^{t-1} k_j + \ln (1-k_t).$$

Dabei bedeuten die bisher noch nicht verwendeten Symbole: E_t = die erzielten Verdienste in t Berufsjahren, E'_0 = die Verdiensterzielungskapazität im Basisjahr, $k = \frac{C}{E}$ Anteil der nachschulischen Investitionen C an der Verdiensterzielungskapazität, gemessen meist in Form von Zeitdauer. D. h. also, der erzielte Verdienst im Jahre t ist abhängig von einer Basisverdiensterzielungskapazität, der Schuldauer und ihrer Rendite r, der Rendite der nachschulischen Investitionen r' und der Anteile k_j an der Verdiensterzielungskapazität, die für nachschulische Investitionen eingesetzt werden.

Aus dieser Gleichung entsteht:

$$(2) \ln E = b_0 + b_1 S + b_2 X + b_3 X^2,$$

mit $b_0 = \ln E'_0 - k_0$ als Abbruchglied von $\ln (1-k_j)$, $b_1 = r$, $b_2 = r' \cdot k_0$, $b_3 = -\frac{r' \cdot \beta}{2}$, aus $k_j = k_0 - \beta X$, mit X, wie erwähnt, gemessen in Berufsjahren (Alter-S-6).

In diesen Terms wird einerseits deutlich, daß die Funktion (1) nur gilt, wenn ein linearer Abfall der nachschulischen Investitionsanteile über die Periode 0 bis t-1 (Verlauf der nachschulischen Bildungsinvestitionen über die Erwerbperiode) gilt und andererseits aber auch, daß nur die b-Koeffizienten geschätzt werden können, nicht aber die nachschulischen Renditen r' sowie der Investitionsanteil k_0 . Aus dieser Schwierigkeit hilft auch der Weg, andere Funktionstypen für den zeitlichen Verlauf von k_j anzusetzen (z. B. loglineare, parabolische, exponentielle, Gompertz-Funktion²¹⁾), nicht heraus, da die dahinterstehenden humankapitaltheoretischen Hypothesen über das nachschulische Investitionsverhalten der Individuen im Verlauf ihres Erwerbslebens empirisch nicht getestet werden können, solange keine Zeitreihendaten für k_j bzw. hilfswise Querschnittsdaten (Altersprofile) für k_j vorliegen.

Es bleibt daher als methodischer Weg nur übrig, alternative Funktionstypen auf ihre Anpassungsfähigkeit hin zu testen, um indirekt mit Hilfe der Länge der Erwerbsdauer Aufschlüsse über das Investitionsverhalten zu erhalten, ohne aber quantitative Aussagen über k_0 und r' treffen zu können.

¹⁷⁾ Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*, New York 1974.

¹⁸⁾ Mincer, J., *Schooling ... a. a. O.*, S. 68.

¹⁹⁾ Für eine mathematisch-statistische Bestätigung vgl. Heckman, J., S. Polachek, *Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling-Relationship*, in: *The Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69, June 1974, S. 350 ff.

²⁰⁾ Vgl. dazu z. B. Borjas, G. J., J. Mincer, *The Distribution of Earnings Profiles*, a. a. O., S. 175 ff.

²¹⁾ Vgl. Mincer, J., *Schooling ... a. a. O.*, S. 83 ff.

Immerhin erweist sich die Funktion (2) nicht nur empirisch dem einfachen Schulmodell überlegen²²⁾; sie erlaubt es auch, die Überlegungen zwischen alternativem Verhalten des Investors in nachschulische Ausbildung und des Nicht-Investors präziser anzustellen. Damit können auch die Effekte der „Schulinvestitionen“ im Vergleich zur Beurteilung der Berufserfahrung schärfer beurteilt werden:

Im reinen Schulmodell, mit $k_t = 1$ ergibt sich das schulisch induzierte Verdienstpotalential aus

$$\ln E'_s = \ln E'_o + rS.$$

Da nun aber nachschulische Humankapitalinvestitionen vorliegen, ist E_s nicht beobachtbar, sondern nur $E'_o = E_s - C_o$. Am Anfang liegen nun die beobachteten Verdienste unter den potentiellen Verdiensten des Schulmodelles. Verwendet man den durchschnittlichen internen Zinsfuß als Diskontierungssatz, so kann dieses schulische Verdienstpotalential als Horizontale (auf der logarithmischen Skala) bestimmt werden. Ein Schnittpunkt dieser Kurve mit dem mit der gleichen Ertragsrate r diskontierten tatsächlichen Verdienststrom von E_t wird dann als der „overtaking point“ bezeichnet. Zu Beginn der Nachschul-Perioden gilt noch

$$E_o = \ln E'_s + \ln(1 - k_o),$$

so daß $\ln E_o < \ln E'_s$ ist. Mit weitergehender Investition gilt:

$$\ln E_t = \ln E'_s + r' \sum_{j=0}^{t-1} k_j + \ln(1 - k_t),$$

wobei das positive zweite Term in der Gleichung das negative dritte auszugleichen beginnt. Am „Überholpunkt“ des Berufalters \hat{t} gilt $E_t = E'_s$. Dies ist ungefähr bei $\frac{1}{r}$ Jahren Berufserfahrung, was 7 bis 9 Jahren (gemäß den Berechnungen von J. Mincer²³⁾ entspricht, der Fall.

Bei erweiterten „Schul-Berufsalter-Verdienstfunktionen“ ist schließlich noch die Interaktion zwischen formaler Schuldauer und Weiterbildung zu erörtern. Die Funktion wird dann z. B. zu:

$$\ln E = c_o + c_1S + c_2X + c_3X^2 + c_4S \cdot X$$

$$\frac{\partial \ln E}{\partial X} = c_2 + 2c_3X + c_4S.$$

Dies bedeutet, daß die Verdienst-Berufserfahrungsprofile bei gegebener Schuldauer S jeweils ein Maximum bei einem bestimmten Berufsalter besitzen bzw. gegen dieses Maximum konvergieren und bei gegebenen empirischen Werten²⁴⁾ auch der Anstieg der Profilkfunktionen bei steigenden Schuljahren flacher wird. D. h. diejenigen, die längere Ausbildungszeiten absolviert haben, neigen nach ihrem Ausbildungsabschluß dazu, weniger Zeit im Laufe der Erwerbstätigkeit für nachschulische Investitionen zu verwenden.

Alle bisherigen Überlegungen sind noch im „hard core“ des Humankapitalansatzes unterzubringen. Zusätzliche Einflüsse über Humankapitalvariablen i. e. S. hinausgehend kamen noch nicht zur Sprache.

²²⁾ Vgl. auch Helberger, C., Bildung und Einkommensverteilung. Habilitationsschrift, Frankfurt a. M. 1978 (Vervielfältigtes Manuskript), S. 83.

²³⁾ Vgl. jedoch Brown, Ch., „The overtaking point revisited“, in: Review of Economics & Statistics, Vol. LXII, No. 2, May 1980, S. 309 f.

²⁴⁾ Vgl. die Profile bei Mincer, J., a. a. O., S. 68.

²⁵⁾ Mincer, J., in: Atkinson, A. B., The Personal Distribution of Incomes, London 1976, S. 157.

²⁶⁾ Clement, W., M. Tessaring, G. Weißhuhn, Zur Entwicklung der qualifikationsspezifischen Einkommensrelationen ... a. a. O.

²⁷⁾ Vgl. dieselben wieder zur Abgrenzung und Merkmalsausprägungen, a. a. O.

Bei der empirischen Prüfung der reinen humankapitaltheoretischen Ansätze zur Analyse des Einflusses von Schuldauer, Bildungsabschluß und Berufserfahrung auf die Verdiensthöhe zeigt sich aber, daß die Werte des Bestimmtheitsmaßes darauf hindeuten, daß diese Variablen die Verdienststreuung nur zum Teil erklären können. Dies selbst dann, wenn man berücksichtigt, daß es sich um Querschnittsanalysen handelt, und schon deshalb das Bestimmtheitsmaß kleiner ausfällt.

Dies wirft die heikle Frage auf, inwieweit die Häresie in der Welt der Humankapitaltheorie zugelassen werden soll. Die Phantasie, welche ergänzenden Variable noch in Verdienstfunktionen aufgenommen werden sollen, ist sicher nur durch die Verfügbarkeit von Statistiken begrenzt. Vorfindbar ist nahezu alles von Religion, Hautfarbe, Beruf, Branche, regionaler Herkunft bis zu Variablen betreffend die Einstellung zu materiellen Anreizen und Karriere oder Risikoverhalten.

Als besonderes Problem wird hierbei die Frage der Einbeziehung der Berufe als verdienstbestimmende Variable gesehen. Diese könne nämlich auch als Ausdruck der schulischen und nachschulischen Bildung verstanden werden:

„... occupations can be viewed as a composite of skills acquired both in schooling and on-the-job“.²⁵⁾ Die dem neoklassischen Ansatz typische, rein angebotsseitige Perspektive dominiert hier deutlich. Andererseits könnten Berufe (und Branchen noch mehr) als Kontrollvariablen aufgefaßt werden, die den Individuen exogen sind. Es wäre dann über alle Berufe zu regressieren.

2.2 Die statistische Basis und ihre Aufbereitung

Den Ausgangspunkt der Analyse der Verdienste und der Verdienstverteilung bildet die Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit, die bislang für die Jahre 1974 bis 1977 zur Verfügung steht.²⁶⁾ Diese Statistik umfaßt sämtliche Sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer nach Verdiensthöhe (brutto) und u. a. folgenden Merkmalen:

- Geschlecht
- Wirtschaftszweig (Dreisteller) gemäß Klassifikation der Bundesanstalt für Arbeit
- Berufe (Dreisteller gemäß der Klassifizierung der Berufe 1975)
- Stellung im Beruf
- Ausbildungsniveau (formaler Abschluß)
- Alter
- Nationalität
- Teilzeit- und Vollbeschäftigung.

Nicht erfaßt sind dagegen die Beamten sowie die Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen²⁷⁾.

Das statistische Kernproblem für die vorliegende Analyse stellen die Verdienste dar. Die Verdienste der Sozialversicherungspflichtigen deutschen Arbeitnehmer werden individuell je Beschäftigungszeitraum erfaßt. Bei z. B. nur einem Betriebswechsel innerhalb eines Beobachtungsjahres liegen dann zwei Verdienstangaben vor. Daher wurde in Anbetracht der Möglichkeit der Veränderung verschiedener Einflußvariablen bei zwei oder mehreren Beschäftigungsverhältnissen nur dasjenige Arbeitsverhältnis herangezogen, das den 31. Mai jeden Jahres zeitlich überdeckt. Mit Hilfe der Angaben über die Dauer dieses Beschäftigungsverhältnisses konnte ein monatlicher Bruttoverdienst ermittelt werden. Diese Werte werden hier zugrundegelegt. Zur Veranschauli-

chung der zahlenmäßigen Größenordnungen seien in Tabelle 1 nochmals die durchschnittlichen Jahresverdienste in Abhängigkeit vom Bildungsniveau für das Jahr 1974 und 1976 wiedergegeben²⁸⁾.

Tabelle 1: Durchschnittliche Jahresverdienste¹⁾ im Jahre 1974 und 1976 in Abhängigkeit von der höchsten abgeschlossenen Ausbildung in DM

Ausbildung	Verdienst			
	1974	Index ²⁾	1976	Index ²⁾
Hochschule	41 694	259	46 320	243
Fachhochschule	38 292	236	41 544	218
Abgeschlossene Berufsausbildung	22 584	139	25 716	135
Abitur	24 864	154	25 920	136
Ohne abgeschlossene Berufsausbildung	16 200	100	19 044	100
Insgesamt	21 125	130	24 316	128

¹⁾ Medianverdienste

²⁾ ohne abgeschlossene Berufsausbildung = 100

Quelle: MittAB 2/1980, a.a.O., S. 204

Die Entwicklung der relativen Häufigkeiten der Qualifikationsstufen ist aus Tab. 2 ersichtlich.

Tabelle 2: Anteile der Beschäftigten nach Ausbildungsabschluß (in Prozent)¹⁾

Ausbildungsabschluß	Männer		Frauen		Insgesamt	
	1974	1977	1974	1977	1974	1977
Abitur	0,5	0,5	0,5	0,6	0,5	0,5
Abgeschlossene Berufsausbildung	67,9	68,9	54,3	58,0	62,7	64,8
Fachhochschule	2,4	2,6	0,5	0,6	1,7	1,9
Hochschule	2,3	2,6	0,9	1,2	1,7	2,1
Ohne abgeschlossene Berufsausbildung	26,9	25,4	43,8	39,6	33,4	30,7

¹⁾ Man muß beachten, daß diese Daten ohne Beamte und Selbständige zustandekommen. Daher ist der Akademikeranteil relativ niedrig.
Quelle: Vgl. Clement W., M. Tessaring, G. Weißhuhn, a.a.O., S. 204

Das durchschnittliche Berufsalter (Alter \times durchschnittliche Ausbildungsdauer \times Einschulungsalter) für Männer und Frauen betrug im Jahr 1974 (1977) 20,5 (20,8), wobei ein Sinken des Berufsalters aller höheren Qualifikationsstufen durch ein Steigen der niedrigeren überkompensiert wurde.

Einschränkungen in der Verwendung der Verdienstdaten in einer Regressionsanalyse ergeben sich durch das Abschneiden der Verdienstangaben an der Sozialversicherungspflichtgrenze (1974: DM 2500,-, 1975: 2800,-, 1976: DM 3100,-, 1977: DM 3400,-). Allerdings fallen diese Informationsverluste vornehmlich bei den Arbeitnehmern (insbesondere männlichen), die einen Fachhoch- bzw. Hochschulabschluß aufweisen, ins Gewicht. Dieser Tatbestand führte zur Anwendung eines Verfahrens, mit dessen Hilfe die Verdienste derjenigen Fälle, die über der Sozialversicherungspflichtgrenze (SVG) liegen, geschätzt wurden. Da die Verdienste

oberhalb der SVG nicht bekannt sind, mußte auf eine hypothetische Verteilungsfunktion zurückgegriffen werden. Es wurde angenommen, daß die Verdienstverteilung oberhalb der SVG einer log-normalen Verteilung folgt. Die Verwendung dieses Verteilungsmodells für eine Interpolation der Verdienste erfordert die empirische Kenntnis der Lageparameter dieser Verteilung (Mittelwert und Streuung), die jedoch unbekannt sind. Als Hilfslösung wurde daher jeweils ein Mittelwert unter Schließung der oberen Verdienstklassen (5000- DM 1974, 6000- DM 1977)²⁹⁾ bei Annahme von Gleichverteilung berechnet.

Relative Häufigkeit bis zur SVG und Mittelwert wurden sodann zur näherungsweise Berechnung der Varianz der (2parametrischen) log-Normalverteilung herangezogen. Personen, deren Verdienst über der SVG lag, wurde gemäß dieser Verteilungsfunktion ein hypothetischer Verdienst zugeordnet, wobei zur rechnerischen Vereinfachung die Verteilung in Klassen mit Distanzen von DM 220,- bis 250,- eingeteilt und innerhalb dieser Klassen linear approximiert wurde. Die Zuteilung erfolgte dabei innerhalb der Gliederungskriterien zufällig. Das Verfahren ermittelte für rund 350 000 Arbeitnehmer des jeweiligen Beobachtungsjahres (das sind ca. 2% der erfaßten Arbeitnehmer) „synthetische Verdienste“ über der SVG, so daß der Effekt des Abschneidens der Verdienstinformation seine Bedeutung weitgehend verlieren dürfte. Nochmals betont muß werden, daß von den vorliegenden Verteilungen der Verdienste nicht auf die Einkommensverteilung in der Bundesrepublik insgesamt geschlossen werden darf, da – wie erwähnt – die Beamten, Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen nicht in der Beschäftigtenstatistik aufscheinen. Dieser Umstand ist später naturgemäß auch bei der Interpretation der empirischen Resultate von Wichtigkeit.

2.3 Die spezifizierten Verdienstfunktionen

Die verfügbaren Merkmale in der Beschäftigtenstatistik machen zwar viele theoretische Desiderata unerfüllbar, reichen aber dennoch aus, um eine Reihe von Hypothesen zu testen.

In Verfolgung der erörterten theoretischen Grundlagen wird als Ausgangspunkt ein „Schulmodell“ spezifiziert, in welchem Bildung (jeweils höchster Bildungsabschluß mit standardisierter Ausbildungsdauer) als „quasi“-kontinuierlicher Variable herangezogen wird, wobei allerdings der jeweilige Bildungsgang erfolgreich durchlaufen worden sein muß. Unter dieser Einschränkung, daß nicht die tatsächliche Bildungsdauer bei den Individuen gemessen werden konnte, ist auch die Interpretation der „durchschnittlichen“ Bildungsrendite je Schuljahr zu sehen.

Somit ist es u. U. dann fast aufschlußreicher, sofort – wie im Modell zwei – mit diskontinuierlichen Schulvariablen (Dummies für die fünf Bildungsstufen) zu rechnen. Dabei ist das unterste Ausbildungsniveau (ohne Ausbildungsabschluß) als Standard (Vergleichs-) gruppe ausgewählt worden, um die Lösung des Normalgleichungssystems der Kleinst-Quadrat-Schätzung zu gewährleisten.

Die theoretische und empirische Mangelhaftigkeit des reinen Schulmodells legt – wie vorne ausgeführt – eine Erweiterung des Ansatzes um eine Proxy-Variablen für „Berufserfahrung“ (Weiterbildung während der Berufstätigkeit) nahe. Das unterschiedliche Erwerbsverhalten von Männern und Frauen erfordert in diesem Modell 3 eine leicht veränderte Spezifikation nach dem Geschlecht.

²⁸⁾ Vgl. Clement, W., M. Tessaring, G. Weißhuhn, a. a. O., S. 204.

²⁹⁾ Als Referenz dienten die Ergebnisse des Mikrozensus 1976.

Schließlich werden in einem sehr erweiterten Ansatz (Modell 4) die Bildungsvariablen noch um die Variablen „Stellung im Beruf“, „Berufsbereich“, „Wirtschaftszweig“ und „Arbeitszeit“, alle in diskontinuierlicher Form, kontrolliert.

Somit lassen sich die spezifizierten Verdienstoffunktionen wie folgt anschreiben:

Modell 1 (nur insgesamt):

$$\ln E = a_0 + a_1 S$$

Modell 2 (getrennt für Männer und Frauen):

$$\ln E = b_0 + b_1 \text{OBER} + b_2 \text{AB} + b_3 \text{ABER} + b_4 \text{FHS} + b_5 \text{HS}$$

Modell 3: *Männer*

Variante A:

$$\ln E = c_0 + c_1 S + c_2 X + c_3 X^2$$

Variante B:

$$\ln E = d_0 + d_1 S + d_2 X + d_3 X^2 + d_4 (S \cdot X)$$

Modell 4: *Männer*:

$$\begin{aligned} \ln E = & c_0 + c_1 \text{OBER} + c_2 \text{AB} + c_3 \text{ABER} + c_4 \text{FHS} + c_5 \text{HS} \\ & + c_6 X + c_7 X^2 + \sum_{i=8}^{11} e_i \text{STIB}_i + \sum_{j=12}^{19} e_j \text{BB}_j \\ & + \sum_{k=20}^{22} e_k \text{AZ}_k + \sum_{l=23}^{33} e_l \text{W}_l \end{aligned}$$

Bei Modell 3 und 4 werden für *Frauen* noch die Variablen X^3 und X^4 hinzugefügt.

Nachdem die abhängige Variable „Verdienste“ schon im Kapitel über die statistische Datenbasis erläutert wurde, seien nachstehend kurz die unabhängigen Variablen beschrieben:

1. *Schulvariable (S)* in Form standardisierter Ausbildungsgänge:

- Ohne beruflichen Abschluß (10 Jahre) – OBER -
(Zerlegt in: Grund-/Hauptschule mit 9 Jahren, 3 Jahre Berufsschule mit einem Tag je Woche ergibt ein weiteres halbes Jahr zuzüglich eines halben Jahres Anlernzeit)
- Nur Abitur (13 Jahre) – AB -
- Abgeschlossene Berufsausbildung (11,75 Jahre)^{29a)} -
ABER -
(Abgeleitet aus der Dauer für den Besuch der Grund- und Hauptschule und der Berufsfachschule/Fachschule/Technikerschule mit durchschnittlich 12,5 Jahren und der Lehre mit 11,5 und angenommenen Gewichten mit 0,75 Jahre für Lehre und 0,25 für die Berufsfach-/Fachschule-/Technikerschuldauer)
- Fachhochschule (15 Jahre) – FHS -
(Fachhochschulreife 12 Jahre und 3 Jahre Fachhochschule)
- Hochschule (18 Jahre) – HS -
(Abitur, 13 Jahre, und durchschnittliche Hochschulbesuchsdauer mit 5 Jahren)

Diese Bildungsvariablen werden – wie gezeigt – einerseits in Form kontinuierlicher Werte (S-Werte) und andererseits als Dummy-Variable (OBER, AB, ABER, FHS, HS) verwendet.

2. *Berufsalter (X)*

Die Daten für das Berufsalter werden errechnet aus dem Lebensalter abzüglich Schuleintritt (6. Lebensjahr) und

Schuldauer. Bei dieser Approximation der „Berufserfahrung“ durch das Berufsalter bleiben Faktoren wie die Berücksichtigung der tatsächlichen „berufsrelevanten“ Erfahrung, Zusammenhänge zwischen Lebensalter und Berufserfahrung („Obsoleszenz“) und Erwerbsunterbrechung (z. B. Arbeitslosigkeit) unberücksichtigt.

Ein Sonderproblem stellt die Berücksichtigung der Phasenerwerbstätigkeit der Frauen dar, da Informationen hierüber nur in aggregierter Form vorliegen, aber nicht – wie es notwendig wäre – für die Individualfälle der Beschäftigtenstatistik. Diese Durchschnittsdaten in Form von durchschnittlichen Abzugsjahren von der Berufserfahrung könnten zwar altersspezifisch berücksichtigt werden, würden aber dann die Gleichbehandlung aller Frauen in einer Altersklasse, gleichgültig ob Erwerbsaustritte vorliegen oder nicht (z. B. aus familiären Gründen), bedeuten. Als eine denkbare empirische Lösung kommt eine zweigipfelige Funktion in Betracht, um näherungsweise die Berufserfahrung der ersten Berufstätigkeit und eines zweiten Erwerbsabschnittes zu berücksichtigen. Der Ansatz entspricht daher dem Modell 3 (Varianten für Frauen).

Aus diesem Modell lassen sich die Maxima der Funktion sowie die dazugehörigen durchschnittlichen Berufsjahre bestimmen.

3. Zusätzlich kontrollierende Variable

- Stellung im Beruf – STIB -
STIB 1 = Arbeiter, STIB 2 = Facharbeiter, STIB 3 = Meister/Polier, STIB 4 = Angestellter
- Berufsbereiche – BB -
BB₁ = Gewinner von Naturprodukten, Mineralien,
BB₂ = Hersteller vorwiegend von Grundstoffen und Produktionsgütern,
BB₃ = Hersteller vorwiegend von Gebrauchsgütern,
BB₄ = Montage-, Wartungsberufe einschl. Produktfinishing, BB_{5A} = Dienstleistungsberufe A (personen-, gemein-schaftsbezogen)
BB_{5B} = Dienstleistungsberufe B (sachbezogen),
BB₆ = Verteilende, verwaltende und planende Berufe,
BB₇ = Sektoral- und produktabhängige Berufe
- Arbeitszeit – AZ -
AZ₁ = Vollzeitbeschäftigter Arbeitnehmer,
AZ₂ = Teilzeitbeschäftigter Arbeitnehmer mit einer arbeitsvertraglich vereinbarten Wochenarbeitszeit von 20 Stunden und mehr, jedoch nicht vollbeschäftigt,
AZ₃ = Teilzeitbeschäftigter Arbeitnehmer mit weniger als 20 Stunden Wochenarbeitszeit
- Branchenzugehörigkeit – W -
W₁ = Land- und Forstwirtschaft,
W₂ = Energiewirtschaft,
W₃ = Verarbeitendes Gewerbe,
W₄ = Baugewerbe,
W₅ = Handel,
W₆ = Post, Bahn,
W₇ = Sonstiges Verkehrswesen,
W₈ = Banken, Kreditinstitute und Versicherungen,
W₈ = Dienstleistungen,
W₁₀ = Organisationen ohne Erwerbscharakter,
W₁₁ = Gebietskörperschaften, Sozialversicherung

^{29a)} 11,5 • 0,75 + 12,5 • 0,25 = 11,75

3. Empirische Ergebnisse

Bei der empirischen Analyse der Beschäftigtenstatistik im Sinne des theoretischen Konzepts war eine Wahl zu treffen: Entweder man hätte mit einer großen Anzahl vielfältiger Modellspezifikationen experimentieren können oder man entscheidet sich, mit dem doch recht außergewöhnlichen Gesamtmaterial von Individualangaben der rund 16 Millionen Beschäftigten (= 72% aller Arbeitnehmer) zu arbeiten. Die Entscheidung fiel zugunsten der Gesamtdatenmenge aus, vor allem weil die standardisierten Spezifikationsvarianten von Verdienstfunktionen in der Literatur doch ziemlich klar vorgegeben sind. Hingegen ist die Datenbasis für die sehr zahlreichen, international vorliegenden Schätzungen durchweg schmal und umfaßt meist nur Samples mit einigen hundert oder einigen tausend Personen. Der „Preis“ für das Durchrechnen einer so gewaltigen Datenmenge für jedes Beobachtungsjahr besteht also in ex-ante-Spezifikationen und einem, verständlicherweise, erheblichen EDV-Aufwand.

Die Schätzergebnisse für die hier präsentierten vier Regressionsmodelle, bezogen auf die Eckjahre 1974 und 1977 finden sich in den drei Tabellen 3 bis 5³⁰). In den Tabellen finden sich keine Testwerte für die Signifikanz der Parameter.

Der Grund hierfür liegt darin, daß sich bei der Regression über das gesamte Datenmaterial der Beschäftigtenstatistik aufgrund des außerordentlichen „Stichproben“-Umfanges durchweg hochsignifikante Parameter ergeben. Diese Annahme wurde durch einige versuchsweise durchgeführte Berechnungen bestätigt, bei denen die empirischen t-Werte in extremer Höhe (weit über 1000) lagen (verglichen mit einem theoretischen t-Wert von ca. 3,1 bei einem Signifikanzniveau von 0,999). Die Inspektion der Hauptdiagonale der inversen Kreuzproduktmatrix zeigte sodann zweifelsfrei, daß mit äußerster Wahrscheinlichkeit signifikante Parameter generell zu erwarten sind.

Gemäß dem „reinen“ Schulmodell (Modell 1), bei dem die Verdienste nur in Abhängigkeit von formaler Bildung gebracht wurden, liegt die durchschnittliche Rendite eines zusätzlichen Schuljahres für die 14 Millionen erfaßten Arbeitnehmer insgesamt bei rund 15%. Die Interpretation „zusätzliches Schuljahr“ bedarf allerdings einer Erläuterung. „Schuldauer“ bedeutet, wie erwähnt, daß jedes Individuum aufgrund seiner Angabe des höchsten Bildungsabschlusses eine bestimmte Anzahl von Bildungsjahren beigemessen bekommt. Schuldauer erscheint dann zwar in kontinuierlicher Form, ist aber aus diskontinuierlichen Ausbildungs-niveauangaben gebildet worden. Weiters handelt es sich um eher untere Grenzen der Schuldauer, da für die Erreichung der Bildungsabschlüsse eine durchschnittliche Zeit angesetzt wurde. Schließlich bleibt die im Schulwesen noch allenfalls verbrachte Zeit ohne Abschluß (drop-outs) außer Ansatz. Es findet somit ein gewisses downgrading statt. Durchschnittliche oder marginale Schuldauer („zusätzliches Schuljahr“) entsteht also aus Zeitäquivalenten für Ausbildungszertifikate. Demgemäß sind die ermittelten Renditen als eine Art Rendite für Zertifikatsdurchschnitte gewiß nach oben verzerrt. Die Renditen aufgrund tatsächlich durchlaufener Schuldauer müssen niedriger liegen. Andererseits sind sie wegen der Nichtberücksichtigung der Selbständigen und Beamten möglicherweise unterzeichnet. Die errechnete, im

internationalen und bundesdeutschen Vergleich (zu) große Höhe der Rendite des Schulmodells kann darüber hinaus vermutlich noch folgendermaßen begründet werden: Es handelt sich um die gemessenen Bruttomonatsverdienste und nicht um Nettoverdienste. Direkte Bildungskosten gehen in die Berechnung nicht ein, nur entgangene Verdienste. Es wird ein sehr vereinfachter Zusammenhang hergestellt, der sich u. a. ja auch im niedrigen Bestimmtheitsmaß (knapp 12%) niederschlägt. Andere Einflußgrößen, die den Regressionskoeffizienten (die Rendite) drücken würden, wie z. B. die „Korrektur infolge unterschiedlicher Begabung (ability correction)“ oder überhaupt zusätzliche Variable fehlen.

Bei einer Aufspaltung der Ertragsrate „insgesamt“, z. B. nach Geschlecht erweist sich, daß die Rate erheblich streut.

Im Zeitvergleich 1974-1977 ergibt sich ein geringfügiger tendenzieller Rückgang von 15,5% auf 15,1%. Dies kann wohl als ein Hinweis aufgefaßt werden, daß der Wert zusätzlicher Bildung für die untersuchte Erwerbstätigen-gruppe global und im Durchschnitt leicht gesunken ist. Es könnte allerdings auch sein, daß sich die Verteilung der Bildung (Besetzung der Bildungs-Verdienstkategorien) geändert hat. Plausibel ist aber aufgrund von Strukturdaten eher der erste Hinweis, demzufolge also das Angebot an qualifizierten Arbeitskräften, soweit es sich um abhängig Beschäftigte handelt, global rascher wachsen würde als die (verdienstadäquate) Nachfrage.

Die Tendenz leicht sinkender Renditen von hohen Ausbildungsabschlüssen findet sich auch in Modell 2. In diesem Ansatz mit Dummy-Variablen für die fünf Bildungsebenen zeigt sich, daß der Einfluß des Hochschulabschlusses z. B. bei den Männern mit 106,1% (1977) bzw. 109,6% (1974) am höchsten ausfällt. Anders interpretiert bedeutet dies, daß der zu erwartende monatliche Bruttoverdienst eines Hochschulabsolventen mehr als doppelt so hoch im Vergleich zu einem Arbeitnehmer ohne abgeschlossene Berufsausbildung ausfällt, wenn die übrigen Einflüsse auf das Verdienstniveau nicht berücksichtigt werden. Bei den Fachhochschulabsolventen beträgt der Effekt 97,6% (1977) und 99,8% (1974). Daneben zeigt sich, daß der Hochschulabschluß bei den Verdiensten der Frauen noch stärker ins Gewicht fällt (1974: 150,2%, 1977: 125,5%), während das Gewicht des Fachhochschulabschlusses geringer ausfällt; jedoch ist auch der Prozentsatz der erklärten Varianz der Verdienste der Frauen wesentlich niedriger.

Berechnet man anhand der geschilderten Verfahren die Renditen aus diesen Gleichungen, so fällt auf, daß sich die Bildungshierarchie im großen und ganzen auch in der Verdiensthierarchie widerspiegelt.

Allgemein gesehen liegen die Ertragsraten der beiden oberen Bildungsniveaus (besonders der Fachhochschulen) noch recht hoch, hingegen jene der Basisbildung vergleichsweise niedrig, was nicht ganz dem internationalen Muster entspricht. Weiterführende Bildung wurde also mit einem kräftigen Verdienstabstand honoriert.

Da es sich bei diesen Ertragsraten um Werte für Schulstufen mit teils recht unterschiedlicher Dauer, und ergo verschiedene Differenzen der Dauer dazwischen, handelt, springen die Renditen in ihrer Höhe beträchtlich. Mit anderen Worten, die partiellen Verdienstabstände sind größer in Relation zu den jeweiligen Unterschieden in der Ausbildungsdauer, die den Bildungsniveaus zugeordnet sind. Auch hier darf die

³⁰) Die Koeffizienten der Dummy-Variablen machen noch eine Umrechnung erforderlich. Diese umgerechneten Werte wurden in Klammer angegeben.

Tabelle 3: Schätzergebnisse der wichtigsten Regressionsansätze für das Jahr 1974 (Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)

Erklärende Variable	Modell 1	Modell 2		Modell 3				Modell 4 (Vergleichswerte)*	
	Insgesamt	Männer	Frauen	Männer		Frauen		Männer	Frauen
				Var. A	Var. B	Var. A	Var. B		
Interzept	5.663	7.432	7.031	5.658	5.243	5.325	5.408	5.869	5.643
S	0.155			0.131	0.166	0.112	0.115		
OBER		0	0					0	0
AB		0.205 (0.228)	0.315 (0.370)					0.089 (0.093)	0.156 (0.169)
ABER		0.140 (0.15)	0.158 (0.171)					0.071 (0.074)	0.071 (0.074)
FHS		0.692 (0.998)	0.627 (0.872)					0.542 (0.719)	0.397 (0.487)
HS		0.740 (1.096)	0.917 (1.502)					0.575 (0.777)	0.603 (0.828)
X				0.04	0.06	0.121	0.117	0.336	0.102
X ²				-0.0007	-0.0008	-0.009	-0.009	-0.0007	-0.007
X ³						0.0002	0.0002		0.0002
X ⁴						-0.000002	-0.000002		-0.000002
S · X					-0.002		-0.0004		
R ²	0.120	0.186	0.061	0.309	0.312	0.136	0.136	0.421	0.360
N	13 861 617	9 093 817	4 767 800	9 093 817		4 767 800		10 298 328	6 443 793

Regressionskoeffizienten mit dem Wert 0 sind a priori-Restriktionen

Die Werte in Klammern weisen die notwendige Umrechnung der Koeffizienten bei Verwendung von Dummy-Variablen aus, um den prozentualen Einfluß zu erfassen (vgl. Anhang 1)

*) Zu Vergleichszwecken Angabe der Koeffizienten der den Modellen 1, 2 und 3 korrespondierenden Variablen aus dem Modell 4. Vgl. dazu Tab. 5

Tabelle 4: Schätzergebnisse der wichtigsten Regressionsansätze für das Jahr 1977 (Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)

Erklärende Variable	Modell 1	Modell 2		Modell 3				Modell 4 (Vergleichswerte) *)	
	Insgesamt	Männer	Frauen	Männer		Frauen		Männer	Frauen
				Var. A	Var. B	Var. A	Var. B		
Interzept	5.922	7.616	7.262	5.749	5.603	5.523	5.501	5.928	5.747
S	0.151			0.136	0.148	0.117	0.119		
OBER		0	0					0	0
AB		0.216 (0.241)	0.249 (0.283)					0.103 (0.108)	0.146 (0.157)
ABER		0.164 (0.178)	0.144 (0.155)					0.082 (0.085)	0.073 (0.076)
FHS		0.681 (0.976)	0.536 (0.709)					0.483 (0.621)	0.362 (0.436)
HS		0.723 (1.061)	0.813 (1.255)					0.526 (0.692)	0.525 (0.69)
X				0.044	0.051	0.135	0.136	0.039	0.109
X ²				-0.0008	-0.0008	-0.009	-0.009	-0.0007	-0.007
X ³						0.0003	0.0003		0.0002
X ⁴						-0.000002	-0.000002		-0.000002
S · X					-0.0006		-0.0001		
R ²	0.115	0.181	0.053	0.331	0.332	0.148	0.148	0.465	0.378
N	14 165 117	9 500 373	4 664 744	9 500 373		4 664 744		10 607 224	6 314 244

Regressionskoeffizienten mit dem Wert 0 sind a priori-Restriktionen

Die Werte in Klammern weisen die notwendige Umrechnung der Koeffizienten bei Verwendung von Dummy-Variablen aus, um den prozentualen Einfluß zu erfassen (vgl. Anhang 1)

*) Zu Vergleichszwecken Angabe der Koeffizienten der den Modellen 1, 2 und 3 korrespondierenden Variablen aus dem Modell 4. Vgl. dazu Tab. 5

Tabelle 5: Schätzergebnisse des Regressionsansatzes Modell 4 für 1974 und 1977 (Erklärte Variable: Logarithmus der Verdienste)

Erklärende Variable	MODELL 4 (vollständiges Modell) 1974		MODELL 4 (vollständiges Modell) 1977	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Interzept	5.869	5.643	5.928	5.747
OBER	0	0	0	0
AB	0.089(0.093)	0.156(0.169)	0.103(0.108)	0.146(0.157)
ABER	0.071(0.074)	0.071(0.074)	0.082(0.085)	0.073(0.076)
FHS	0.542(0.719)	0.397(0.487)	0.483(0.621)	0.362(0.436)
HS	0.575(0.777)	0.603(0.828)	0.526(0.692)	0.525(0.69)
X	0.036	0.102	0.039	0.109
X ²	-0.0007	-0.007	-0.0007	-0.007
X ³		0.0002		0.0002
X ⁴		-0.000002		-0.000002
STIB ₁	0	} 0	0	} 0
STIB ₂	0.068(0.070)			
STIB ₃	0.207(0.229)	0.195(0.215)	0.229(0.257)	0.161(0.175)
STIB ₄	0.181(0.198)	0.257(0.293)	0.200(0.221)	0.250(0.284)
BB ₁	-0.048(-0.097)	-0.110(-0.104)	0.040(0.041)	-0.115(-0.109)
BB ₂	0.058(0.060)	0.1 (0.105)	0.053(0.054)	0.095(0.1)
BB ₃	-0.020(-0.020)	-0.052(-0.051)	-0.031(-0.031)	-0.065(-0.063)
BB ₄	0.032(0.033)	0.046(0.047)	0.025(0.025)	0.067(0.069)
BB _{5A}	-0.003(-0.003)	0.000(0.000)	0.021(0.021)	0.008(0.008)
BB _{5B}	0.049(0.05)	-0.137(-0.128)	0.039(-0.04)	-0.143(-0.133)
BB ₆	0.039(0.04)	-0.046(-0.045)	0.060(0.062)	-0.044(-0.043)
BB ₇	0	0	0	0
AZ ₁	0.894(1.445)	0.613(0.846)	0.97 (1.638)	0.676(0.966)
AZ ₂	0.547(0.728)	0.432(0.54)	0.511(0.667)	0.472(0.603)
AZ ₃	0	0	0	0
W ₁	0	0	0	0
W ₂	0.316(0.372)	0.54 (0.716)	0.329(0.390)	0.543(0.721)
W ₃	0.267(0.306)	0.327(0.387)	0.297(0.346)	0.334(0.397)
W ₄	0.194(0.213)	0.317(0.347)	0.176(0.192)	0.089(0.093)
W ₅	0.159(0.172)	0.129(0.138)	0.168(0.183)	0.134(0.143)
W ₆	0.327(0.387)	0.588(0.800)	0.325(0.384)	0.538(0.713)
W ₇	0.260(0.3)	0.317(0.373)	0.265(0.303)	0.297(0.346)
W ₈	0.239(0.27)	0.481(0.618)	0.268(0.307)	0.498(0.645)
W ₉	0.199(0.22)	0.320(0.377)	0.198(0.219)	0.301(0.351)
W ₁₀	0.198(0.219)	0.318(0.374)	0.201(0.223)	0.303(0.354)
W ₁₁	0.246(0.279)	0.48 (0.616)	0.222(0.249)	0.45 (0.568)
R ²	0.421	0.360	0.465	0.378
N	10 298 328	6 443 793	10 607 224	6 314 244

Regressionskoeffizienten mit dem Wert 0 sind a priori-Restriktionen. Die Werte in Klammer weisen die notwendige Umrechnung der Regressionskoeffizienten bei Verwendung von Dummy-Variablen aus, um den prozentualen Einfluß zu erfassen (vgl. Anhang 1).

Tabelle 6: Geschlechtsspezifische Renditen gemäß Modell 2

	Männer		Frauen	
	1974	1977	1974	1977
1) Bezogen auf nächstniedrigeres Bildungsniveau (gemäß üblichem Bildungsverlauf)				
Hochschulabschluß / Nur Abitur	10,7	10,1	12,0	11,3
Fachhochschulabschluß / Abgeschlossene Berufsausbildung	16,9	15,9	14,4	12,0
Nur Abitur / Ohne abgeschlossene Berufsausbildung	6,8	7,2	10,5	8,3
Abgeschlossene Berufsausbildung / Ohne abgeschlossene Berufsausbildung	8,0	9,4	9,0	8,2
2) Bezogen auf das Bildungsniveau „Ohne abgeschlossene Berufsausbildung“				
Hochschulabschluß	9,3	9,0	11,5	10,2
Fachhochschulabschluß	13,8	13,6	12,5	10,7
Nur Abitur	6,8	7,2	10,5	8,3
Abgeschlossene Berufsausbildung	8,0	9,4	9,0	8,2

Einschränkung, daß die Werte wegen des Fehlens kontrollierender Variabler nach oben verzerrt sind, nicht vergessen werden.

Der sich aus der Beschäftigtenstatistik ergebende Trend einer Verringerung dieses Abstandes, schon im kurzen Zeitraum 1974/77, ist allerdings unverkennbar, und zwar wird bei den Männern der Unterschied sowohl durch ein Absinken der Renditen der höheren Bildung als auch durch ein Ansteigen der Raten für Abitur und abgeschlossene Berufsausbildung geringer. Es kann vermutet werden, daß dies erste Marktreaktionen für relative Überangebots- bzw. Verknappungstendenzen in den jeweiligen Kategorien anzeigt.

Die analogen Ertragsraten der Frauen liegen bei diesem Modell im Niveau fast durchweg über jenen der Männer, mit der hauptsächlichen Ausnahme der Fachhochschulen. Wahrscheinlich dürfte hier das niedrigere Verdienstniveau der weiblichen Absolventen der Fachhochschulen für Sozialarbeit bzw. die vorwiegend von männlichen Absolventen besuchten Technischen Fachhochschulen durchschlagen.

Über die „heroischen Schulmodelle“ hinaus geht das Modell 3, das „Nachschulmodell“, bei dem auch Weiterbildungsinvestitionen (z. B. learning-by-doing, training-on-the-job, institutionalisierte Weiterbildung) gemessen in Berufsalterseinheiten nach Ausbildungsabschluß (Alter-S-6) berücksichtigt werden. Die Relevanz dieses Ansatzes kündigt sich schon durch die ungefähre Verdopplung des Erklärungsanteils dieser Funktion an der Verdienststreuung an. Nachschulische Investitionen reduzieren vorerst einmal die

Ertragsrate eines zusätzlichen Schuljahres bei den männlichen Arbeitnehmern auf 13,6% (Modell 3, Variante A) im Jahr 1977. Im Einklang mit internationalen Ergebnissen ermittelt sich der Effekt eines zusätzlichen Berufsjahres am Anfang mit einer Verdienststeigerung von 4,4%, flacht aber dann im 10. Berufsjahr auf nur noch 2,8% ab. Ein Test auf einen Zusammenhang zwischen Höhe der abgeschlossenen formalen Schulbildung und darauf folgender nachschulischer Investition erbringt das plausible Ergebnis, daß die nachschulischen Investitionen niedriger bei höherem formalen Schulbesuch ausfallen.

Für die weiblichen Arbeitnehmer wurde ein mehrgipfliger Verdienstverlauf unterstellt. Generell liegen aber die Bestimmtheitsmaße aller Verdienstfunktionen für Frauen erheblich unter jenen der Männer. Beträgt beispielsweise der Erklärungsanteil der „Schul- und Nachschulverdienstfunktion“ bei den Männern über 30%, so sinkt er bei den weiblichen Arbeitnehmern auf unter 15% ab. Die Hauptursache dafür dürfte die diskontinuierliche Verdiensterzielung der Frauen sein. Unabdingbare Voraussetzung für eine genaue Analyse sind dabei aber statistische Daten, die Berufsunterbrechungen und Weiterbildung direkt erheben. Da diese Möglichkeit hier nicht offenstand, mußte versucht werden, auf indirektem Wege die Verdienstprofile der Frauen nachzuzeichnen. Da es sich zweifellos um ein mehrgipfliges Profil handelt, wurden zusätzliche potenzierte Berufserfahrungsvariable aufgenommen. Ein Vergleich der Verdienstmaxima über ein als Lebensverdienstprofil interpretiertes Querschnittsprofil zeigt im Durchschnitt aller Bildungsniveaus bei den Männern einen Höchststand bei 46 Jahren, während bei den Frauen zwei Gipfel bei 29 und 59 Jahren zu erkennen sind (vgl. Tabellen 7 und 8).

Berufs- und Lebensalter deutscher Arbeitnehmer, bei denen die Verdienste ein Maximum erreichen:

Tabelle 7: Verdienstmaxima der männlichen Arbeitnehmer

Schuldauer (in Jahren)	Verdienstwerte von 1974		Verdienstwerte von 1977	
	bei einem Berufsalter von Jahren	bei einem Lebensalter von Jahren	bei einem Berufsalter von Jahren	bei einem Lebensalter von Jahren
ohne Berufsausbildung (10 Jahre)	28	44	28	44
Abgeschlossene Berufsausbildung (11,75 Jahre)	27	45	27	45
Nur Abitur (13 Jahre)	27	46	25	44
Fachhochschulabschluß (15 Jahre)	26	47	23	44
Hochschulabschluß (18 Jahre)	25	49	20	44
Bei Berücksichtigung der durchschnittlichen Schuldauer 1)	29	47	28	46

1) Durchschnittliche Schuldauer weiblicher Arbeitnehmer: 1974 11,06 Jahre, 1977 11,15 Jahre, männliche Arbeitnehmer: 1974 11,50 Jahre, 1977 11,54 Jahre (ermittelt aus der Beschäftigtenstatistik); Berufsaltermaximum bestimmt anhand des Regressionsmodells 2, Variante A.

Berufs- und Lebensalter deutscher Arbeitnehmer, bei denen die Verdienste ein Maximum/Minimum erreichen:

Tabelle 8: Verdienstmaxima/-minima der weiblichen Arbeitnehmer (Verdienstwerk von 1977)¹⁾

Schuldauer (in Jahren)	Verdienstmaxima / -minima bei Frauen					
	bei einem Berufsalter von ... Jahren			bei einem Lebensalter von ... Jahren		
	1. Max.	Min.	2. Max.	1. Max.	Min.	2. Max.
ohne Berufsausbildung (10 Jahre)	13	27	42	29	43	58
Abgeschlossene Berufsausbildung (11,75 Jahre)	13	27	42	31	45	60
Nur Abitur (13 Jahre)	13	27	42	32	46	
Fachhochschulabschluß (15 Jahre)	13	27	42	34	48	
Hochschulabschluß (18 Jahre)	13	27	42	37	51	
Bei Berücksichtigung der durchschnittlichen Schuldauer 2)	13	27	42	29	43	59

- 1) Es werden hier nur die Werte für 1977 abgedruckt. Der Unterschied gegenüber 1974 ist geringfügig.
- 2) Durchschnittliche Schuldauer weiblicher Arbeitnehmer: 1974 11,06 Jahre, 1977 11,15 Jahre; männliche Arbeitnehmer: 1974 11,50 Jahre, 1977 11,54 Jahre (ermittelt aus der Beschäftigtenstatistik); Berufsaltermaximum bestimmt anhand des Regressionsmodells 2, Variante A.

Schließlich wurde noch ein sehr umfassendes Regressionsmodell gerechnet (Modell 4), das sich alle relevanten Merkmalsausprägungen der Beschäftigtenstatistik zunutze macht. Der Erklärungsanteil aller einbezogenen Variablen steigt hier auf nahezu 43% (1974) und 45% (1977) an. Durch die Fülle von kontrollierenden Variablen werden die Renditen im Vergleich zur vorstehenden Übersicht gemäß Modell 2 neuerlich nach unten korrigiert:

Tabelle 9: Geschlechtsspezifische Renditen gemäß Regressionsmodell 4

	Männer		Frauen	
	1974	1977	1974	1977
1) Bezogen auf nächstniedrigeres Bildungsniveau (gemäß üblichem Bildungsvorlauf)				
Hochschulabschluß / Nur Abitur	9,7	8,5	8,9	7,6
Fachhochschulabschluß / Abgeschlossene Berufsausbildung	14,5	12,3	9,4	8,9
Nur Abitur / Ohne abgeschlossene Berufsausbildung	3,0	3,4	5,2	4,9
Abgeschlossene Berufsausbildung / Ohne abgeschlossene Berufsausbildung	4,1	4,7	4,1	4,2
2) Bezogen auf das Bildungsniveau „Ohne abgeschlossene Berufsausbildung“				
Hochschulabschluß	7,2	6,6	7,5	6,6
Fachhochschulabschluß	10,8	9,7	7,6	7,2
Nur Abitur	3,0	3,4	5,2	4,9
Abgeschlossene Berufsausbildung	4,1	4,7	4,1	4,2

Die Reduzierung der Renditen wirkt sich besonders stark in den niedrigeren Bildungsstufen aus (rund eine Halbierung der Renditen), was auf einen überproportional starken Einfluß der kontrollierenden Variablen auf diesen Ebenen zurückzuführen ist. Dadurch, daß sich bei diesem Modell die Renditen bei den Frauen meist stärker reduzieren als bei den Männern, erweist sich auch, daß die Koeffizienten im Schul- bzw. Schul-/Nachschulmodell bei den Frauen besonders stark nach oben verzerrt sind. Daraus geht die Bedeutung der Messung des direkten Einflusses der hier angeführten zusätzlichen Variablen hervor, mit denen die Erstausbildung für die Erträge an Bedeutung verliert.

Der tendenzielle Rückgang zwischen den beiden Jahren bestätigt sich auch hier. Von den zusätzlich eingeführten Erklärungsgrößen ist einmal die Wirkung der Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung von Arbeitnehmern offenkundig und erheblich. Schon in der theoretischen Literatur recht umstritten ist die Relevanz der Einbeziehung von Berufsvariablen. Aus puristischer humankapitaltheoretischer Sicht sind Berufe eher ein Gefüge aus Kenntnissen und Fähigkeiten, die in der Schule und durch Bildung am Arbeitsplatz erworben wurden und deshalb durch diese Variable schon erfaßt worden sind. In der Regressionsfunktion ist der Effekt der Dummy-Variablen für Berufe im allgemeinen geringfügig negativ, was allerdings z. T. auf die Wahl der Referenzgruppe „sektoral und produktunabhängige Berufe“ zurückzuführen sein dürfte, die schon einen Durchschnittsverdienst repräsentiert. Außerdem ist eine gewisse wechselseitige Abhängigkeit zwischen Berufen und Wirtschaftszweig zu vermuten. Die Variable „Stellung im Beruf“ bestätigt auch noch nach Kontrolle durch die übrigen Variablen den bekannten Unterschied zwischen Arbeiter- und Angestelltenverdiensten.

Auch die Bedeutung der Variablen „Wirtschaftszweugehörigkeit“ ist, abgesehen von ihrer Funktion als Kontrollvariable, nicht unmißverständlich. Allgemein kann vorgebracht werden, daß sie nicht-wettbewerbliche Elemente, vorübergehende Nachfrageinflüsse, kompensierende nicht-monetäre Erträge oder schlecht gemessene Humankapitalvariablen ausdrücken könnte. In der geschätzten Funktion findet sich ziemlich klar eine bestimmte Verdiensthierarchie wieder, die von Energie sowie Post und Bahn angeführt und von Handel sowie Bau, alle mit positivem Koeffizienten, beschlossen wird.

4. Schlußbemerkung

Der vorstehende Beitrag sollte in gedrängter Form über den zentralen Ausschnitt einer weiteren Analyse der Qualifikations- und Verdienststrukturen aufgrund der Beschäftigtenstatistik informieren.

Wollte man die Hauptaussagen der Regressionsmodelle hervorheben, so könnte man – unter Berücksichtigung, daß die Beschäftigtenstatistik nur einen Teil der Erwerbstätigenzahl und der Einkommensmasse abdeckt – folgendes wiederholen:

- Die Verdienststruktur nach Bildungsebenen zeigt, daß in der Bundesrepublik höhere Bildung nach wie vor gut honoriert wird. Während im internationalen Vergleich die

Ertragsraten für postsekundäre Bildung unter jenen der niedrigeren Bildungsstufen liegen, ist die Situation in Deutschland (noch?) umgekehrt.

- Der Zeitvergleich zwischen den beiden (leider noch recht nahe beieinanderliegenden) Jahren liefert nach allen Modellen Befunde, die durchweg auf eine tendenzielle Angleichung der Renditen der Arbeitnehmer hindeuten und somit die Nivellierungshypothese stützen.

- Das Muster der Ertragsraten für Frauen weicht deutlich von jenem der Männer ab. Mehrgipflige Verdienstprofile mit im Durchschnitt zwei Höchstständen bei 29 und 59 Jahren konnten belegt werden. Die einfacheren Schul- und Nachschulmodelle liefern Ertragsraten, die für Frauen im Niveau über jenen der Männer liegen. Dies dürften aber nur scheinbare geschlechtsspezifische Zusatzrenditen sein, da sich bei Berücksichtigung von zusätzlichen kontrollierenden Variablen, wie Status, Beruf, Wirtschaftszugehörigkeit usw. die Größenordnungen der Renditen zwischen Männern und Frauen eher wieder angleichen.

- Alle Berechnungen rechtfertigen den Einsatz eines Humankapitalansatzes i. w. S. für die Analyse der Verdienststrukturen. Im Einklang mit internationalen Erfahrungen kann bis fast 50% der Varianz der Logarithmen der Verdienste mit Humankapitalvariablen aufgrund der Querschnittsdaten erklärt werden.

Wesentlich mehr dürfte mit diesem Ansatz nicht zu leisten sein, so daß sich bei aller Nützlichkeit doch auch die Notwendigkeit von ergänzenden Untersuchungen vor allem des Einflusses der Art der Arbeitskräftenachfrage auf Verdienstverteilungen deutlich zeigt. Darüber hinaus erbrachte die vorliegende Analyse Indizien dafür, daß die hier nur global untersuchten Arbeitsmarkt- und Verdiensterzielungsprozesse möglicherweise bestimmten Mustern folgen. Diese wären differenziert mit anderen methodischen Ansätzen zu erforschen.

Anhang I

Zur Interpretation der Regressionskoeffizienten von Dummy-Variablen

Die Regressionskoeffizienten lassen sich im Falle von Dummy-Variablen in der semilogarithmischen Gleichung nicht sofort als prozentualer Einfluß auf die Verdiensthöhe interpretieren, sondern sind noch umzurechnen³¹⁾. Im Falle kontinuierlicher Variablen ist der Regressionskoeffizient gleich der marginalen prozentualen Zuwachsrate:

$$\frac{1}{E} \cdot \frac{\delta E}{\delta X_i} = \frac{\delta \ln E}{\delta X_i} = a_i$$

Sind die D_i jedoch dichotome (0/1)-Variablen, so existiert keine Ableitung, so daß der entsprechende Regressionskoeffizient den diskontinuierlichen Effekt mißt. Die Wachstumsrate bei Zugehörigkeit zu Kategorie k relativ zu j errechnet sich unter Berücksichtigung des Regressionsansatzes:

$$\ln E_i = a_0 + \sum_i \alpha_i D_i \quad (D_i \dots \text{Dummies})$$

somit als:

$$g = \frac{E_k - E_j}{E_j} = \frac{E_k}{E_j} - 1 = \frac{\exp(a_0 + \alpha_k)}{\exp(a_0 + \alpha_j)} - 1 = \exp(\alpha_k - \alpha_j) - 1$$

³¹⁾ Vgl. Halvorsen, R., R. Palmquist, The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, in: American Economic Review, Vol. 70, Nr. 3, S. 474/475.

Nimmt man als Vergleichsgruppe die Standardgruppe ($D_i = 0$ für alle i), so errechnet sich die Wachstumsrate gegenüber dieser Gruppe mit:

$$g = \exp \alpha_i - 1^{32}),$$

mit α_i als Regressionskoeffizienten der Gruppe i und g als prozentuale Wachstumsrate.

Anhang 2

Berechnung der Renditen

Die konkrete Berechnung der Renditen kann wie folgt dargestellt werden:

Grundsätzlich ist die Ertragsrate r definiert durch:

$$100 r = 100 \cdot \left(\frac{\text{Erträge}}{\text{Kosten}} - 1 \right),$$

wobei also der prozentuale Zuwachs der Differenz zwischen Erträgen und Kosten einer Investition (hier bei unbeschränkter Laufzeit) bestimmt wird. Geht man von einer ganz einfachen Verdienstfunktion von der Form:

$$\ln E = \ln E_0 + a S$$

aus, mit

E = Verdienste bei S Jahren Schulausbildung,
 E_0 = Basisverdienst bei 0 Jahren Schulausbildung,

dann kann die Rendite für die Investition in Form eines Schuljahres bestimmt werden durch:

$$r_1 = \frac{\exp(\ln E_0 + a)}{\exp(\ln E_0)} - 1 = \exp a - 1$$

³²⁾ Vgl. Halvorsen R., R. Palmquist, a. a. O., S. 474.

Wegen:

$$\ln(a+1) = a - \frac{1}{2} a^2 + \frac{1}{3} a^3 + \dots \quad (|a| < 1)$$

gilt für kleine Werte von a :

$$\ln(a+1) \approx a$$

und

$$a \approx \exp a - 1$$

und damit

$$r_1 \approx a,$$

wobei a die marginale prozentuale Zuwachsrate ist (vgl. Anhang 1).

Für den Fall der Schätzung mittels Dummy-Variablen seien E_1, E_2 die Verdienste bei Absolvierung der Ausbildungsstufen 1 bzw. 2.

Aus der Verdienstfunktion folgt (vgl. Anhang 1)

$$(1+g) = \exp(\alpha_2 - \alpha_1).$$

Um g und r_1 vergleichbar zu machen, muß beachtet werden, daß die Differenz der Ausbildungsdauer von Ausbildung 1 und 2 meist größer als ein Jahr ist. Die Zuwachsrate pro Jahr ist deshalb:

$$1 + r_2 = \sqrt[n]{(1+g)} = \exp\left(\frac{\alpha_2 - \alpha_1}{n}\right)$$

und somit

$$r_2 = \exp\left(\frac{\alpha_2 - \alpha_1}{n}\right) - 1.$$

Analog wie im kontinuierlichen Fall wird dies angenähert durch:

$$r_2 \approx \frac{\alpha_2 - \alpha_1}{n}.$$