EINKOMMENSUNTERSCHIEDE ZWISCHEN FRAUEN UND MÄNNERN

Theoretische Perspektiven und empirische Ergebnisse zur Einkommensdiskriminierung von Arbeitnehmerinnen
Teil A

Forschungsbericht/
Research Memorandum No. 212

ANDREAS DIEKMANN*
März 1985

* Soziologisches Institut der Universität München. Bis März 1984 Assistent in der Abteilung für Soziologie des Instituts für Höhere Studien

Die in diesem Forschungsbericht getroffenen Aussagen liegen im Verantwortungsbereich des Autors und sollen daher nicht als Aussagen des Instituts für Höhere Studien wiedergegeben werden.

ZUSAMMENFASSUNG

Soziologische und ökonomische Einkommens- und Diskriminierungstheorien nennen eine Vielzahl von Faktoren zur Erklärung geschlechtsspezifischer Einkommensdifferentiale. In dieser Arbeit werden zunächst die zentralen Erklärungsmodelle überblicksartig referiert. In Teil A der empirischen Studie wird sodann anhand einer Analyse deutscher Umfragedaten der Frage nachgegangen, in welchem quantitativen Ausmaß der Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern durch Unterschiede in der Schulbildung, der Berufsausbildung, der Berufserfahrung und der Arbeitszeit erklärbar ist. Ausgangspunkt der regressionsanalytischen Schätzungen ist hierbei die Humankapitaltheorie. Darüber hinaus werden die Konsequenzen der Bildungsexpansion untersucht und Ergebnisse zur Überprüfung von Beckers Diskriminierungstheorie berichtet. Teil B der Studie beschäftigt sich mit Effekten des Familienstands, der Branchen- und Berufssegregation, sozialen Netzwerken, Elternhaus-Ressourcen und der geschlechtsspezifischen Verteilung auf segmentierte Arbeitsmärkte.

ABSTRACT

Sociological and economic theories of income and discrimination point to a variety of causes for the existence of sex-specific income differentials. This study starts with a survey of the different theories. In part A of the empirical study an answer is given to the question how much of the difference in income between the sexes can be explained by differences in education, experience or workingtime. The data analysis in this study is based on German Surveys using the human capital model. Moreover, consequences of the expansion of education are explored, and a test of Becker's employer-discrimination model is carried out. Part B deals with effects of the family, job-segregation, social networks and the sex-specific distribution over segmented labor markets.

VORWORT

In den letzten beiden Jahrzehnten hat sich die Einkommensrelation zwischen Frauen und Männern kaum verändert. Nach wie vor ist das durchschnittliche Einkommen der Frauen ungefähr ein Drittel niedriger als das Einkommen der Männer. Warum besteht dieser gar nicht so "kleine Unterschied" und welches sind die Faktoren, die hauptsächlich für den Einkommensabstand verantwortlich sind?

Zwar existieren eine Vielzahl von theoretischen Studien und deskriptiven Untersuchungen zur Problematik der beruflichen Benachteiligung von Frauen, soweit diese sich aber überhaupt auf empirisches Material stützen, handelt es sich dabei meist um die hochaggregierten Daten aus amtlichen statistischen Veröffentlichungen. Dagegen wurden im deutschsprachigen Raum bisher nur wenige empirische Studien unternommen, die ausgehend von theoretischen Ansätzen der Soziologie und Ökonomie die Einkommensunterschiede zwischen den Geschlechtern unter Berücksichtigung zahlreicher Hintergrundmerkmale wie Bildung, Berufsausbildung, Berufserfahrung, Branche, Betriebsgröße usf. multivariat auf der Basis von Individualdaten analysieren. Derartige Daten aber sind erforderlich, um ein differenziertes Bild der Einkommenssituation von Frauen und Männern zu zeichnen und auf die Frage nach der Gültigkeit vorliegender Theorien und Erklärungsversuche eine Antwort geben zu können. Dabei stehen die folgenden Forschungsziele im Mittelpunkt dieser Untersuchung:

- Soziologische und ökonomische Einkommenstheorien unter Berücksichtigung geschlechtsspezifischer Unterschiede auf ihre Erklärungskraft hin empirisch zu überprüfen,

- zu ermitteln, welche Faktoren in welchem Ausmaß den Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern bestimmen,

- das Ausmaß verbleibender Einkommensdiskriminierung bei Kontrolle relevanter Faktoren wie Bildung, Arbeitszeit, Berufsalter, Bran-

chensegregation etc. abzuschätzen,

- eine Brücke zu schlagen zwischen verschiedenen Theorien, wobei sowohl Faktoren der Angebotsseite als auch strukturelle Faktoren der Nachfrageseite zu berücksichtigen sind

- und auf mögliche praktische Maßnahmen zum Abbau geschlechtsspezifischer Einkommensungleichheit hinzuweisen.

Einen summarischen Überblick und eine Einführung in die ökonomischen und soziologischen Theorien zur Erklärung von Einkommensungleichheit vermittelt Kap. I. In Kap. II werden Methoden der Zerlegung des geschlechtsspezifischen Einkommensabstands diskutiert, Kap. III befaßt sich mit einer Untersuchung der Humankapitaltheorie, Kap. IV mit der Rolle der qualitativen Bildungsabschlüsse und Kap. V mit den Folgen der Bildungsexpansion. Das Schlußkapitel VI des ersten Teils der Untersuchung berichtet Ergebnisse zum Test der Beckerschen Diskriminierungshypothese. Im zweiten Teil der Studie (Teil B) wird die Diskussion mit einer Untersuchung der Rolle des Familienstands, den Effekten geschlechtsspezifischer Branchen- und Berufssegregation und der geschlechtsspezifischen Aufteilung auf segmentierte Arbeitsmärkte fortgesetzt.

Die empirisch-statistische Analyse stützt sich hauptsächlich auf die Daten der "Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (Allbus)" 1982. Weitere Datenquellen (Allbus 1980, Mikrozensusdaten, Arbeitseinkommensumfrage) wurden für ergänzende Auswertungen herangezogen. Die Untersuchung wurde von der Stiftung Volkswagenwerk und vom Institut für Höhere Studien in Wien gefördert. Diesen Institutionen sowie den folgenden Personen gilt mein Dank für die Unterstützung bei den Auswertungsarbeiten, für Anregungen und Kritik: Den Mitarbeitern des Arbeitskreises "Einkommensungleichheit" am Institut für Höhere Studien in Wien Dr. Joseph Christl, Christine Goldberg, Ferdinand Lechner, Dr. Alfred Noll, Dr. Peter Preisendorfer, Dr. Silvia Stadelmann und Margit Wiederschwinger. Bei Dr. Karl Pichelmann bedanke ich mich für die Schätzung von Verteilungsparametern anhand deutscher Mikrozensusdaten, bei Karl Heinz Zolles für die

Implementierung von EDV-Datensätzen und bei Dr. Michael Wagner für Anregungen zum Forschungsprogramm. Ergänzende Datenauswertungen wurden freundlicherweise auch von Joseph Brüderl und Günter Leichtl Universität München durchgeführt. Für die maschinschriftliche Abfassung des Manuskripts danke ich Frau Waltraud Haas und für die Anfertigung der Grafiken Frau Gerda Suppanz. Nicht zuletzt gilt mein besonderer Dank Dr. Johan Handl und Prof. Christof Helberger für die Überlassung eigener Daten für sekundäranalytische Auswertungen.

INHALTSVERZEICHNIS

Seite

I. Determinanten von Einkommensunterschieden

1. Die Entwicklung der Einkommen

Obwohl Frauen in den letzten Jahren bildungsmäßig mit den Männern nahezu gleichgezogen haben, verdienen sie im Durchschnitt etwa ein Drittel weniger als Männer. Trotz aller Gleichberechtigungspostulate, gesetzlichen Maßnahmen und Veränderungen in der Rechtsprechung haben sich die geschlechtsspezifischen Einkommensrelationen in der Bundesrepublik langfristig nur in geringem Maße verändert (Tabelle 1).

Entgegen üblichen Erwartungen ist auch die globale Erwerbsquote der Frauen in der Bundesrepublik heute nicht wesentlich höher als vor einem halben Jahrhundert. Allerdings sind ganz erhebliche, gegenläufige Verschiebungen erkennbar, wenn die Erwerbsbeteiligung nach dem Familienstand aufgeschlüsselt wird (Tabelle 2). Wegen längerer Verweilzeiten im Bildungssystem ist die Erwerbsbeteiligung bei den jüngeren, ledigen Frauen rückläufig. Dagegen ist ein bedeutender sozialdemographischer Prozeß der Nachkriegszeit in der extrem gestiegenen Erwerbsquote verheirateter Frauen zu sehen, wobei diese Entwicklung noch stärker hervortritt, wenn die Aufmerksamkeit auf die jüngeren Kohorten verheirateter Frauen gelenkt wird (Müller, Willms, Handl 1983, siehe auch Preisendörfer 1985). Damit setzt sich bei einer immer größeren Gruppe von Frauen das Muster dauerhafter Berufskarrieren mit allenfalls kurzen Unterbrechungszeiten durch. Myrdal und Kleins (1960) "Drei-Phasen-Schema" (Berufstätigkeit vor der Ehe, längere Unterbrechungszeiten, bis die Kinder herangewachsen sind, Wiedereintritt ins Berufsleben) entspricht zwar noch einem häufigen Typus, nicht aber mehr der "Normalbiographie" weiblicher Berufstätigkeit.

Bei einer steigenden und zunehmend kontinuierlicheren Erwerbsbeteiligung von Frauen jenseits des Ausbildungsalters erweist sich die globale Einkommensrelation zwischen Frauen- und Männerverdiensten als ziemlich stabil. Diese Relation zwischen ungefähr 0,6 und 0,7, d.h. einem Anteil des Fraueneinkommens von 60-70% des Männereinkommens, ist derart häufig

	Männer	Frauen	Einkommensrelation
1960	579	378	0,65
1961	638	416	0,65
1962	696	456	0,66
1963	738	487	0,66
1964	806	528	0,66
1965	879	578	0,66
1966	943	621	0,66
1967	975	647	0,66
1968	1035	686	0,66
1969	1133	745	0,66
1970	1308	839	0,64
1971	1460	943	0,65
1972	1590	1031	0,65
1973	1778	1163	0,65
1974	1982	1301	0,66
1975	2123	1404	0,66
1976	2271	1508	0,66
1977	2425	1619	0,67
1978	2548	1712	0,67
1979	2692	1808	0,67
1980	2869	1924	0,67
1981	3014	2028	0,67

* Arbeiter , Angestellte und Beamte einschließlich Lehrlinge und Teilzeit-Beschäftigte

Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Beschäftigung und Arbeitnehmereinkommen in der Bundesrepublik Deutschland 1960 - 1970 und 1970 - 1981

Tabelle 1: Bruttoeinkommen aller Arbeitnehmer* in der Bundesrepublik 1960 - 1981

	Insgesamt	ledig	verheiratet	verwitwet/ geschieden
1925	48,2	73,9	29,1	47,3
1961	47,2	81,7	34,9	39,7
1970	46,2	69,9	39,1	43,3
1973	48,2	64,9	43,2	44,9
1982	51,0	59,5	47,4	33,5/76,0

* Anteil der erwerbstätigen Frauen an den erwerbsfähigen Personen (im Alter von 15 bis unter 65 Jahre) in der jeweiligen Kategorie.

Quelle: Walch 1980, S. 25, Wirtschaft und Statistik, 3/1983, S. 213

Tabelle 2: Erwerbsquote von Frauen 1925 - 1982 nach Familienstand*

	Monatseinkommen 1972	Monatseinkommen 1977	Stundenlohn 1977
BRD	63,3	66,2	73,1
CSSR[a)]	67,5	67,4	-
Frankreich	75,8	74,6	77,3
Großbritannien	51,9	60,7	71,4
Italien	75,5	82,1[b)]	83,0[b)]
Niederlande	60,7	69,6	74,1
Österreich[c)]	63,1	63,1[d)]	68,0[d)]
Schweden	-	-	86,9[b,c)]
Ungarn[e)]	64	65	-

a) Fertigungsindustrie und Bergbau
b) 1976
c) Fertigungsindustrie
d) 1975
e) alle nicht-landwirtschaftlichen Arbeiter 1976 bzw. 1974/75

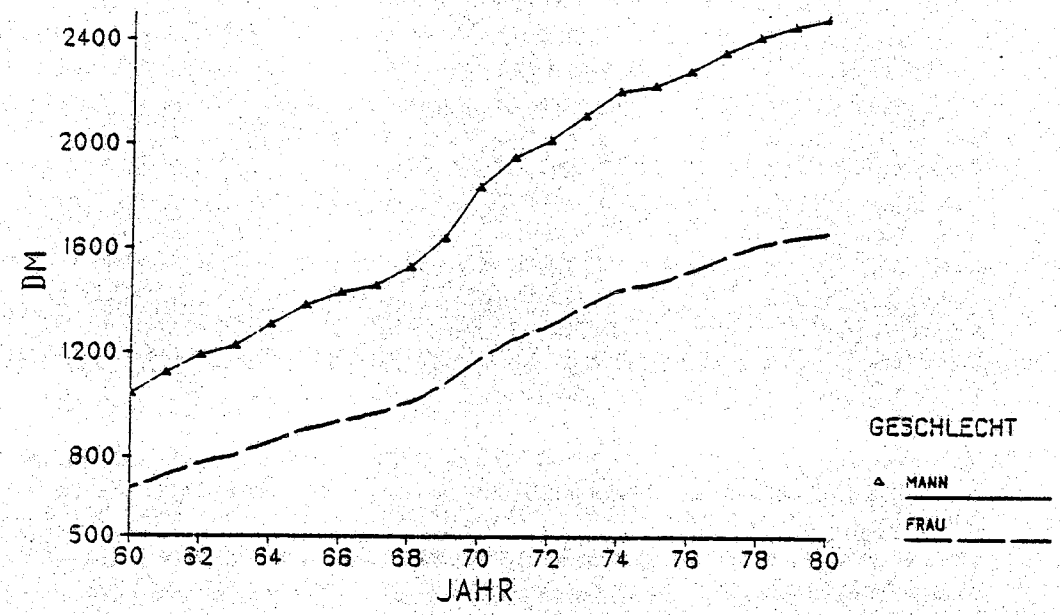
Quelle: Die wirtschaftliche Rolle der Frau in der ECE-Region, 1981, S. 97/103/105.

Tabelle 3: Einkommensrelation im internationalen Vergleich bei Industriearbeitern

sowohl im Zeitablauf als auch im internationalen Vergleich (Tabelle 3) zu beobachten, daß Christl und Wagner (1982) mit Blick auf die österreichische Situation von einer "50%-Regel" sprechen, wobei sie das Einkommen der Frauen als Ausgangspunkt wählen und auf den Mehrverdienst der Männer abheben. Auffallend ist weiterhin (Tabelle 3), daß die Statistik ähnliche Relationen in westlichen als auch sozialistischen Ländern ausweist. Die Einkommensrelation verbessert sich erwartungsgemäß, wenn die unterschiedliche Länge der Arbeitszeit bei Frauen und Männern einkalkuliert wird. Teilzeitarbeit wird auch heute noch fast ausschließlich von Frauen und dabei insbesondere von verheirateten Frauen ausgeübt. Beim Vergleich von Stundenlohnrelationen findet man in der Regel Werte zwischen 0,7 und 0,8 (Tabelle 3).

Wie bei der aggregierten Erwerbsquote kann jedoch eine naive normative Interpretation globaler Einkommensrelationen zu irreführenden Schlußfolgerungen führen. Dies läßt sich an folgendem Szenario illustrieren. Wenn in einer wirtschaftlichen Krisensituation insbesondere verheiratete Frauen mit einer "Alternativrolle" (Offe und Hinrichs 1977) und Teilzeit-Beschäftigung aus dem Erwerbsleben ausscheiden, dann kann sich das in einer scheinbaren "Verbesserung" der Einkommensrelation niederschlagen. Dieser Effekt kann auch bei arbeitszeitbereinigten Statistiken auftreten, wenn in erster Linie im sekundären Arbeitsmarkt (dazu weiter unten) tätige Frauen mit geringen Löhnen ihre Arbeitsplätze verlieren. In beiden Fällen wäre das Resultat eine Erhöhung der statistisch ausgewiesenen Einkommensrelation. Das hypothetische Beispiel macht deutlich, wie sehr davor zu warnen ist, ohne genauere Analyse hochaggregierte Statistiken, hinter denen sich häufig das komplexe Wechselspiel verschiedener Faktoren verbirgt, als normative Sozialindikatoren zu interpretieren.

Eine originelle, aber keineswegs unproblematische Untersuchungsmethode von Zeitreihenwerten, die über die Benachteiligung einer sozialen Gruppe Auskunft geben, hat Fein (1965) in bezug auf Rassendiskriminierung vorgeschlagen. Nach diesem Vorschlag wird die Zeitverzögerung ("Fein-Gap") ermittelt, die die diskriminierte Gruppe von der privilegierten Gruppe trennt. Es wird also danach gefragt, wieviele Jahre früher die privilegierte Gruppe das gegenwärtige Niveau der benachteiligten Gruppe erreicht hat.



* Bruttoeinkommen in Tabelle 1 auf der Basis der Preise von 1976, umgekehrt nach dem Preisindex für Lebenshaltung, Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik (1981, S. 508)

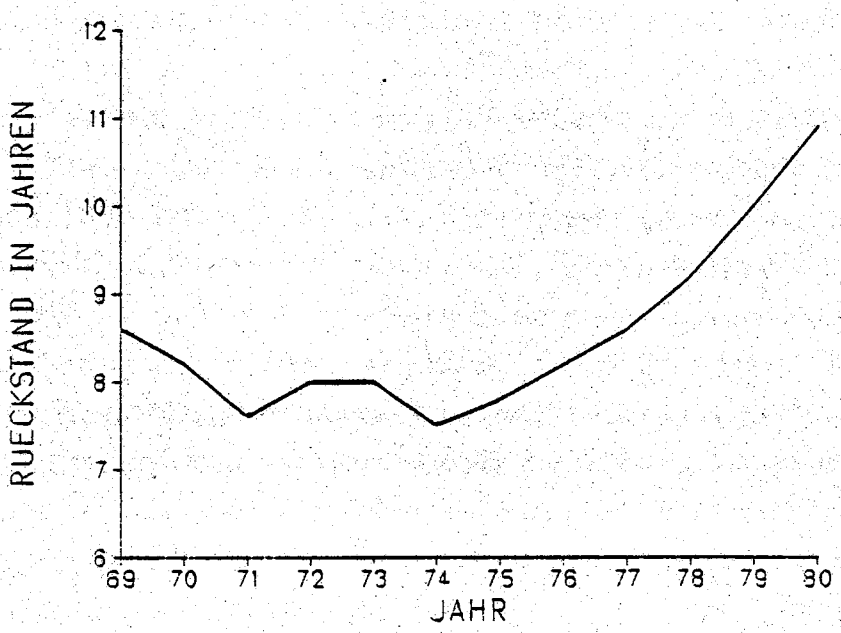


Abbildung 1: Bruttorealeinkommen 1960 - 1980 von Frauen und Männern (oben) und "Fein-Gap-Kurve" (unten)

Ein sinnvoller Vergleich bei Frauen- und Männer-Einkommen sollte natürlich auf der Basis der Realeinkommen erfolgen. Deren Verlauf bei Frauen und Männern im Zeitraum 1960 bis 1980 geht aus Abbildung 1 hervor. Die Fein-Gaps entsprechen den horizontal abgetragenen Differenzen zwischen den Einkommenskurven. Die Differenzen werden in der unteren Abbildung gegen die Zeit aufgetragen. Die so erhaltene Fein-Gap-Kurve hat hier eine leicht U-förmige Gestalt mit steigender Tendenz. 1980 erreichen die Frauen ein durchschnittliches Realeinkommen, das die Männer schon etwa 11 Jahre vorher erzielten, 1970 betrug der Abstand "nur" etwa 8 Jahre. Bei egalitären Einkommensbewertungen könnte mit Tabelle 1 argumentiert werden, daß sich die Einkommensrelationen verbessert haben, die Fein-Gap-Kurve liefert auf der anderen Seite Argumente für die gegenteilige Ansicht. Dieser Widerspruch ist jedoch leicht erklärbar.

Eine etwas genauere Untersuchung zeigt, daß die unterschiedlichen Sozialindikatoren nur jeweils einen Aspekt des Themas "Einkommensunterschiede" beleuchten. Die Fein-Gap-Statistik ist zwar eine recht anschauliche Darstellungsweise, sie hat auf der anderen Seite aber einen empfindlichen Mangel. Bei konkavem Verlauf der Einkommenskurven - wie es bei vielen Statistiken mit Sättigungsniveau der Fall ist - wachsen die Differenzen auch dann, wenn sich die Kurven annähern. Im Extremfall werden die horizontalen Differenzen sogar unendlich groß. So ist die Zunahme der Fein-Gaps in Abbildung 1 auch auf den konjunkturbedingt abflachenden Einkommensanstieg zurückzuführen. Nach den hohen Zuwächsen des Reallohns Anfang der siebziger Jahre benötigen die Frauen jetzt mehr Zeit, um die Einkommen der Männer einzuholen (und nur hierüber informieren Fein-Gaps), obwohl sich die Einkommensrelationen etwas verbessert haben.

Welches sind nun die Faktoren, die hauptsächlich für den Einkommensabstand verantwortlich sind? Eine große Zahl neuerer ökonomischer und soziologischer Theorien hat hierfür eine ebensolche Vielzahl an Antworten parat. In dem vorliegenden Kapitel werden wir der Frage nach der Erklärung der Einkommensunterschiede aus der Sicht ökonomischer und soziologischer Theorien nachgehen. Einen Ausgangspunkt bildet hierbei die neoklassische ökonomische Theorie. Die Mehrzahl der Erklärungsversuche ist nämlich aus der Kontroverse mit dieser Theorie hervorgegangen.

2. Die Herausforderung der Neoklassik

Die Erklärung langfristig existierender Einkommensdifferenzen zwischen den Geschlechtern, Rassen und anderen sozialen Gruppen mit askriptiven Merkmalen bereitet der neoklassischen ökonomischen Theorie erhebliche Schwierigkeiten. In der "alten" neoklassischen Welt dürfte keine Diskriminierung existieren. Jeder Arbeiter und jede Arbeiterin, gleich welcher Hautfarbe und welchen ethnischen Status, erhält genau einen der Grenzproduktivität der Arbeit entsprechenden Lohn. Vorausgesetzt wird dabei das Gesetz vom abnehmenden Ertragszuwachs und vollkommene Konkurrenz auf den Faktor- und Warenmärkten. Löhne und Preise sind in disem Fall für den einzelnen Unternehmer ein fixes Datum. Handelt er rational und gewinnorientiert, so wird er solange Arbeitskräfte einstellen, bis deren Grenzwertprodukt mit den Kosten des Produktionsfaktors, also dem Lohn, übereinstimmt. Bei vollkommener Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt ist dieser Lohn der zuletzt eingestellten Arbeitskraft der allgemeingültige Arbeitslohn.[1)]

Die klassische Doktrin der mikroökonomischen Grenzproduktivitätstheorie stimmt offenbar nicht mit den beobachtbaren Tatsachen überein. Auch die Annahme kurzfristiger Marktstörungen ist eine kaum glaubwürdig zu verteidigende Rückzugsposition. Insbesondere in Zusammenhang mit Problemen der Rassendiskriminierung in den USA wurde auch unter Ökonomen zunehmende Skepsis zumindest an der "reinen" Form der klassischen Lehre laut.

In dieser Situation wurde ein Ausweg in zwei Richtungen gesucht. Verschiedene dem neoklassischen Denken verhaftete Ökonomen akzeptieren zwar das Prinzip der Entlohnung nach der Grenzproduktivität, sie modifizieren jedoch die eine oder andere Annahme der neoklassischen Theorie, um Phänomene wie Einkommensdiskriminierung erklären zu können. Andere Ökonomen, wie die Anhänger der "institutional economics", und eine Reihe von Soziologen versuchen dagegen, mit den Theorien der Arbeitsmarktsegmentierung eine Gegenposition zur neoklassischen Theorie zu beziehen.[2)] Barrieren zwischen verschiedenen Teilarbeitsmärkten und die Verteilung

von Arbeitskräften auf Arbeitsplätze unterschiedlicher Qualität nach askriptiven Merkmalen wie ethnischer Status, Geschlecht und Alter werden nicht als kurzfristige Störung des Marktgleichgewichts analysiert, sondern als endogenes, durch das Marktgeschehen selbst in stabiler Weise hervorgebrachtes soziales Ergebnis.

3. Cassels Paradox und die Antwort der Theorien

Wenn Frauen auch bei Vollzeitbeschäftigung ungefähr 30% weniger Einkommen als Männer erzielen, so fragt es sich, warum rational handelnde und profitmaximierende Unternehmer nicht teure Männerarbeit durch billigere Frauenarbeit substituieren? Dies Problem wurde von Cassel (1929) vor über einem halben Jahrhundert aufgeworfen und wird in der Literatur des öfteren als "Cassels Paradox" bezeichnet (Chipline und Sloane 1976).

Auch wenn gelegentlich Beispiele dafür angeführt werden, daß in manchen Wirtschaftsbereichen tatsächlich eine Substituierung erfolgte, so stellt sich Cassels Problem doch für die Mehrzahl der Wirtschaftsbereiche, in denen von einer Ersetzung männlicher Arbeitskräfte durch Frauen nicht die Rede sein kann.
Cassels Problem ist gewissermaßen ein Prüfstein für eine zutreffende Erklärung der Einkommensdisparität. Die Antworten auf das "Paradox" fallen allerdings ebenso unterschiedlich aus wie die Vielzahl der in der soziologischen und ökonomischen Literatur vorgeschlagenen Theorien.

Im Prinzip existieren drei Lösungsmöglichkeiten des Cassel-Problems. Man kann die Prämisse bezweifeln und Unternehmern auch andere Ziele unterstellen als einzig die Maximierung monetärer Gewinne. Dieser Weg wird mit Beckers (1971) Idee des "taste for discrimination" bei Unternehmern beschritten. Zweitens kann gefragt werden, ob die Nicht-Substituierung und damit die unterschiedliche Behandlung von Arbeitnehmern nach askriptiven Merkmalen wie Geschlecht, Rasse, Nationalität etc. andere Vorteile für die Unternehmer begründen, die den Nutzen der Substituierung teurer durch billigere Arbeitskräfte überwiegen. Auf diese Lösung werden insbesondere

Theoretiker der Arbeitsmarktspaltung hinweisen. Schließlich stellt sich die naheliegende Frage, inwieweit Männer- und Frauenarbeit homogen und beliebig substituierbar ist, oder ob sich Männer und Frauen hinsichtlich produktivitätsrelevanter Merkmale unterscheiden - möglicherweise als Resultat unterschiedlicher Lebensplanung oder Formen der Diskriminierung in früheren Lebensphasen (etwa bei Bildungsentscheidungen). Diese dritte Antwort auf Cassels Paradox gibt nicht nur die Humankapitaltheorie. Auch soziologische Erklärungen des geschlechtsspezifischen Arbeitsmarkts betonen mit der These eines spezifisch "weiblichen Arbeitsvermögens" Unterschiede in der Berufswahl und den Berufsorientierungen weiblicher und männlicher Arbeitskräfte und legen damit den Schwerpunkt auf die Angebotsseite des Arbeitsmarktes.

4. Neoklassische Einkommens- und Diskriminierungstheorien

4.1 Humankapitaltheorie

Der grundlegende Gedanke der Humankapitaltheorie findet sich bereits in Adam Smith' 200 Jahre alter Theorie der "Kompensation von Einkommensunterschieden" (1776, Buch I, Kap. 10). Eins von den fünf dort genannten Prinzipien erklärt Einkommensunterschiede zwischen Berufen durch die Schwierigkeit, den in Frage stehenden Beruf zu erlernen. Vor allem Becker (1975) und Mincer (1974) haben diese Idee in den späten fünfziger Jahren wieder aufgegriffen und mit Hilfe des Investitionskalküls in eine modelltheoretisch exakte Form gekleidet. Ähnlich wie Unternehmer in Sachkapital, können Arbeitskräfte in Humankapital (Bildung, berufliches Training, Gesundheit) und in dessen Verwertung (Mobilität, Job-Suche) investieren. Ein höheres Humankapitalniveau ist gleichbedeutend mit einer höheren Produktivität der Arbeitskraft, so daß nach der Grenzproduktivitätstheorie Arbeitskräfte mit größerem Humankapitalstock eine höhere Entlohnung erzielen. Die unrealistische Annahme der Homogenität des Faktors Arbeit wird somit durch die Humankapitaltheorie aufgegeben. Das Humankapital wirft eine Rendite ab, die die Investition mehr oder weniger lohnenswert erscheinen läßt.

Die Entscheidung, in Humankapital zu investieren, richtet sich wie bei anderen ökonomischen Investitionen auch nach dem Barwert der Investition im Vergleich zu den Kosten (Ehrenberg und Smith 1982, Kap. 9). Der Barwert ist hierbei der diskontierte Nutzen der Investition, die Kosten sind direkte Kosten und Opportunitätskosten, d.h. der diskontierte Nutzen, wenn nicht in Humankapital investiert wird. Es folgt daraus, daß die Investition dann profitabel ist, wenn die diskontierten Nutzenzuwächse durch die Investition im Laufe eines Arbeitslebens die Kosten der Investition, z.B. eine Universitätsausbildung, übersteigen. Formal ausgedrückt:

$$(1) \quad \frac{\Delta y_1}{1+r_1} + \frac{\Delta y_2}{(1+r_2)^2} + \ldots + \frac{\Delta y_T}{(1+r_T)^T} > C$$

Dabei ist Δy_i ganz allgemein der monetäre und psychische Nutzenzuwachs durch die Investition in Periode i, r_i die Diskontierungsrate, T die Anzahl der Perioden, also die Länge der Erwerbstätigkeit, und C steht für die Kosten der Investition, die sich im Falle einer Ausbildung über die Mindestschulzeit hinaus hauptsächlich aus entgangenen Arbeitsverdiensten zusammensetzen.

Schon diese allgemeine Fassung der Theorie gestattet eine Reihe von Prognosen, die mit empirischen Daten konfrontiert werden können. So ist die Wahrscheinlichkeit, eine längere Ausbildung zu wählen umso größer, wenn eine Person zukunftsorientiert ist, d.h. eine niedrige Diskontierungsrate aufweist, wenn sie jung ist und damit T einen relativ hohen Wert hat, wenn die Einkommensunterschiede für Personen mit und ohne Ausbildung hoch und die Kosten der Ausbildung niedrig sind.

Ausgehend von dem obigen Optimierungskalkül mit der Länge der Schulbildung als Entscheidungsvariable konnte Becker (1975) eine Gleichung für den Zusammenhang zwischen Schulbildung und Einkommen spezifizieren, die in Mincers (1974) einflußreicher Schrift durch die Berücksichtigung nachschulischer Investitionen wie z.B. in das "On-the-job-training" erweitert wurde. Mit Mincers "verschärfter" Version der Theorie gelingt es, unter einer Reihe zusätzlicher Annahmen (Optimierung des diskontierten, monetären

Einkommensstroms als zentrale Nutzengröße, gleiche "rates of return" bei allen Personen in allen Perioden, linear fallende nachschulische Investitionen) die folgende einfache quadratische Einkommens-Berufsalter-Bildungs-Funktion zu formulieren, in der nur noch beobachtbare Größen auftreten, so daß eine Schätzung an empirischen Daten ermöglicht wird (zu dieser Gleichung genauer Kap. III):

$$(2)\quad \ln(\text{Einkommen}) = b_0 + b_1\,(\text{Bildungsjahre}) + b_2\,(\text{Berufsalter}) + b_3\,(\text{Berufsalter})^2$$

Nach dieser Variante der Humankapitaltheorie ist also der natürliche Logarithmus des Einkommens eine lineare Funktion der Vollzeitausbildungsjahre und eine quadratische Funktion des Berufsalters. "Berufsalter" bezeichnet hierbei die Anzahl der Jahre seit dem Abschluß der schulischen Ausbildung. Obwohl man die zugrunde gelegten Annahmen als ausgesprochen "heroisch" einstufen mag, ist die Theorie, die empirisch etwa 30-50% der Einkommensvarianz erklärt (Mincer 1974, 1976), doch sehr erfolgreich auch bei der Erklärung einer Reihe weiterer Merkmale der Einkommensverteilung wie u.a. die typische rechtsschiefe Gestalt der Verteilung (vgl. Kap. III) und die konkave Form von Einkommensprofilen.

Einkommensunterschiede zwischen sozialen Gruppen und insbesondere zwischen Männern und Frauen sind der Theorie nach durch eine unterschiedliche Ausstattung mit Humankapital zu erklären, d.h. durch die Inhomogenität des Faktors Arbeit bezüglich seiner Produktivität. Das unterstellte Humankapitalgefälle zwischen den Geschlechtern wird in neueren Fassungen der Theorie (Mincer und Polachek 1974, Polachek 1975) nun nicht als exogen angenommen, sondern wiederum durch rationales Investitionsverhalten von Männern und Frauen bei je unterschiedlichen Randbedingungen erklärt. Erstens ist es für Frauen "rational", weniger in Bildung und "On-the-job-training" zu investieren, da aufgrund von Berufsunterbrechungen im Zuge der vorherrschenden Form der Familien-Arbeitsteilung (dazu wieder Beckers Haushaltsproduktionstheorie, Becker 1981), eine kürzere Zeit der Humankapital-Verzinsung erwartet wird. Zweitens ist wegen der Unterbrechungen das Ausmaß an Berufserfahrung geringer, wobei bei

längeren Unterbrechungen noch eine Entwertung (Abschreibung) des vorhandenen Humankapitals hinzukommt. Und drittens spielen erwartete Unterbrechungen der Erwerbstätigkeit auch bei der Berufswahl eine Rolle. Polacheks (1976) Berufswahlhypothese geht davon aus, daß Frauen mit geringer Arbeitsmarktbindung Berufe wählen, in denen eine Unterbrechung der Tätigkeit mit einer geringen Abschreibung des Humankapitals verbunden ist. Dies sind aber typischerweise nicht-professionelle Berufe mit niedrigeren Einkommen. Auf der anderen Seite prognostiziert die Theorie, daß ledige Frauen mit durchgehender Berufskarriere das gleiche Investitionsverhalten wie Männer aufweisen und folglich auch ungefähr das gleiche Einkommen erzielen werden (Polachek 1975).

Parallel zur Humankapitaltheorie sind ungefähr im gleichen Zeitraum von Soziologen der Duncan-Schule Modelle des Statuszuweisungsprozesses konstruiert worden (Blau und Duncan 1967, Überblick in Bielby 1981). Obwohl beide Richtungen wenig Notiz voneinander genommen haben, sind doch erhebliche Überschneidungen in Hinblick auf die Fragestellungen und das verwendete ökonometrisch-methodische Instrumentarium zu erkennen. Insbesondere enthalten die Statuszuweisungsmodelle ähnlich der Humankapitaltheorie lineare Gleichungen für den Zusammenhang zwischen Bildungsjahren und dem (absoluten) Einkommen. Eine Schwäche dieser Modelle ist allerdings im Unterschied zur Humankapitaltheorie die sehr viel stärkere deskriptive Orientierung. Anders als bei ihrem ökonomischen Pendant werden die beobachteten Zusammenhänge nicht explizit aus theoretischen Annahmen deduziert. Diesem Mangel an theoretischer Fundierung steht jedoch das Bemühen gegenüber, auch die unabhängigen Variablen der Einkommenstheorie durch Ressourcen des Elternhauses, intergenerationale Mobilität und Merkmale des Lebenszyklus zu erklären. Es ist somit ein naheliegender Vorschlag, die Stärken beider Theorien zu kombinieren, indem die Variablen der Humankapitaltheorie ihrerseits in Abhängigkeit von den erwähnten Merkmalen des Mobilitätsprozesses analysiert werden.

4.2 Beckers Diskriminierungstheorie

Die Humankapitaltheorie versucht Einkommensunterschiede, nicht aber Einkommensdiskriminierung zu erklären. Dabei geht sie von der Angebotsseite des Arbeitsmarktes aus. Wie aber sind nachweisbare Einkommensunterschiede zwischen sozialen Gruppen auch bei gleicher Humankapitalausstattung und damit gleicher Produktivität erklärbar? Die Humankapitaltheorie gibt auf diese Frage keine Antwort.

Beckers (1971) Diskriminierungstheorie beansprucht diese Lücke zu schliessen. Einkommensdiskriminierung auf dem Arbeitsmarkt wird hierbei definiert als die aktuelle Einkommensrelation der Geschlechter abzüglich der hypothetischen Relation ohne Diskriminierung. Letztere ist eins bei vollständiger Substituierbarkeit von Männern und Frauen, so daß für den Marktdiskriminierungskoeffizienten (MDK) geschrieben werden kann:

$$(3)\quad MDK = \frac{l_M - l_F}{l_F}$$

l_M und l_F sind die Lohnsätze von Männern und Frauen bei gleicher Produktivität. Die unterschiedliche Höhe der Lohnsätze erklärt Becker durch positive Präferenzen der Unternehmer gegenüber der Beschäftigung von Männern und negativen Präferenzen gegenüber der Beschäftigung von Frauen. Unternehmer mit einem "taste for discrimination" handeln so, als ob die Lohnrate der Frauen $l_F(1 + d_i)$ sei, wobei d_i der Diskriminierungskoeffizient des Unternehmens ist.

Annahmen und Konsequenzen des einfachsten Arbeitgeber-Diskriminierungs-Modells von Becker werden sehr klar von Arrow (1973) formuliert. Unternehmer maximieren danach nicht allein Profite, sondern eine Nutzenfunktion, deren Argumente die Profite und die Zusammensetzung der Beschäftigten nach Geschlecht sind. Schreiben wir gemäß Arrows Darstellung für das Ausmaß der negativen Präferenz gegenüber Frauen $d_F = l_F \cdot d_i$ und entsprechend für Männer d_M, dann folgt nach der Grenzproduktivitätstheorie im Gleichgewicht:

$$(4) \quad \begin{aligned} GP_F &= l_F + d_F \\ GP_M &= l_M + d_M \end{aligned}$$

wobei d_F positiv und d_M negativ oder null ist und GP_F und GP_M die Grenzproduktivitäten der Frauen bzw. Männer bezeichnen.
Unter der Annahme vollkommener Konkurrenz ist der Lohnsatz l_F für den einzelnen Unternehmer vorgegeben. Da aber ein diskriminierender Unternehmer so handelt, als ob er einen Lohn von $l_F + d_F$ zahlen müsse, wird er die Nachfrage nach weiblichen Arbeitskräften nicht so weit ausdehnen wie im Falle der rein monetären Gewinnmaximierung. Die Nachfrage nach weiblichen Arbeitskräften ist somit geringer (und die nach männlichen Arbeitskräften größer bei negativen Werten von d_M), als bei reiner Gewinnmaximierung, wobei die Kombination der Produktionsfaktoren nicht mehr kostenoptimal ist. D.h. auch der diskriminierende Unternehmer erleidet monetäre Gewinneinbußen. "Wer diskriminiert, muß zahlen", ist ein Kernpunkt der Beckerschen Analyse.[3)]

Da nach Annahme Männer und Frauen im Produktionsprozeß vollständig substituierbar sind, gilt

$GP_F = GP_M$. Somit folgt aus (4):

$$(5) \quad l_F < l_M.$$

Im Unterschied zum traditionellen Wettbewerbsgleichgewicht sind die Löhne der Frauen auch bei gleicher Produktivität geringer als die Löhne der Männer.

Wenig plausibel ist Beckers Deutung des "taste for discrimination" im Sinne einer "Kontakthypothese", nach der Männer als Arbeitgeber (bzw. in den erweiterten Becker-Modellen als Arbeitnehmer und Kunden) eine Aversion gegenüber beruflichen Kontakten mit Frauen aufweisen.
Ein weiterer zentraler Einwand gegenüber Beckers' Untersuchung bezieht sich auf die Instabilität des Gleichgewichts. Wenn ein oder mehrere Unternehmer weniger intensiv diskriminieren als die übrigen Unternehmen,

so sind erstere in der Lage kostengünstiger zu produzieren. Auf lange Sicht müßten die diskriminierenden Unternehmer auf Wettbewerbsmärkten verdrängt werden, was offensichtlich schwer mit der Tatsache langfristig existierender Einkommensunterschiede zu vereinbaren ist.[4)] Aus Beckers Arbeitgeber-Diskriminierungs-Modell läßt sich zudem die prüfbare Konsequenz ableiten, daß der Marktdiskriminierungskoeffizient auf Wettbewerbsmärkten geringere Werte als auf monopolisierten Märkten annehmen sollte.

Beckers Theorie gibt eine Antwort auf das in Abschnitt 3 erwähnte "Cassel-Paradox", indem diskriminierende Präferenzen bei Unternehmern unterstellt werden und damit nicht mehr von rein monetärer Gewinnmaximierung ausgegangen wird. Ironischerweise steht das Präferenz-Argument eigentlich im Gegensatz zu der ansonsten von Becker programmatisch vertretenen Forschungsstrategie, nach der bei Psychologen und Soziologen beliebte Präferenz-Argumente (Werte, Normen usf.) auf Skepsis stoßen und als Ad-hoc-Hypothesen abqualifiziert werden (Becker 1976, S. 5).

4.3 Die Crowding-Hypothese

Ebenso wie Beckers "psychologische Präferenztheorie" der Arbeitgeberdiskriminierung identifiziert Bergmanns (1971, 1973) "Crowding"-Theorie die Ursachen der Einkommensdiskriminierung auf der Nachfrageseite. Der Crowding-Theorie zufolge existiert Beschäftigungsdiskriminierung: Frauen und der nicht-weißen Bevölkerung (auch Bergmanns Theorie zielte ursprünglich auf Rassendiskriminierung) sind zahlreiche Beschäftigungsfelder versperrt. Dadurch kommt es zu einer hohen Konzentration ("Crowding") der diskriminierten Gruppe in der geringeren Anzahl von Berufen, die für Frauen "offen" sind, so daß infolge des Überangebots Frauen geringere Löhne als Männer erzielen.

Mit ihrer Theorie greift Bergmann ein Argument auf, das schon von J.St. Mill und später von Edgeworth (1922) vorgebracht wurde. So schreibt Mill - wohl der erste klassische Ökonom, der sich mit dem Problem der niedrigen Frauenlöhne beschäftigt hat - im Jahre 1848, daß "although so much smaller a number of women, than of men, support themselves by wages, the

occupations which law and usage make accessible to them are comparatively so few, that the field of their employment is still more overcrowded" (Mill 1848, II.XIV.5).
Nach Bergmanns Analyse (1973, S. 14) profitieren durch den Crowding-Effekt hauptsächlich die männlichen Arbeitnehmer (sowie deren Ehefrauen, wenn sie keine Marktarbeit verrichten) und diejenigen Arbeitgeber, die billige weibliche Arbeitskräfte beschäftigen. Die männlichen Löhne liegen ja bei Ausschaltung der weiblichen Konkurrenz über und die weiblichen Löhne unter dem Wettbewerbsniveau. Warum aber sollten dann auch Arbeitgeber diskriminieren, die vorwiegend teure männliche Arbeitskräfte beschäftigen? Insbesondere könnten einzelne Arbeitgeber gleich-produktive Frauen in den "versperrten" Berufen zu geringeren Löhnen einstellen, da Frauen durch Diskriminierung niedrigere Opportunitätskosten haben (Bergmann 1971, S. 298). In den "offenen" Alternativ-Berufen werden Frauen schlechter bezahlt, so daß sie niedrigere Löhne als Männer akzeptieren werden. Einzelne profitmaximierende Unternehmer, insbesondere solche mit geringerer Diskriminierungsneigung, müßten somit immer an der Durchbrechung des Systems der Diskriminierung interessiert sein, was ähnlich wie bei Beckers Theorie langfristig zur Einebnung der geschlechtsspezifischen Berufs-Barrieren führen müßte.

Ähnlich wie auch Becker behilft sich Bergmann mit einer psychologischen "Taste-for-discrimination"-Annahme, wobei sie sich von der künftigen soziologischen und psychologischen Forschung Aufklärung darüber erhofft, "... why human beings enjoy enforcing and confirming to occupational segregation along sex (and racial) lines ..." (1973, S. 12). Anders als in Beckers Theorie wird jedoch keine fragwürdige "Kontakthypothese" unterstellt, sondern realistischerweise davon ausgegangen, daß sich die Diskriminierung von Frauen auf typischerweise als männlich definierte Berufsfelder bezieht.

Eine alternative Begründung der Konzentration von Frauen in wenigen Tätigkeiten kann auch in der Existenz kollektiver Regelungen (Arbeitsschutzgesetze) und kollektiver Aktionen seitens der Gewerkschaften der begünstigten männlichen Arbeitskräfte gesehen werden. Durch kollektive

Ausschließungsregeln (etwa Nachtarbeitsverbote etc.) ist zudem die Stabilität beruflicher Segregation besser erklärbar, da hierdurch einzelne profitmaximierende Unternehmer mit geringer Diskriminierungsneigung an der Substituierung von Männern durch gleich-qualifizierte Frauen gehindert werden. Auch Selbst-Selektion, erklärbar etwa durch Polacheks (1976) Berufswahl-Hypothese, könnte als weitere Ursache des Crowding-Phänomens betrachtet werden. Diese alternativen Erklärungen verweisen im Gegensatz zu Bergmanns Theorie auf diskriminierungsfördernde Faktoren der Angebotsseite.

4.4 Monopson-Theorie

Eine weitere Möglichkeit, die neoklassische Theorie mit der Existenz von Diskriminierung zu harmonisieren, ist die Modifizierung der Wettbewerbsannahme durch die Berücksichtigung von monopolistischer Arbeitgebermacht. In dem Modell von Madden (1973) werden monopsonistische Nachfragestrukturen angenommen und deren Konsequenzen für die Löhne von Männern und Frauen untersucht. Voraussetzung für die Aufrechterhaltung monopsonistischer Strukturen ist eine stark eingeschränkte Mobilität der Arbeitskräfte, die für die Bundesrepublik nach einer Studie von Weltz (1971) empirisch belegt werden kann. Haben Arbeitgeber, z.B. auf einem lokalen Arbeitsmarkt, ein Nachfragemonopol nach Arbeitskräften, so werden die Löhne von Frauen und Männern niedriger sein als im Fall des neoklassischen Wettbewerbsgleichgewichts bei vollständiger Konkurrenz (zu einer genauen Analyse siehe Walch 1980, S. 69ff). Um auch Einkommensunterschiede zwischen Frauen- und Männerlöhnen erklären zu können, muß eine weitere Annahme hinzutreten, nämlich die vermutete geringere Arbeitsangebotselastizität der Frauen im Vergleich zu den Männern. Insbesondere bei verheirateten Frauen kann ein relativ unelastischer Verlauf der Angebotskurve durch die begrenzte regionale Mobilität erklärt werden. Ein zusätzlicher Faktor ist nach Walch (1980, S. 83) die "historische Unterschätzung der Hausarbeit" mit der Konsequenz, daß Frauen ihre Arbeitskraft auch auf dem Markt zu geringeren Löhnen anbieten.

Als Ursachen der Einkommensunterschiede nennt die Monopson-Theorie Faktoren der Angebots- (unelastischer Verlauf der Arbeitsangebotskurve der Frauen) als auch der Nachfrageseite (monopsonistische Arbeitgebermacht). Das Elastizitäts-Argument ist empirisch jedoch nicht unumstritten (Walch 1980, S. 83). Verheiratete Frauen, die ihre Tätigkeit nur als "Zuverdienst" ansehen, weisen möglicherweise sogar eine höhere Mobilität zwischen Betrieben als Männer auf.

4.5 Statistische Diskriminierung

Die Informationsökonomie (Stigler 1961, 1962), ein Zweig der Ökonomie, der in den letzten beiden Jahrzehnten stark an Bedeutung gewonnen hat, lenkt die Aufmerksamkeit auf zwei Probleme.
Erstens werden ökonomische Entscheidungen in einer Welt mit unvollständiger Information unter Unsicherheit getroffen und zweitens ist die Informationssuche zur Verminderung von Entscheidungsrisiken mit Kosten verbunden. Dies gilt auch für Arbeitgeber, die über die Einstellung und den Lohn von Arbeitskräften zu befinden haben. Um die Fähigkeiten eines Bewerbers zu ermitteln, werden persönliche und Gruppenmerkmale als Indikatoren herangezogen, von denen vermutet wird, daß sie mit den Fähigkeiten des Bewerbers in Zusammenhang stehen. Derartige "Screening devices" (Stiglitz 1976) können Schulzeugnisse, die Qualität einer besuchten Universität, Testwerte, Rasse, Geschlecht, Wohngegend usf. sein.

Wenn nun zusätzlich zu den individuellen Merkmalen (beispielsweise die Schulnote) auch Gruppenmerkmale wie das Geschlecht herangezogen werden, dann kann aus dieser Entscheidungsprozedur "statistische Diskriminierung" resultieren. Die Bedeutung leicht erkennbarer Unterscheidungsmerkmale wie Geschlecht und Rasse ist besonders dadurch gegeben, daß die Sortierung nach diesen Merkmalen für den Unternehmer ein äußerst billiger Screening-Prozeß ist.

Nehmen wir an, ein rational handelnder, vorurteilsfreier Unternehmer geht davon aus, daß gegenüber männlichen Bewerbern gleich talentierte Frauen im Mittel eine höhere Wahrscheinlichkeit von Berufsunterbrechungen auf-

weisen. Bei einer Tätigkeit mit hohen Anlernkosten ist die Einstellung von Männern dann offenkundig profitabler. Infolgedessen wird er Frauen gar nicht oder nur zu einem geringeren Lohn einstellen, der die Differenz zwischen den Produktivitätserwartungen genau ausgleicht. Die Opfer der statistischen Diskriminierung sind dabei diejenigen Angehörigen der diskriminierten Gruppe, deren Produktivität über dem Gruppenmittelwert liegt - z.B. die Frauen mit permanenter Berufskarriere, die guten Absolventen einer "schlechten" Universität etc.

Zu berücksichtigen ist allerdings auch, daß die Anwendung billiger Screening-Verfahren zwar "rational" im Sinne der Gewinnmaximierung sein kann, keineswegs aber zwangsläufig sein muß. Einzukalkulieren sind ja auch die Kosten von Fehlentscheidungen. Nur wenn die Informationskosten größer sind als der Gewinn durch die Vermeidung von Fehlentscheidungen, "lohnt" es sich, billige Screening-Verfahren zu verwenden. Aus dieser Überlegung folgt die wichtige Hypothese, daß Gruppenmerkmale wie das Geschlecht um so weniger als "Screening-device" geeignet sind, je mehr die Varianz innerhalb der Gruppe steigt. Je mehr Frauen sich für permanente Berufskarrieren entscheiden, um so kostspieliger wird wegen der Häufung von Fehlentscheidungen das "billige" Screening-Verfahren aufgrund der Geschlechtszugehörigkeit sein (Ehrenberg und Smith 1982, S. 409).

Die Theorie statistischer Diskriminierung ist somit ein Spezialfall der Screening-Theorie, wenn sie die Folgen der Anwendung von Gruppenmerkmalen als "Screening-device" für die Beschäftigung und Lohnunterschiede der Gruppenangehörigen untersucht. Formale Modelle statistischer Diskriminierung in der Tradition der Neoklassik wurden zuerst von Phelps (1972) und Arrow (1973) entwickelt (zu einem kritischen Überblick siehe Aigner und Cain, 1977). Mit diesen Modellen ist es möglich, Einkommensunterschiede bei gleich produktiven Frauen und Männern auch ohne Rückgriff auf Beckers problematische "Taste-for-discrimination-Annahme" zu erklären. Allerdings müßten die von statistischer Diskriminierung Betroffenen, die unter der neoklassischen Annahme des Lohnwettbewerbs unter ihrer Grenzproduktivität entlohnt werden, am Arbeitsplatz ihre tatsächlichen Fähigkeiten demonstrieren können. Nach kurzer Zeit wäre demnach eine

Angleichung der Einkommensdifferenzen zu erwarten. Neoklassische Ökonomen werden größere Schwierigkeiten haben, diesen Einwand zu entkräften, als "unorthodoxe" Ökonomen wie Thurow, die sich im Rahmen der Arbeitsmarktsegmentierungstheorie ebenfalls auf Argumente statistischer Diskriminierung berufen, jedoch dabei weder von der Grenzproduktivitätstheorie noch vom Lohnwettbewerbsmodell ausgehen.

5. Theorien der Arbeitsmarktsegmentierung

Als Reaktion auf die Erklärungsdefizite neoklassischer Modelle bei Problemen wie Unterbeschäftigung, Diskriminierung, Armut, Versagen von konjunktureller Steuerung und durch die Humankapitaltheorie inspirierter Ausbildungsprogramme wurden in den USA, anknüpfend an die Tradition der institutionellen Ökonomie (Dunlop 1944) von Doeringer und Piore (1971) und anderen Autoren Konzepte der Segmentierung von Arbeitsmärkten entwickelt (zu einer zusammenfassenden Diskussion vgl. Cain 1976, Freiburghaus und Schmidt 1975, Kalleberg und Sørensen 1979). Die verschiedenen Segmentierungsansätze, die nach Zahl und Art der abgegrenzten Segmente sowie in Hinblick auf ihre Entstehungsursachen differieren, haben die gemeinsame Sicht, daß sich der Arbeitsmarkt aus einer mehr oder minder großen Zahl relativ abgeschlossener Teilarbeitsmärkte zusammensetzt, zwischen denen geringe Mobilitätsströme existieren. Diese Arbeitsmarktbarrieren sind nicht als kurzfristige Störungen von Marktgleichgewichten anzusehen. Vielmehr sind sie z.T. institutionell verfestigt und werden durch Prozesse positiver Rückkoppelung dauerhaft aufrechterhalten. Die Grenzproduktivitätstheorie wird für unrealistisch, zumindest aber nur für eingeschränkt gültig auf bestimmten Teilarbeitsmärkten (dem sekundären Bereich, siehe unten) befunden. Im primären Arbeitsmarkt richtet sich hingegen die Entlohnung nach institutionellen Regeln, die firmenspezifischen Bedürfnissen entsprechen. Im Unterschied zu den geschlossenen Modellen der Neoklassik handelt es sich bei den Segmentierungstheorien von Ökonomen und Soziologen mehr um singuläre Beschreibungen, Fallstudien, Konzepte und "Ansätze" denn um konsistente, deduktiv aufgebaute Theorien. Allerdings liegen in neuerer Zeit auch stärker modellmäßig

orientierte Theorien bis hin zur mathematischen Formalisierung vor (Thurow, Sørensen, dazu weiter unten). Ein klassischer Vorläufer der Segmentierungstheorie ist wiederum J.St. Mill, der mit seinen Überlegungen in den "Principles" Anlaß zu der vielzitierten These der "non-competing-groups" gab (Brown 1977, S. 16).

5.1 Duale Ökonomie und dualer Arbeitsmarkt

Von Autoren wie Averitt (1968) und Galbraith (1967) wird die Aufspaltung der US-amerikanischen Wirtschaft in einen stabilen, kapitalintensiven, durch Massenproduktion und stetige Nachfrage gekennzeichneten Kernbereich und einen konjunkturreagiblen, von kleineren Betrieben getragenen peripheren Bereich beschrieben. Mit dieser Zweiteilung der Wirtschaft korrespondiert nach den Arbeiten von Doeringer und Piore (1971), Piore (1975) eine Zweiteilung des Arbeitsmarktes. Ein primärer Bereich, der vor allem die internen Arbeitsmärkte von Großbetrieben umfaßt und wiederum in ein oberes und unteres Segment zerfällt, und ein sekundärer Arbeitsmarkt mit instabilen Beschäftigungsverhältnissen, hoher Fluktuation, geringeren Qualifikationserfordernissen und niedrigen Löhnen. Auf dem primären Arbeitsmarkt existieren dagegen fest definierte Laufbahnen, "Mobilitätsketten", Besoldungsschemata, Senioritätsregeln bei naturgemäß lang andauernden Beschäftigungsverhältnissen mit dem Erfordernis eines hohen Grads an betriebsspezifischen Qualifikationen. Auf dem sekundären Arbeitsmarkt wie auch im oberen Teil des primären Segments wird ein hohes Ausmaß an Mobilität zwischen verschiedenen Betrieben angenommen. Jedoch handelt es sich im ersteren Fall um Mobilität auf der horizontalen Ebene, in letzterem Fall dagegen um vertikale Karrieremobilität.

5.2 Segmentierung nach dem Münchener ISF-Ansatz

Ein wichtiger Unterschied zur angelsächsischen Arbeitsmarktsituation ist die Existenz betriebsübergreifender, berufsfachlicher Teilarbeitsmärkte in der Bundesrepublik. Mit den Arbeiten des Münchener "Instituts für Sozialwissenschaftliche Forschung" (ISF) wird eine revidierte, eigenständige Fassung des Segmentierungskonzepts vorgelegt, das den nationalen Beson-

derheiten der bundesrepublikanischen Wirtschaft angepaßt ist (siehe z.B. die Arbeiten von Lutz und Sengenberger 1974, 1980, Sengenberger 1975, 1978). Der ISF-Ansatz unterscheidet drei Segmente, die hauptsächlich nach dem Schlüsselbegriff der Qualifikationserfordernisse abgegrenzt werden: Arbeitsmärkte mit unspezifischen "Jedermannsqualifikationen", die erwähnten berufsfachlichen Märkte und der primäre, aus internen, betrieblichen Arbeitsmärkten bestehende Bereich. Vermutet wird, daß die internen Arbeitsmärkte mit betriebsspezifischen Qualifikationen zu Lasten der berufsfachlichen Märkte zunehmend expandieren.

Eine Hauptursache für die Segmentierung sehen die ISF-Autoren in den Qualifikationserfordernissen der anlagenintensiven, größeren Betriebe. Diese Unternehmen benötigen Arbeitskräfte mit einem hohen Ausmaß an betriebsspezifischen Fertigkeiten. In Beckers (1975) Terminologie handelt es sich um "spezifisches Humankapital". Die Kosten für Investitionen in spezifisches Humankapital werden von den Unternehmen getragen, die dann natürlich (ebenso wie die Arbeitskräfte selbst, die ja betriebsspezifische Kenntnisse außerhalb des internen Markts nicht verwenden können) an einer langfristigen Betriebsbindung der Arbeitskräfte interessiert sind, um die Rendite des investierten Humankapitals zu maximieren. So heißt es bei Lutz und Sengenberger 1980 (S. 293): "In Absetzung von einem Gutteil der angelsächsischen Segmentationsanalytiker wird die primäre Ursache von Arbeitsmarktsegmentation im betrieblichen Interesse an der Verfügung über und der Nutzung von spezifisch qualifizierter Arbeitskraft (...) gesucht ..." Betriebliche Sozialleistungen, Betriebsaltersrenten und definierte Mobilitätsketten sind genau mit einer Anreizstruktur im Einklang, die das langfristige Verbleiben der Arbeitskräfte im Betrieb sichert. Es gibt zudem eine Reihe weiterer Gründe, die die Entlohnung auf internen Arbeitsmärkten nach dem Schema langfristig ausgerichteter Anreizstrukturen ökonomisch "rational" erscheinen lassen. So argumentiert Thurow (1975), daß das "On-thejob-training" neuer Arbeitskräfte durch alteingesessene Betriebsangehörige unmöglich wäre, wenn Lohnwettbewerb und nicht fixe Karriereleitern vorliegen würden. Die Ausbilder müßten andernfalls neue Arbeitskräfte als Konkurrenten fürchten und hätten somit kein Interesse daran, die neuen Kollegen anzulernen.

Im Unterschied zur neoklassischen Theorie wird somit von relativ rigiden Lohnrelationen als betriebsorganisatorisches Erfordernis interner Arbeitsmärkte ausgegangen (siehe auch Lutz und Sengenberger 1980, S. 297).

Durch die Herausbildung interner Arbeitsmärkte kommt es ferner zur Spaltung der Belegschaft in eine feste, dem Betrieb durch verschiedene Vergünstigungen langfristig verbundene Stammbelegschaft, die von den Unternehmen auch in Krisensituationen nach Möglichkeit gehalten wird, und eine flexibel einsetzbare Randbelegschaft mit geringen Qualifikationserfordernissen und somit geringen Anlernkosten. Ein weiterer Grund für die Zweiteilung der Belegschaft ist die mit diesem Organisationsmuster gegebene Möglichkeit der flexiblen Reaktion auf Nachfrageschwankungen.

Überwiegend sind die sekundären Arbeitsplätze mit Frauen besetzt. Nach der Segmentierungstheorie ist somit die hohe Konzentration der Frauen auf dem sekundären Arbeitsmarkt die Ursache ihrer Unterbezahlung.

5.3 Arbeitsmarktsegmentierung und Einkommensdiskriminierung: Thurows Theorie

Wie ist es zu erklären, daß bei der Zuordnung von Arbeitskräften zu den Segmenten die Geschlechtszugehörigkeit eine Rolle spielt? Betrachten wir dazu das Modell von Thurow (1975), einem der "unorthodoxen" amerikanischen Ökonomen. Wie die ISF-Theoretiker behauptet Thurow, daß im betrieblichen Bereich spezifische Kenntnisse immer mehr an Bedeutung gewinnen. Diese werden nach Thurow hauptsächlich durch "On-the-job-training" erlernt. Der Grund ist, daß betriebsrelevante Kenntnisse häufig nur am Arbeitsplatz erlernbar sind und zudem, daß aus unternehmerischer Perspektive diese Lernmethode Kostenvorteile bietet, da Arbeitskräfte dann schon während der Lernphase produktiv tätig sein können. Zur Etablierung eines derartigen Trainingssystems bedarf es aus den oben erwähnten Gründen der Ausschaltung innerbetrieblicher Lohnkonkurrenz. Statt um Löhne wird in Thurows Modell ein Wettbewerb um Arbeitsplätze angenommen.

Um den Zuordnungsmechanismus von Personen zu Arbeitsplätzen zu verdeutlichen, wird das Konzept der Arbeitskräfteschlange eingeführt. Hintergrundindikatoren wie Bildung, Alter, Geschlecht, Berufserfahrungen usw. bestimmen die relative Position in der Arbeitskräfteschlange. Aus der Sicht des Unternehmens wird nach diesen Indikatoren eine Reihung durchgeführt, wobei der vermutete Zusammenhang zwischen den Hintergrundindikatoren und den erwarteten Trainingskosten, die ja vom Arbeitgeber getragen werden, das entscheidende Kriterium darstellt.

Ein weiteres von Thurow nicht immer explizit erwähntes Kriterium dürfte die erwartete Beschäftigungsdauer sein, d.h. der Zeitraum, in dem die spezifischen Kenntnisse vom Betrieb verwertet werden können. Genau hier ist der Grund dafür zu vermuten, daß Frauen (und ältere Arbeitnehmer) eine relativ schlechte Position in der Arbeitskräfteschlange einnehmen. Wegen der bei Frauen erwarteten Berufsunterbrechungen, insbesondere in den zentralen Trainingsjahren im Alter zwischen 25 und 40 Jahren, werden sie nach Thurow (1975, Kap. 7) auch bei ansonsten gleichen Merkmalen auf die hinteren Plätze der Warteschlange verwiesen, wenn es sich um produktive Arbeitsplätze mit hohen Trainingskosten handelt (in Thurows Theorie wird die Produktivität den Arbeitsplätzen und nicht den Arbeitskräften zugeschrieben). Diejenigen Frauen, die eine durchgehende Berufskarriere planen, sind dabei ebenfalls durch statistische Diskriminierung betroffen. Anders als bei den neoklassischen Theorien statistischer Diskriminierung stellt sich hier aber nicht das Problem, daß die Lohndifferenzen bei gleich produktiven Arbeitskräften nach kurzer Beschäftigungsdauer verschwinden sollten, da die diskriminierten Arbeitnehmer ja Gelegenheit haben müßten, ihre tatsächliche Produktivität am Arbeitsplatz zu demonstrieren. Da ihnen nach Thurows Modell von vornherein unproduktivere Arbeitsplätze mit geringeren Ausbildungserfordernissen zugewiesen werden, bleiben die als rigide unterstellten Lohnrelationen erhalten.

Mit der Idee der Bestimmung der relativen Position in der Arbeitskräfteschlange durch Hintergrundindikatoren greift Thurow auf die Screening-Theorie, mit dem Argument der Arbeitgeberinvestitionen in "On-the-job-training" auf Beckers (1975) Hypothese über spezifisches Humankapital und

schließlich mit der Erklärung für die relativ schlechte Position von Frauen in der Arbeitskräfteschlange auf die Theorie statistischer Diskriminierung zurück. Auch die These, daß Frauen wegen der kürzeren erwarteten Verweildauer im Betrieb geringere Ausbildungsmöglichkeiten angeboten werden, folgt schon aus Beckers Theorie des spezifischen Humankapitals (Ehrenberg und Smith, S. 137ff) und wird ebenfalls im Rahmen des ISF-Ansatzes berücksichtigt. Die Verbindung all dieser Elemente mit der Hypothese des Arbeitsplatzwettbewerbs in einem Modell stellt jedoch eine neue und konsistente Erklärungsmöglichkeit dar. Überdies liefert das Modell neue Antworten auf Erklärungsprobleme, z.B. in Zusammenhang mit der Bildungsexpansion, wie noch in Kap. V genauer zu zeigen ist.

5.4 Vakanzkettentheorie

Thurows Theorie eng verbunden hat Sørensen (1977, 1984), Sørensen und Kalleberg 1981) in zahlreichen theoretischen und empirischen Arbeiten in Anlehnung an die Modelle von White (1970) empirisch prüfbare Formalisierungen der Karriereprozesse auf internen Arbeitsmärkten vorgeschlagen. Unter Rückgriff auf Max Weber spricht Sørensen von "offenen" und "geschlossenen sozialen Beziehungen", wobei interne Arbeitsmärkte unter die letztere Kategorie fallen. In geschlossenen Strukturen haben die Arbeitskräfte erhöhte Kontrollmöglichkeiten über den Zugang zu Positionen. Positionsinhaber sind nicht durch den Arbeitgeber beliebig austauschbar wie im Falle freien Lohnwettbewerbs. Die Quellen vermehrter "Job-Kontrolle" durch die Arbeitnehmer sind neben Thurows Argument der Ausschaltung von Lohnwettbewerb bei "On-the-job-training" u.a. in der Einrichtung von Karriereleitern aus Motivationsgründen und in kollektiven Aktionen der Gewerkschaften zu sehen (Sørensen und Kalleberg 1981).

In geschlossenen Strukturen können nur dann Positionen besetzt werden, wenn Vakanzen auftreten. Die Vakanzen unterscheiden sich nach Merkmalen wie Einkommen und anderen Job-Charakteristika. Anders ausgedrückt, sieht das Modell eine Reihung oder "Warteschlange" von Vakanzen und wie bei Thurow eine Reihung von Bewerbern (entsprechend den Hintergrundindikatoren) für die frei gewordenen Plätze vor. Die "Kreuzung" der beiden

Warteschlangen erfolgt nun nach dem simplen Prinzip, daß der höchst gereihte Bewerber die höchst gereihte Position erhält usf. Da die Länge beider Warteschlangen variieren kann (z.B. durch demographische Veränderungen oder die Expansion geschlossener Strukturen), werden zu unterschiedlichen Zeitpunkten Personen mit den gleichen Charakteristika die verschiedensten Positionen einnehmen (die Stellenexpansion an deutschen Universitäten im Zuge der Bildungsexpansion ist ein anschauliches Beispiel). Unabhängig von Produktivitätsunterschieden kann somit die Vakanzkettentheorie (und ebenso Thurows Theorie) die Einkommensunterschiede zwischen Personen mit gleichen Hintergrundindikatoren auf einfache Weise erklären.

Unter der Annahme, daß nur Aufstiegsprozesse möglich sind, läßt sich die Karrieredynamik in geschlossenen Strukturen als Differentialgleichung (Sørensen 1977, 1984) formalisieren. Personen beginnen ihre Karriere auf einem Status-Niveau y(0). Gemessen wird der Status y auf einer Ratioskala der Güte ("Goodness", Sørensen 1977) von Berufen. y ist ein theoretisches Konstrukt, das jedoch nach einem Vorschlag von Sørensen (1977, S. 968) mit dem Logarithmus des Einkommens linear verbunden ist. Abhängig von ihren <u>individuellen Ressourcen</u> $z = \Sigma c_i x_i$ (einer gewichteten Summe von Hintergrundindikatoren x_i) und einem Maß der <u>Chancenstruktur</u> b (das durch die als pyramidenförmig angenommene Verteilung der Positionen und der Rate, mit der Positionen freiwerden, bestimmt wird) erreichen die Arbeitskräfte im Zuge ihrer Berufslaufbahn einen maximalen Status $y^* = -z/b$ (mit $b < 0$). Die Veränderung des Berufsstatus pro Zeiteinheit folgt der Gleichung:

$$(6) \quad \frac{dy(t)}{dt} = z + by(t), \qquad b<0$$

mit der Lösung:

$$(7) \quad y(t) = y(0)e^{bt} + \frac{z}{b}(e^{bt} - 1).$$

Wird das Einkommen als Indikator des Berufsstatus herangezogen und variiert y linear mit den log-Einkommen, dann prognostiziert Gleichung (7) einen zunächst steilen Einkommensanstieg, der mit zunehmender Beschäftigungsdauer abflacht und dem Gleichgewichtsniveau -z/b zustrebt. Das deduzierte Einkommensprofil stimmt mit dem Humankapital-Profil weitgehend überein, folgt jedoch aus gänzlich unterschiedlichen Prämissen.

Die gewichtete Summe z bestimmt die relative Position in der Warteschlange der Bewerber, während b mit der Länge der "Vakanzschlange" mit Aufstiegspositionen korrespondiert.

Sørensen hat zwar seine Theorie nicht auf Einkommensunterschiede zwischen den Geschlechtern angewandt (zu Unterschieden bei Weißen und Farbigen, Sørensen 1984), dennoch läßt sich eine Verbindung leicht herstellen. Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen können hierbei sowohl von Unterschieden in den Hintergrundindikatoren als auch der Chancenstrukturen herrühren. Genauer gesagt erlaubt das Modell, die Quelle von Einkommensunterschieden an drei Punkten zu lokalisieren. Frauen können ungünstigere Werte bei den Hintergrundindikatoren aufweisen (z.B. Bildungszertifikate), die Gewichtung der Merkmale kann ungünstiger ausfallen und die Chancenstruktur kann differieren. Über die Ursachen für diese Unterschiede gibt das Modell allerdings keine Auskunft. Man könnte jedoch vermuten, daß Unterschiede in der Gewichtung (und der Konstanten in der gewichteten Summe) "taste for discrimination" oder statistische Diskriminierung widerspiegeln, während Chancenstrukturunterschiede durch die Hypothese geschlechtsspezifischer Segregation mit unterschiedlichen Aufstiegsmöglichkeiten in männlichen und weiblichen Tätigkeitsbereichen erklärbar wären. Die Vakanzkettentheorie stellt somit ein Modell dar, das in Verknüpfung mit zusätzlichen inhaltlichen Hypothesen zu einer Theorie der Erklärung geschlechtsspezifischer Einkommensdifferentiale ausgebaut werden könnte.

5.5 Alternativrollen und sekundärer Arbeitsmarkt

Wenn Arbeitnehmer eine Alternativrolle haben, einen definierten Normal-Status, der ihren Lebensunterhalt auch außerhalb des Arbeitsmarktes sichert, so sind sie gerade deswegen auf dem Arbeitsmarkt Diskriminierungen ausgesetzt. Dies ist die zentrale Hypothese von Offe und Hinrichs (1977, 1981)[5]: Alternativrollenträger sind Arbeitnehmerinnen, deren Alternative die Familientätigkeit darstellt, Gastarbeiter, denen die Alternativrolle der Rückkehr ins Herkunftsland zugedacht wird, und ältere Arbeitnehmer mit der Alternativrolle "Rentner". Arbeitnehmer mit Alternativrollen sind in hohem Maße auf den sekundären Arbeitsmarkt angewiesen. Für die Zuordnung von Frauen zu den schlechter entlohnten sekundären Arbeitsplätzen werden von Offe und Hinrichs in erster Linie vier Argumente vorgebracht:

- Die betriebswirtschaftliche ökonomische Rationalität, ausbildungsintensive Arbeitsplätze mit beschäftigungsstabilen Arbeitnehmergruppen (und nicht mit Alternativrollenträgern) zu besetzen (1977, S. 37f),
- monopsonistische Arbeitgebermacht insbesondere durch Verlagerung von Zweigbetrieben mit einem hohen Anteil sekundärer Arbeitsplätze in ländliche Regionen (1977, S. 43),
- geringe Investitionen von Frauen in den "individuellen und kollektiven Kampf um bessere Arveitsbedingungen" aus durchaus "rationalen Erwägungen", da sie nur kurze Zeit in den Genuß der Erfolge ihrer Bemühungen kämen und das "Risiko verschärfter Rollenkonflikte" auf sich nehmen müßten (1977, S. 46),
- und die Zusammenarbeit der Unternehmensleitung mit Betriebsräten und Gewerkschaften, deren Politik nach Offe und Hinrichs (1977, S. 47) am "Leitbild des 'normalen' Nur-Arbeitnehmers" ausgerichtet ist. Da Betriebsräte Entlassungen von Alternativrollenträgern weniger Widerstand entgegensetzen, ist dies aus unternehmerischer Perspektive ein weiterer Grund, instabile sekundäre Arbeitsplätze mit Frauen zu besetzen.

Wie zu erkennen ist, greifen Offe und Hinrichs auf Argumente verschiedener Autoren zurück. Argument eins wurde schon in Zusammenhang mit

Thurows Theorie erwähnt, und Argument zwei entspricht der neoklassischen Monopson-Theorie (vgl. Abschnitt 4.4). Das dritte Argument liefert eine Begründung dafür, weshalb eine unterprivilegierte Gruppe im Gegensatz zu naiven Theorien kollektiven Widerstands unter bestimmten Bedingungen nur über ein geringes Protestpotential verfügt. Das mögliche Zusammenspiel männlicher Betriebsräte und Gewerkschaften mit der Unternehmerseite bei der geschlechtsspezifischen Arbeitsplatzbesetzung wurde insbesondere in England in Zusammenhang mit der "Equal-Pay-Debatte" (Walch 1980, S. 63ff) diskutiert.

Die Alternativrollentheorie integriert somit die Segmentierungshypothese mit einer Reihe von auch andernorts geäußerten Annahmen über die Zuordnung von Frauen zu sekundären Arbeitsplätzen, wobei von Merkmalen der Angebots- und Nachfrageseite ausgegangen wird. Ein Problem der Alternativrollentheorie wie auch anderer Segmentierungsansätze zur Erklärung geschlechtsspezifischer Einkommensunterschiede besteht allerdings darin, daß diese Theorien nicht die starke Einkommensstreuung innerhalb der Gruppe der erwerbstätigen Frauen erklären können. Durch (duale) Segmentierungstheorien kann demnach immer nur ein kleiner Teil der Einkommensvarianz aufgehellt werden.

Ein weiteres Problem der Alternativrollentheorie stellt sich mit der Frage, ob es sich bei der Eigenschaft "Alternativrollenträger" nur um ein Gruppenmerkmal oder auch um ein Individualmerkmal handelt. Sind somit alle Frauen "Alternativrollenträger" oder nur eine Teilgruppe, insbesondere verheiratete Frauen? Es wäre sinnvoll, die Alternativrollentheorie in dieser Richtung zu präzisieren und dabei mit der Theorie statistischer Diskriminierung zu verbinden. Demnach kann Arbeitnehmern zum einen das Merkmal "Zugehörigkeit/Nicht-Zugehörigkeit zu einer Alternativrollengruppe" zugeschrieben werden. Ferner können sie die <u>individuelle</u> Eigenschaft "hat Alternativrolle/hat keine Alternativrolle" aufweisen. Für alle vier Kombinationen lassen sich Beispiele nennen. Eine ledige Frau mit geplanter permanenter Berufskarriere z.B. gehört zwar einer Gruppe von Alternativrollenträgern an, weist aber nicht das Individualmerkmal auf, d.h. sie verfügt nicht selbst über eine Alternativrolle. Im Sinne einer Kontextana-

lyse könnten nun beide Variablen - Alternativrolle als Individual- und als Gruppenmerkmal - den Zuordnungsprozeß zu sekundären Arbeitsplätzen kausal beeinflussen. Dabei kann der Effekt des Gruppenmerkmals durch statistische Diskriminierung erklärt werden. Diese Erweiterung der Theorie würde möglicherweise auch dazu verhelfen, einen erheblichen Teil der Einkommensvarianz innerhalb der weiblichen Arbeitnehmergruppe aufzuklären.

5.6 Segmentierung und Herrschaftsstabilisierung

In den bisherigen Ausführungen wurde der Grund für die Arbeitsmarktsegmentierung primär in veränderten technologischen Bedingungen und in der Anpassungsstrategie von Unternehmern gegenüber Nachfrageschwankungen gesehen, die ihrerseits organisatorische Wandlungen - sprich die Herausbildung interner Arbeitsmärkte - induziert haben. Von Segmentierungstheoretikern in der marxistischen Tradition, in den USA meist als "radical economists" bezeichnet, wird neben diesen technischen Systemzwängen auch und besonders der Herrschaftsaspekt der Arbeitsmarktspaltung betont. Dabei wird zur Beweisführung u.a. historisches Material zu industriellen Arbeitskämpfen herangezogen. So argumentieren Reich, Gordon und Edwards (1978), daß etwa seit der Jahrhundertwende parallel zur Herausbildung großer Monopol-Unternehmen in den USA die Spaltung der Arbeiterschaft durch bewußte Arbeitgeber-Strategien betrieben wurde, um den Gefahren verschärfter Klassenkämpfe zu begegnen. Dabei wurde das Prinzip des "Teile-und-Herrsche" unter Ausnutzung ethnischer und geschlechtsspezifischer Trennlinien zielstrebig verfolgt. So heißt es bei Baran und Sweezy (1966, S. 263f): "... employers benefit from divisions in the labor force which enable them to play one group off against another, thus weakening all."

Segmentierung ist nach Reich, Gordon und Edwards (1978) das Resultat zweier Prozesse:

- "Systemimmanenter Kräfte", also technischer Entwicklungen,
- und bewußter Anstrengungen der Unternehmer zur Schwächung der Gewerkschaften und zur Kontrolle der politischen Macht (Baran und

Sweezy 1966).

Wiederum aber stellt sich die Frage, weshalb gerade Frauen den sekundären Arbeitsplätzen zugeordnet werden. Reich, Gordon und Edwards (1978, S. 61) zitieren das Beispiel der Umwandlung von Arbeitsplätzen in "weibliche Arbeitsplätze", um den Grad gewerkschaftlicher Organisierung zu vermindern. Weiterhin heißt es bei Gordon (1972, S. 73-74), daß sekundäre Arbeitsplätze vorzugsweise mit Frauen, Jugendlichen und Minoritäten besetzt wurden, weil diese Gruppen am ehesten garantieren, daß sie sich nicht mit den bevorzugten Arbeitskräften identifizieren. Demnach erfolgt das Zuordnungsverfahren von Personen zu Arbeitsplätzen weniger aus kostenrationalen, denn aus "herrschaftsrationalen" Gründen.

Ein Einwand gegen diese und ähnlich gelagerte Theorien des Gruppenhandelns ist - spätestens seit den Arbeiten von Olson (1965) - das Argument der Kollektivgutproblematik. Wenn Strategien zur Spaltung der Arbeiterschaft für den einzelnen Unternehmer mit Kosten verbunden sind, auf der anderen Seite aber das Ziel der politischen Kontrolle und Herrschaftsstabilisierung für alle Unternehmer ein "kollektives Gut" (für die Gewerkschaften ein "kollektives Übel") darstellt, dann ist es aus der Sicht des einzelnen Unternehmers rational, sich als "Trittbrettfahrer" zu verhalten (vgl. auch Masters 1975, S.15). Entweder also, die beteiligten Unternehmer werden uneigennützig von Motiven der Klassensolidarität mit ihren Unternehmer-Kollegen geleitet,[6] oder aber es existiert eine Organisation mit erzwingbaren Sanktionen gegen "Trittbrettfahrer". Eine dritte Erklärungsmöglichkeit ist darin zu sehen, daß für große Unternehmen allein der Nutzen der Spaltungsstrategie die Kosten überwiegt, so daß die Erzeugung des Kollektivguts im Eigeninteresse des Unternehmens liegt. Dies könnte der Grund dafür sein, daß solche Strategien nach Reich, Gordon und Edwards (1978) von größeren Monopol-Unternehmen eingeleitet wurden.

Diese Probleme der Erklärungsversuche der "radical economists" bedürfen offenbar noch genauerer Klärung. Weniger theoretische Schwierigkeiten als die These der bewußten Spaltungsstrategie bereitet dagegen die Ansicht, daß interne Arbeitsmärkte und Segmentierung als Folgen technischen Wandels und Strategien der Marktanpassung zu betrachten sind mit dem

Unternehmern und später vielleicht auch Gewerkschaften nicht unwillkommenen Nebeneffekt der Stabilisierung von Machtpositionen.

5.7 Klassenstruktur und Einkommensungleichheit

Den Segmentierungstheorien sehr ähnlich ist E.O. Wrights Theorie der Erklärung von Einkommensunterschieden durch die Klassenstruktur der Gesellschaft (Wright 1979, Whright und Perrone 1977, zu einer deutschen Anwendung Terwey 1984). Den Segmenten auf dem Arbeitsmarkt entsprechen in Wrights Theorie Klassen von Arbeitnehmern und Kapitalbesitzern. Im Unterschied zur Segmentierungstheorie werden damit nicht nur die Einkommen von Arbeitnehmern thematisiert. Die "Klassenposition" wird als eine zentrale, den Prozeß der Einkommenserzielung steuernde Strukturvariable betrachtet. Auch bei gleicher Bildung und gleichem Berufsprestige wird die Einkommenshöhe nach Wrights Hypothese entscheidend durch diesen Faktor beeinflußt.

Anknüpfend an marxistische Theorien wird der Begriff "Klasse" als Menge gemeinsamer Positionen definiert, die in bestimmter Beziehung zur sozialen Organisation der Produktion stehen (Wright und Perrone 1977, S. 33). Dabei spielen vier Kriterien eine Rolle: Eigentum an den Produktionsmitteln, Nachfrage nach fremder Arbeitskraft, Kontrolle fremder Arbeitskraft und Verkauf der eigenen Arbeitskraft. Nach diesen Kriterien unterscheidet die Theorie vier Klassenpositionen: Unternehmer haben Eigentum an Produktionsmitteln, beschäftigen fremde Arbeitskräfte und kontrollieren die Arbeitskraft anderer Personen. Manager üben ebenfalls Kontrolle über Arbeitskräfte aus, verkaufen jedoch auch ihre eigene Arbeitskraft. Nach amerikanischem Sprachgebrauch wird der Begriff "Manager" hier sehr weit gefaßt. Er schließt ebenso den Präsidenten von "General Motors" wie auch Vorarbeiter als unterste Stufe in der Managerhierarchie ein. Mit Terwey (1984) dürfte es im Deutschen angemessener sein, von "Leitenden Arbeitnehmern" zu sprechen. Arbeiter verkaufen nur ihre eigene Arbeitskraft, und Kleinbürger als vierte Klassenposition haben zwar Eigentum an Produktionsmitteln, beschäftigen jedoch nach dieser Definition keine fremden Arbeitskräfte. Kleine Selbständige und Angehörige freier Berufe sind

Beispiele für letztere Kategorie.

Wie Wright und Perrone (1977, S. 35) selbst bemerken, ist die Zuordnung nach dieser Definition nicht immer eindeutig. Rein logisch können nach den vier Kategorien ja 16 Typen konstruiert werden. Es ist demnach schon eine implizite Hypothese, daß zwölf Typen als empirisch offenbar wenig relevant eingestuft werden. Nicht eindeutige Fälle sind z.B. Manager mit Eigentum am Kapital, Nur-Aktionäre, Arbeiterbauern etc. Zum zweiten wird darauf hingewiesen, daß auch bei gemeinsamer Klassenposition noch bedeutende interne Differenzierungen vorliegen können.

Nach der Theorie variiert das Einkommen in erheblichem Maße mit der Klassenposition, und zwar auch bei der Kontrolle von Bildung, Alter und dem Berufsstatus. Ferner wird angenommen, daß Klasseneffekte auf das Einkommen stärker ausgeprägt sind als Berufsstatuseffekte und daß insbesondere die Bildungseffekte mit der Klasse variieren. Derartige Interaktionseffekte in positiver Richtung werden vor allem bei den Managern erwartet, d.h. hier wird vermutet, daß zusätzliche Bildung einen besonders starken Effekt auf das Einkommen ausübt.

Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen sind nach Wrights Theorie dadurch erklärbar, daß Frauen eine ungünstigere Verteilung auf die Klassenpositionen aufweisen (Wright und Perrone 1977, S. 39). Welcher Zuordnungsmechanismus für die unterschiedlichen Verteilungen verantwortlich ist, wird allerdings nicht erläutert. Darüber hinaus behauptet die Theorie, daß Klasseneffekte in folgendem Sinne stärker sind als Geschlechtseffekte: Wird der standardisierte (bei gleicher Bildung etc.) Abstand zwischen Männer- und Fraueneinkommen mit dem standardisierten Abstand zwischen Arbeitern und Unternehmern verglichen, so überwiegt die Klassendifferenz die Geschlechtsdifferenz.

Bei der Beurteilung von Fragen wie der relativen Stärke von Bildungs- versus Klasseneffekten auf das Einkommen ist Wrights Theorie mit einem Problem konfrontiert, das weitgehend ausgeklammert wird. Es handelt sich um die Intra-Generationen-Mobilität zwischen den Klassen. Wenn u.a.

Bildung ein wichtiger Faktor ist, um Personen auf Klassenpositionen zu verteilen, dann wird bei Vernachlässigung des "Sortierungsprozesses" (Wright und Perrone 1977, S. 38) der indirekte Bildungseffekt übersehen und damit der Gesamteffekt von Bildung auf Einkommen unterschätzt. Dieses Problem könnte gelöst werden, wenn eine Synthese zwischen Mobilitätstheorie und Wrights struktureller Einkommenstheorie versucht wird und damit die Identifizierung jener sozialen Mechanismen, die den Sortierungsprozeß auf die Klassenpositionen kausal steuern.

5.8 Der geschlechtsspezifische Arbeitsmarkt

Die Segmentierungstheorien in der Tradition der institutionellen Ökonomie identifizieren die Steuerungsmechanismen für die Aufteilung der Arbeitskräfte auf die Segmente des Arbeitsmarktes in erster Linie auf der Nachfrageseite. Mit der These des "weiblichen Arbeitsvermögens" liefert Beck-Gernsheim (1981) dagegen eine stärker angebotsseitige Erklärung der geschlechtsspezifischen Berufssegregation.

Nach ihrer Theorie erwerben Frauen schon frühzeitig im Rahmen der familiären Erziehung Dispositionen, Bedürfnisse und Fertigkeiten, die mehr als bei Männern mit sozialen Beziehungen, Helfen, Heilen und Pflegen und Interesse an Arbeitsinhalten zu tun haben. Da in besser bezahlten Karriereberufen dagegen genau entgegengesetzte Eigenschaften wie Konkurrenzverhalten und instrumentalistische Berufsorientierungen honoriert werden, stehen Frauen in Karriereberufen im Spannungsfeld zwischen ihrem "Arbeitsvermögen" und den beruflichen Anforderungen. Der Konflikt wird dadurch gelöst, daß Frauen berufliche Tätigkeiten wählen, die ihren durch Sozialisation vermittelten Dispositionen und Bedürfnissen am ehesten entsprechen, nämlich haushaltsnahe Berufe, eingeschlossen Heil- und Pflegeberufe und Berufe mit Kontakten zu Menschen.

Die Strategie der Betriebe ist auf der anderen Seite an der möglichst optimalen Nutzung des "weiblichen Arbeitsvermögens" ausgerichtet. Hieraus resultiert eine geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in Familie und Beruf, die sich durch Sozialisation ständig erneut reproduziert. Die Soziali-

sation ist somit nicht die eigentliche Ursache der Arbeitsteilung, sondern Bindeglied. Thesenartig wird dies von Beck-Gernsheim (1981, S. 75) folgendermaßen zusammengefaßt:

> "Die Besonderheit des weiblichen Arbeitsvermögens liegt darin, daß Frauen - vermittelt über den geschlechtsspezifischen Sozialisationsprozeß, der seinerseits wieder in der grundlegenden geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung verankert ist - bestimmte auf den 'weiblichen Lebenszusammenhang', die 'weibliche Kultur' bezogene Dispositionen entwickeln: nämlich mehr die für familiär-reproduktionsbezogene, weniger die für berufliche Arbeit erforderlichen Fähigkeiten, Orientierungen, Interessen."

Zur Erklärung der Einkommensunterschiede sind vor allem zwei Hypothesen Beck-Gernsheims von Interesse, die hier als "Berufssegregationshypothese" und als "Hierarchiehypothese" etikettiert seien.

Berufssegregation wird - wie gesagt - dadurch erklärt, daß Frauen Präferenzen für haushaltsnahe Berufsfelder entwickeln und für diese Berufe bessere Voraussetzungen als Männer in Form spezifischen Arbeitsvermögens mitbringen. In der Sprache der Humankapitaltheorie haben Frauen nach Beck-Gernsheims Hypothese im Unterschied zu Männern schon während der frühen Sozialisation in der Familie Humankapital für haushaltsnahe Berufe akkumuliert, während nach Thurows Theorie das Merkmal "weibliches Geschlecht" geringere Trainingskosten in diesen Berufen signalisierte. Demnach wäre in den haushaltsnahen Berufsfeldern das Merkmal "weibliches Geschlecht" ein Bonus, der die relative Position in der Warteschlange verbesserte, während es sich in den männlich-technischen Berufsfeldern genau umgekehrt verhielte.

Wie bereits in Abschnitt 4.1 erwähnt, formuliert Polachek (1976) eine alternative Berufswahlhypothese. Wenn Polacheks Hypothese zutrifft, dann dürften Frauen in jenen haushaltsnahen Berufen seltener anzutreffen sein, in denen Berufsunterbrechungen mit hohen Humankapitalverlusten verbunden sind.

Berufssegregation erklärt jedoch noch nicht die Einkommensunterschiede zwischen den Geschlechtern. Beck-Gernsheim behilft sich daher mit der

Zusatzhypothese, daß Frauen in geringerem Maße kollektive, instrumentelle Berufsinteressen wahrnehmen als Männer, so daß die stärker professionalisierten Männerberufe einen Einkommensvorteil erzielen. Die Crowding-Theorie bietet hierzu, wie eben erläutert, eine alternative Erklärung an. Alle drei Hypothesen - Crowding-Theorie, Polacheks Berufswahlhypothese und Beck-Gernsheims Hypothese - sehen aber in der Konzentration von Frauen in Niedriglohnberufen eine wichtige Quelle der Einkommensunterschiede, wobei die drei Hypothesen in der Begründung der Unterbezahlung von Frauenberufen differieren.

Mit der "Hierarchiehypothese" wird ferner eine Erklärung für die Einkommensunterschiede innerhalb der Berufe gegeben. Da Frauen nach der Theorie arbeitsinhaltlicher orientiert sind als Männer, auf den oberen Hierarchieebenen eines Berufs aber vorwiegend Leitungs- und Verwaltungstätigkeiten ausgeübt werden, verbleiben Frauen mit höherer Wahrscheinlichkeit auf den unteren Stufen der beruflichen Karriereleiter. Ein typisches Beispiel sind männliche Volksschulrektoren bei weitgehend weiblichen Lehrerkollegien.

Beck-Gernsheims Theorie konzentriert sich trotz verschiedener Hinweise auf betriebliche Nutzungsinteressen (Beck-Gernsheim 1981, S. 7f) fast ausschließlich auf die Angebotsseite des Arbeitsmarktes. Einkommensunterschiede innerhalb der Berufe und zwischen den Berufen werden wie bei der Humankapitaltheorie durch unterschiedliche Eigenschaften der Arbeitskräfte zu erklären versucht.

6. Angebots-, Nachfrageseite und Zuordnungsprozesse

Wie sich in den vorangegangenen Abschnitten gezeigt hat, werden eine Vielzahl alternativer Erklärungen des geschlechtsspezifischen Einkommensabstands vorgeschlagen. Es wurden dabei hauptsächlich zwei Theoriengruppen unterschieden: Neoklassische- und Segmentierungsansätze.

Das primäre Abgrenzungskriterium zwischen den beiden Paradigmen ist darin zu sehen, daß die neoklassische Theorie von der Grenzproduktivitätstheorie ausgeht und im Rahmen der Gleichgewichtsanalyse Mobilitätshemmnisse, Barrieren auf dem Arbeitsmarkt und Abweichungen von dem Prinzip der Entlohnung nach dem Grenzprodukt als exogene "Störungen" betrachtet, während die institutionellen Segmentierungstheorien diese Abweichungen und "Störungen" als endogen verursacht analysieren. Als Ursachen der institutionellen Regeln und Arbeitsmarktspaltungen wird auf ökonomische und technologische Entwicklungen als auch auf Herrschaftsinteressen hingewiesen. In systemtheoretischen Termini ausgedrückt glauben Neoklassiker an negative und Institutionalisten an positive Rückkoppelung.

Aus empirischer Sicht spricht gegen die Erklärungskraft der Neoklassik wenn a) Lohnrelationen abweichend von der Grenzproduktivität langfristig rigide sind, b) die Mobilität zwischen Teilarbeitsmärkten gering ist, c) die Abschottung von Arbeitsmärkten sich langfristig verfestigt statt abzunehmen und d) die Karriereprozesse auf verschiedenen Teilarbeitsmärkten dauerhaft nach unterschiedlichen Regeln erfolgen. Hierbei wird allerdings immer die Bedeutung von "langfristig" ("in the long run we are all dead") einen Streitpunkt darstellen. Streng genommen sind ja neoklassische Argumente mit unspezifiziertem Zeithorizont empirisch nicht falsifizierbar.

Die Zweiteilung der Theoriegruppen ist allerdings ein recht grobes Schema. Eine genauere Untersuchung zeigt, daß die Front keineswegs so geradlinig zwischen den Ansätzen verläuft. So haben neoklassische Theoretiker auf die "institutionalistische Herausforderung" mit verschiedenen Modifikationen reagiert. Die Humankapitaltheorie ändert die Annahme der Homogenität des Faktors Arbeit ab, Beckers und Bergmanns Theorie führen diskriminierende Präferenzen der Arbeitgeber ein, die Monopson-Theorie modifiziert die Annahme des vollkommenen Wettbewerbs und die Theorie statistische Diskriminierung die Annahme vollkommener Informationen. In Beckers (1975) Untersuchung über generelles und spezifisches Humankapital wird zudem gezeigt, daß spezifische Humankapitalinvestitionen vom Arbeitgeber getätigt werden müssen und hieraus Abweichungen von der Entlohnung

nach dem Grenzproduktivitätsprinzip resultieren. Diese Überlegungen finden sich in den Untersuchungen der deutschen ISF-Segmentierungstheoretiker wieder. Eine Schlüsselrolle spielen hierbei Arbeitgeberinvestitionen zur Qualifizierung von Arbeitskräften auf internen Arbeitsmärkten. Wie ferner deutlich wurde, werden verschiedene Elemente der neoklassischen Modifikationen auch in Thurows Arbeitsplatzwettbewerbsmodell berücksichtigt. Zudem existiert zwischen den Theoriegruppen eine verbindende Klammer in Form eines gemeinsamen Prinzips: Nicht nur bei den Neoklassikern, sondern auch bei den ökonomischen und einigen soziologischen Vertretern institutionalistischer Ansätze wird von dem Prinzip erweiterter ökonomischer Rationalität, d.h. der Maximierung individuellen Nutzens und rationalen Verhaltens ausgegangen. Explizite Hinweise finden sich bei Soziologen wie Offe und Hinrichs (1977), Sørensen und Kalleberg (1981, S. 53), Sengenberger (1975), und weniger erstaunlich bei dem Ökonomen Thurow (1975, S. 171, 175). Die häufiger erwähnte Abgrenzung zwischen den Disziplinen Ökonomie und Soziologie, nach der Ökonomen die Folgen individuellen Wahlverhaltens untersuchen, während Soziologen bemüht sind herauszufinden, weshalb Menschen nicht wählen können (z.B. Mincer 1976, S. 136), ist in dieser Form ein konstruierter, irreführender Gegensatz.

Den neoklassischen Theorien wird häufig nachgesagt, daß sie Einkommensunterschiede von der Angebotsseite des Arbeitsmarktes her erklären. Diese Auffassung ist jedoch nicht korrekt, da die Grenzproduktivität ja auch von der Nachfrage und der Produktionsfunktion (der Technologie) abhängig ist.[7)] Verschiedene der hier diskutierten neoklassischen Modifikationen lokalisieren darüber hinaus die Quellen der Diskriminierung auf der Nachfrageseite. Dies gilt für Beckers Theorie der Arbeitgeberdiskriminierung, die Crowding-Theorie und die Theorie statistischer Diskriminierung. Die Monopson-Theorie berücksichtigt nachfrageseitige Faktoren (monopsonistische Arbeitgebermarkt) und Angebotsfaktoren (geringere Angebotselastizität bei Frauen). Allerdings überwiegt bei Neoklassikern häufig die Neigung, sich bei wirtschaftspolitischen Maßnahmen einseitig auf die Angebotsseite zu konzentrieren.

Auch die Segmentierungstheorien in der Tradition der institutionellen Ökonomie bestreiten nicht, daß Angebotsfaktoren eine Rolle spielen. Jedoch liegt der Schwerpunkt der Theorie eindeutig auf der Nachfrageseite (siehe z.B. Sengenberger 1978, S. 41). Offe und Hinrichs Alternativrollentheorie betont sowohl Faktoren der Angebots- als auch der Nachfrageseite, und Beck-Gernsheims Erklärung des geschlechtsspezifischen Arbeitsmarktes bezieht sich mit der Theorie des "weiblichen Arbeitsvermögens" nahezu ausschließlich auf die Angebotsseite. Für politische Maßnahmeempfehlungen wäre es von großer Bedeutung, empirisch zu ermitteln, welches relative Gewicht Faktoren der Angebots- und Nachfrageseite aufweisen und welche Rolle die wechselseitige Interaktion der Faktoren spielt.

Es ist anzunehmen, daß die Höhe des Einkommens sowohl von den Merkmalen der Arbeitskräfte als auch von der Arbeitsmarktstruktur und dem Verhalten der Arbeitgeber abhängt. Übersetzt man (etwas grob) Nachfrageseite mit "Struktur" und Merkmale der Angebotsseite mit "individuellen Merkmalen", dann wird dieser Gedanke mit den "struktur-individuellen" Einkommensgleichungen berücksichtigt, wie sie etwa von Bibb und Form (1977) sowie Beck, Horan und Tolbert (1978) vorgeschlagen werden. Allerdings erscheint die Anreicherung "individueller" Humankapital- oder Statuszuweisungsgleichungen durch Strukturvariablen noch in einem stark empiristischen Stadium ohne genauere theoretische Fundierung zu sein.

Linien der Konvergenz zwischen der neoklassischen Theorie und Einkommenserklärungen durch soziologische - und Segmentierungsansätze werden insbesondere von Granovetter (1981) aufgezeigt. Granovetter diskutiert die Rolle soziologischer Variablen (z.B. die Struktur von Arbeitsgruppen in verschiedenen industriellen Sektoren) als Determinanten der Verschiebungen von Angebots- und Nachfragekurven sowie deren Elastizität. Seine noch weitgehend fragmentarischen Vorschläge "Toward a Sociological Theory of Income Differences" eröffnen immerhin einen Weg, soziologische Argumente, die von "Modellplatonikern" allzu häufig ignoriert werden, mit dem ökonomischen modelltheoretischen Denken zu verbinden. Mit diesem Weg eröffnet sich auch die Chance, den Empirismus der "struktur-individualistischen" Regressionsschätzungen zu überwinden.

Granovetter richtet seine Aufmerksamkeit nicht nur auf die Angebots- und Nachfrageseite des Arbeitsmarktes, sondern auch auf die "Matching-Prozesse", d.h. die Zuordnung von Arbeitskräften zu Arbeitsplätzen. Das Problem, mit dem sich Granovetters "Matching-Theorie" primär befaßt, ist die Frage, auf welche Weise Arbeitskräfte mit bestimmten Merkmalen Berufspositionen mit bestimmten Erfordernissen besetzen und welche Rolle hierbei soziale Netzwerke, Kontakte und Informationen spielen. Dieser Aspekt sei abschließend etwas genauer erläutert.

Informationen über Arbeitsplätze werden durch Anzeigen, Arbeitsbehörden und Kontakte mit Freunden und Bekannten vermittelt. Nach Granovetters (1974) empirischer Studie ist für berufliche Karrieremobilität vor allem das Kontaktnetz mit Bekannten von Bedeutung. Freundschaftskontakte liefern dagegen weniger neue Informationen über berufliche Möglichkeiten, da Freunde zumeist den gleichen Cliquen angehören wie die in Frage stehende Person selbst. Bei Bekannten, in der Netzwerkdarstellung "weak ties", ist die Wahrscheinlichkeit größer, neue Informationen zu gewinnen. "The strength of weak ties" ist die Leitformel der soziologischen Informationstheorie Granovetters (1973). Im Unterschied zu mikroökonomischen "Sucharbeitslosigkeitstheorien" erhalten Arbeitskräfte nach Granovetters Studie jedoch die Informationen über berufliche Aufstiegschancen während sie eine feste Berufstätigkeit ausüben. Mehr noch - berufliche Kontakte sind meist ein wichtiger Faktor zur Einfädelung und Aufrechterhaltung von "weak ties", wobei der Austausch von Berufsinformationen nicht zielgerichtet, sondern quasi automatisch und beiläufig erfolgt. Man könnte hieraus auch einen positiv verstärkenden Feed-Back-Effekt schlußfolgern. Personen in höheren Berufsstellungen mit zahlreichen geschäftlichen Kontakten und Verbandstätigkeiten haben erhöhte Informationschancen und damit wiederum mehr Möglichkeiten, ihre Position zu verbessern. Eine weitere Hypothese, die aus Granovetters Theorie folgt, sei hier als Heterogenitätshypothese bezeichnet. Je heterogener die Beziehungen einer Person mit ihren Mitmenschen sind, d.h. je mehr direkte Beziehungen zu Personen existieren, die verschiedenen "Kreisen" angehören, umso größer sind die Informationschancen. "Heterogene" Personen müßten somit - ceteris paribus - ein höheres Einkommen erzielen.

Es fragt sich, ob Frauen weniger relevante "weak ties", also Bekanntschaftsbeziehungen mit beruflichen Informationschancen, und somit homogenere Kontaktnetze haben als Männer. Wenn dies der Fall ist und wenn tatsächlich ein kausaler Zusammenhang zwischen der Art des sozialen Netzwerks und der Berufsposition sowie der Einkommenshöhe besteht, dann wäre hiermit - noch verstärkt durch den oben erwähnten Rückkoppelungseffekt - zumindest eine zusätzliche Erklärung der Einkommensdifferenzen gegeben.

Die diskutierten Theorien machen auf eine Vielzahl möglicher Faktoren zur Erklärung des Einkommensabstands aufmerksam. Eine empirische Validierung der aus den Theorien ableitbaren Hypothesen erfordert somit multivariate Analysen von Einkommensdaten. Darüber hinaus werden Methoden benötigt, die es erlauben, "bereinigte" Einkommensabstände zu berechnen und den Anteil der erklärenden Variablen am Einkommensunterschied der Geschlechter zu ermitteln. Ein Verfahren, das diese Aufgabe erfüllt, wird im folgenden Kapitel ausführlich dargestellt.

II. Methoden zur Zerlegung des Einkommensabstands

Wie sich zeigte, nennen Einkommenstheorien eine oder mehrere unabhängige Variablen zur Erklärung personeller Einkommensunterschiede. Eine erste Frage, die an die alternativen Theorien gestellt werden kann, lautet, in welchem Maße diese die beobachteten interpersonellen Einkommensunterschiede sowohl in einer Gesamtstichprobe als auch separat bei Männern und Frauen prognostizieren können. Zur Beantwortung dieser Frage kann als eine mögliche Maßzahl das Ausmaß der durch die unabhängigen Variablen insgesamt erklärten Einkommensvarianz herangezogen werden. Bei der Anwendung regressionsanalytischer Verfahren informiert R^2, das Quadrat der multiplen Korrelation, über den Anteil der erklärten Varianz an der insgesamt beobachteten Einkommensvarianz.

R^2 liefert somit eine Antwort auf die Frage, inwieweit eine Theorie die Einkommensstreuung erklären kann. Darüber hinaus interessiert uns jedoch eine zweite Frage, nämlich die Frage nach der Erklärung der geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede. Auch wenn R^2 sehr hohe Werte aufweist, so bedeutet dies noch keinesfalls, daß die Theorie auch eine gute Erklärung für die Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern liefert. Um auf die zweite Frage eine Antwort geben zu können, ist es erforderlich zu ermitteln, in welchem Ausmaß die unabhängigen Variablen der Einkommenstheorie einen Beitrag zur Erklärung des geschlechtsspezifischen Einkommensabstands $(\bar{Y}_M - \bar{Y}_F)$ leisten. Hierzu benötigt man ein Verfahren, mit deren Hilfe der Einkommensabstand in jenen Teil zerlegt werden kann, der durch Unterschiede in den unabhängigen Variablen und damit in den Zugangschancen zu einkommensbestimmenden Ressourcen wie Bildung, Berufserfahrung, Branchentyp etc. erklärbar ist (Z-Effekt), und einen zweiten Teil oder "bereinigten" Einkommensabstand, den man als Gruppeneffekt (G-Effekt) bezeichnen kann. Wie sich zeigen wird, kommt als weitere Komponente in der Regel noch ein Interaktionseffekt (I-Effekt) hinzu. Unter bestimmten Bedingungen (dazu weiter unten) stellt der G-Effekt eine Schätzung für das Ausmaß der Einkommensdiskriminierung dar.

1. Die Zerlegung des Einkommensabstands

Zur Bestimmung des Z-Effekts wird von der Frage ausgegangen, in welchem Maße sich der Einkommensabstand verringert (bzw. eventuell auch vergrößert), wenn die Mittelwerte bei den unabhängigen Variablen der Frauen hypothetisch an diejenigen der Männer angeglichen werden. Berechnet werden soll somit der hypothetische Mehrverdienst der Frauen $\bar{Y}_F^*$, wenn Benachteiligungen (oder Vorteile) bezüglich der unabhängigen einkommensrelevanten Variablen ausgeschaltet werden. Der Z-Effekt entspricht dann der Differenz $\bar{Y}_F^* - \bar{Y}_F$. Diese Prozedur kann bei Tabellenanalysen mit qualitativen unabhängigen Variablen ebenso wie im Falle der Regressions- oder Kovarianzanalyse mit qualitativen und quantitativen unabhängigen Variablen durchgeführt werden. Betrachten wir zunächst den Fall qualitativer unabhängiger Variablen.

1.1 Qualitative unabhängige Variablen

Tabelle 1 sind nach Berechnungen mit dem Allbus 1982 die geschlechtsspezifischen Durchschnittseinkommen und Häufigkeiten, aufgeschlüsselt nach drei Arbeitsmarktsegmenten, zu entnehmen. Ein Teil des globalen Einkommensabstands von DM 564 ist durch die unterschiedliche Verteilung der Geschlechter auf die Segmente gemäß der Segmentierungshypothese zu erklären (unterschiedliche Zugangschancen), ein weiterer Teil rührt von den internen Einkommensabständen innerhalb der Segmente und damit von der Gruppenzugehörigkeit Männer/Frauen her.

		Netto-Einkommen in DM		Relative Häufigkeiten	
		Männer ($\bar{y}_{iM}$)	Frauen ($\bar{y}_{iF}$)	Männer (y_{iM})	Frauen (y_{iF})
Jedermanns-markt	1	1760	1283	0,052	0,180
Berufsfach-licher Teil-arbeitsmarkt	2	2072	1576	0,326	0,360
Betriebsspezifi-scher Arbeits-markt	3	2351	1884	0,622	0,461
Alle		2229	1665	1,000	1,001

* Zur Operationalisierung der Segmente siehe Teil B. Abweichungen der Summe von 1,000 sind auf Rundungsfehler zurückzuführen

Tabelle 1: Einkommensunterschiede und Arbeitsmarktsegmente bei ganztags beschäftigten Arbeitnehmern (Allbus 82)*

Wir berechnen nun zunächst das hypothetische Einkommen der Frauen, wenn Verteilungsunterschiede auf die Arbeitsmarktsegmente ausgeblendet werden. Hierzu sei folgende Notation vereinbart:[1)]

Durchschnittseinkommen der Frauen bzw. Männer	$\bar{Y}_F, \bar{Y}_M$
Durchschnittseinkommen der Frauen bzw. Männer in Kategorie i der unabhängigen Variable	$\bar{y}_{iF}, \bar{y}_{iM}$
Relative Häufigkeit der Frauen bzw. Männer in Kategorie i der unabhängigen Variable	f_{iF}, f_{iM}
Hypothetisches Einkommen der Frauen nach Angleichung der Verteilungen	$\bar{Y}_F^*$
Hypothetisches Einkommen der Frauen nach Beseitigung der internen Einkommensunterschiede in Kategorie i	$\bar{Y}_F^{**}$

$\bar{Y}_F^*$ ist das Einkommen, das Frauen im Mittel rein rechnerisch erhalten würden, wenn die Einkommensunterschiede innerhalb der Kategorien zwar beibehalten werden, die Frauen sich jedoch wie die Männer auf die Katego-

rien verteilen. Es gilt demnach:

$$(1) \qquad \bar{Y}_F^* = \Sigma f_{iM} \bar{y}_{iF}$$

wobei die Summierung über alle Kategorien i erfolgt.

Dann ist der Z-Effekt:

$$(2) \qquad Z = \bar{Y}_F^* - \bar{Y}_F = \Sigma f_{iM} \bar{y}_{iF} - \bar{Y}_F \ .$$

Wegen $\bar{Y}_F = \Sigma f_{iF} \bar{y}_{iF}$ folgt:

$$(3) \qquad Z = \Sigma \bar{y}_{iF} (f_{iM} - f_{iF}).$$

Z ist der hypothetische Einkommenszuwachs der Frauen, wenn diese den Männern bezüglich der unabhängigen Variable(n) gleichgestellt sind. Man kann ferner Z auch als Index interpretieren, der sich aus der Summe der mit dem Einkommen gewichteten Häufigkeitsdifferenzen je Kategorie errechnet.

Der Gruppeneffekt G auf der anderen Seite entspricht dem hypothetischen Mehrverdienst der Frauen nach Abbau der internen Einkommensunterschiede bei Beibehaltung der unterschiedlichen Verteilungen auf die Kategorien. G kann auch als derjenige Verdienst interpretiert werden, den eine Gruppe von Männern mit der gleichen Ausstattung bezüglich der unabhängigen Variablen wie die Frauen (d.h. eine männliche Vergleichsgruppe mit gleichen Merkmalen wie die Frauen) über das durchschnittliche Frauneinkommen hinaus erhält. Demnach ist der Gruppeneffekt:

$$(4) \qquad G = \bar{Y}_f^{**} - \bar{Y}_F = \Sigma f_{iF} \bar{y}_{iM} - \bar{Y}_F$$

$$(5) \qquad G = \Sigma f_{iF} (\bar{y}_{iM} - \bar{y}_{iF}).$$

Wie erkennbar ist, entspricht G einer gewichteten Summe der internen Einkommensunterschiede.

Der Einkommensabstand $(\bar{Y}_M - \bar{Y}_F)$ ist in der Regel nicht mit der Summe von G und Z identisch. Der Grund ist darin zu sehen, daß neben den "reinen" Effekten von Z (Angleichung der Verteilungen) und G (Abbau der internen Unterschiede) auch ein simultaner, gemeinsamer Effekt von G und Z existiert. Ein derartiger Interaktionseffekt I liegt immer dann vor, wenn in Kategorien mit höheren Einkommen größere (positiver Interaktionseffekt) oder geringere (negativer Interaktionseffekt) interne Einkommensabstände nachweisbar sind als in den schlechter entlohnten Tätigkeitskategorien. Z, G, I addieren sich zum Gesamtabstand $(\bar{Y}_M - \bar{Y}_F)$:

(6) $\bar{Y}_M - \bar{Y}_F = Z + G + I$ mit

(7) $I = (\bar{Y}_M - \bar{Y}_F) - (Z + G)$.

Weiterhin definieren wir noch die prozentualen Effekte, d.h. die Anteile der hypothetischen Einkommensänderungen am Einkommensabstand:

(8) $$Z\% = \frac{Z \cdot 100}{Y_M - Y_F}$$

(9) $$G\% = \frac{G \cdot 100}{Y_M - Y_F}$$

(10) $$I\% = \frac{I \cdot 100}{Y_M - Y_F}$$

Die prozentualen Effekte beziehen sich auf den jeweiligen Einkommensabstand. Nun hat aber beispielsweise ein 20%-Effekt bei einem Abstand von 10 DM eine andere Bedeutung als bei einem Abstand von 1000 DM. Insbesondere bei zeitlichen, Gruppen- und internationalen Vergleichen empfiehlt sich daher die Konstruktion von Maßen auf der Basis von Einkommensrelationen:

$$(11)\quad R = \frac{\bar{Y}_F}{\bar{Y}_M}$$

$$(12)\quad R_Z = \frac{\bar{Y}_F + Z}{\bar{Y}_M} = \frac{\bar{Y}_F^*}{\bar{Y}_M}$$

$$(13)\quad R_G = \frac{\bar{Y}_F + G}{\bar{Y}_M} = \frac{\bar{Y}_F^{**}}{\bar{Y}_M}$$

Die standardisierten R_Z- und R_G-Maße informieren somit über die bereinigte Einkommensrelation nach einer hypothetischen Angleichung der Frauen- und Männereinkommen bezüglich der unabhängigen Variablen (R_Z) bzw. der internen Einkommensunterschiede (R_G).

Die Berechnungen für das Beispiel der Segmentierungshypothese zeigt Tabelle 2.

	$\bar{Y}_M = 2229$		$\bar{Y}_F = 1665$
	Absolut in DM $\bar{Y}_M - \bar{Y}_F$	Prozentual	Einkommensrelation
Unstandardisierte Einkommensdiskrepanz	564	100	0,747
Z-Effekt	85,5	15,2	0,785
G-Effekt	479,7	85,1	0,862
I-Effekt	-1,2	-0,2	*

* Ein analog zu (12) bzw. (13) zu berechnender R_I-Wert ist wenig informativ und wird daher weggelassen.

Tabelle 2: Die Zerlegung der Effekte bei segmentierten Arbeitsmärkten

Es wird deutlich, daß der größte Anteil am Einkommensabstand auf das Konto von Unterschieden innerhalb der Segmente geht (ca. 85%), während die ungünstigere Verteilung der Frauen auf die Segmente etwa 15% des Abstands erklärt. Würden Frauen die gleichen Zugangschancen auf die Segmente wie Männer aufweisen, dann würde sich hypothetisch die Einkommensrelation von 0,75 auf 0,79 erhöhen.

Aus Gründen der Vereinfachung und Anschaulichkeit wurde hier nur der univariate Fall mit einer unabhängigen Variablen diskutiert. Eine Verallgemeinerung auf den multivariaten Fall stellt jedoch kein großes Problem dar. Ferner können im multivariaten Fall die Z-Effekte in die Effekte einzelner unabhängiger Variablen (Arbeitsmarktsegmente, Bildung etc.) weiter zerlegt werden, wie weiter unten gezeigt wird.

1.2 Quantitative unabhängige Variable

Das im vorhergehenden Abschnitt diskutierte Verfahren erfordert keinerlei Einschränkungen bezüglich der Skalenqualität der unabhängigen Variablen. Bei multivariater Analyse sind jedoch in der Regel hohe Fallzahlen erforderlich, da jede Kombination von unabhängigen Variablen bei Männern und Frauen zumindest eine Besetzungszahl von eins aufweisen muß. Andernfalls müssen Kategorien zusammengelegt werden.

Bei quantitativen unabhängigen Variablen empfiehlt es sich auch aus diesem Grund, Einkommensschätzungen mit dem Verfahren der Regressionsanalyse vorzunehmen. Anstelle einer durch Annahmen nicht restringierten Treppenfunktion bei qualitativen U-Variablen wird jetzt explizit ein parametrischer funktionaler Zusammenhang zwischen dem Einkommen und den U-Variablen unterstellt. Das Verfahren stellt zum einen eine sparsamere Modellierung mit wenigen Schätzparametern dar und ist zweitens auch anwendbar, wenn Zellen in der Matrix der unabhängigen Variablen leer sind, d.h. wenn bestimmte Ausprägungskombinationen von unabhängigen Variablen (z.B. hohe Bildung, Beruf x, Branche y) nicht besetzt sind.

Eine Zerlegung in die einzelnen Effekte ist nach der gleichen Logik möglich, wie sie in Abschnitt 1.1 beschrieben wurde. Der Einfachheit halber sei dies wiederum am bivariaten Fall der linearen Regression mit einer unabhängigen Variablen demonstriert.

Die Einkommens-Regressionsgleichungen für Männer und Frauen haben die Form:

(14) $\hat{y}_M = b_M x + c_M$

(15) $\hat{y}_F = b_F x + c_F$.

Zur Berechnung von G, Z und I greifen wir auf die Formel (2) und (4) zurück, wobei anstelle der jeweiligen Kategorienmittelwerte nunmehr die Regressionsschätzungen (14) und (15) in die Formeln eingesetzt werden:

(16) $Z = \Sigma f_{iM} \hat{y}_{iF} - \bar{Y}_F$

(17) $G = \Sigma f_{iF} \hat{y}_{iM} - \bar{Y}_F$.

Unter Berücksichtigung der Beziehungen für die Mittelwerte $\bar{X}$ der unabhängigen Variablen $\Sigma f_{iF} x_i = \bar{X}_F$ und $\Sigma f_{iM} x_i = \bar{X}_M$ sowie $\Sigma f_{iM} = \Sigma f_{iF} = 1$
mit der Summierung über alle Kategorien i der unabhängigen Variable ergibt sich nach einigen Umformungen:

(18) $Z = (b_F \bar{X}_M + c_F) - \bar{Y}_F$

(19) $G = (b_M \bar{X}_F + c_M) - \bar{Y}_F$.

Ferner gilt für die Mittelwerte $\bar{Y}_F = b_F \bar{X}_F + c_F$ und $\bar{Y}_M = b_M \bar{X}_M + c_M$.
Aus der Zerlegungsgleichung (6) folgt dann für den Interaktionseffekt:

(20) $I = (b_M - b_F)\ (\bar{X}_M - \bar{X}_F)$.

(18) und (19) lassen sich durch Substituierung von $\bar{Y}_F$ durch den Ausdruck $b_F\bar{X} + c_F$ wie folgt darstellen:

$$(21) \quad Z = b_F (\bar{X}_M - \bar{X}_F)$$

$$(22) \quad G = (c_M - c_F) + \bar{X}_F (b_M - b_F).$$

Die Formeln (20) bis (22) liefern anschauliche Interpretationsmöglichkeiten für die drei Effekte. Man erhält den Z-Effekt einfach durch die Gewichtung der Unterschiede in den unabhängigen Variablen mit dem Regressionskoeffizienten der Frauen und den G-Effekt durch die Gewichtung der Unterschiede in den Regressionskoeffizienten mit dem Mittelwert der Frauen plus der Differenz der Konstanten. Z ist also der hypothetische Zugewinn bei Angleichung der unabhängigen Variablen und Beibehaltung des weiblichen Entlohnungsstandards b_F, G ist dagegen der hypothetische Zugewinn bei Angleichung der männlichen und weiblichen Entlohnungsstandards, wobei hier der weibliche Mittelwert der unabhängigen Variable, d.h. einkommensbestimmende Ressourcen, unverändert bleiben. Wie anhand von Formel (20) erkennbar, entspricht der Interaktionseffekt genau dem Produkt aus beiden Quellen von Einkommensunterschieden, nämlich Unterschieden in der Ausstattung mit Ressourcen ($\bar{X}_M - \bar{X}_F$) und Unterschieden in den Entlohnungsstandards ($b_M - b_F$). Wenn Frauen in doppelter Hinsicht unterprivilegiert sind, d.h. wenn sie bei gleichen Ressourcen (z.B. Schulbildung) schlechter entlohnt werden und wenn sie zusätzlich über geringere Ressourcen verfügen ($\bar{X}_M > \bar{X}_F$), dann ist der Interaktionseffekt positiv.

Gemäß der Gleichung (18) ergibt sich Z durch Einsetzen des männlichen Mittelwerts in die weibliche Regressionsgleichung und anschließende Subtraktion von $\bar{Y}_F$. Simuliert wird also folgende Situation: Wie erhöht sich das Einkommen der Frauen, wenn sie im Durchschnitt über die gleichen Ressourcen (z.B. Schulbildung) wie Männer verfügen? G erhält man nach (19) durch Einsetzen des weiblichen Mittelwerts in die männliche Gleichung. Hier lautet das Gedankenexperiment: Wieviel erhalten die Frauen mehr an Einkommen, wenn ihre Ressourcen zwar unverändert bleiben, aber

der männliche Entlohnungsstandard angewandt wird? Oder anders ausgedrückt bemißt G das Zusatzeinkommen einer männlichen Vergleichsstichprobe mit den durchschnittlichen weiblichen Ressourcen. Wieviel Einkommen erhalten Männer mehr als Frauen, wenn sie z.B. die gleiche Schulbildung wie die Frauen im Durchschnitt aufweisen? Auf diese Frage gibt der G-Effekt eine Antwort.

Betrachten wir auch hier ein Beispiel.
Nach den Allbus-82-Daten erhält man für die Einkommens-Bildungs-Regression bei ganztags beschäftigten Arbeitnehmern die folgenden Gleichungen:

$$\hat{y}_M = 146{,}5\,x + 604{,}4 \qquad (R^2 = 0{,}26)$$

$$\hat{y}_F = 115{,}1\,x + 341{,}3 \qquad (R^2 = 0{,}30),$$

wobei x die Schul- und Berufsausbildung in Jahren bezeichnet.
Diese beträgt bei den Männern $\bar{X}_M = 11{,}06$ Jahre und bei den Frauen $\bar{X}_F = 10{,}89$ Jahre. Da wegen fehlender Angaben ("missing values") die Stichprobengröße je nach Art der berücksichtigten unabhängigen Variablen in gewissen Grenzen schwankt, erhalten wir gegenüber dem Arbeitsmarktsegment-Beispiel leicht abweichende Schätzungen der Mittelwerte. Bei den Männern ist $\bar{Y}_M = 2225$, bei den Frauen $\bar{Y}_F = 1594$. Für die Zerlegung des Einkommensabstands von DM 631 ergibt sich nach den Formeln (21) und (22):

$$Z = 115{,}1(11{,}06 - 10{,}89) = 19{,}6$$
$$G = (604{,}4 - 341{,}3) + 10{,}89(146{,}5 - 115{,}1) = 605$$

Die Summe von Z und G entspricht nahezu dem gesamten Abstand von 631 DM. Der verbleibende Rest von ca. 6 DM entfällt auf den Interaktionseffekt, der sich auch nach Formel (20) berechnen läßt, wobei kleinere Unterschiede je nach Art der Berechnung auf Rundungsfehler zurückführbar sind.

Es zeigt sich, daß nur ein sehr geringer Teil des Einkommensabstands von DM 19,6 oder 3,1% durch quantitative Bildungsunterschiede bei Frauen und Männern erklärbar ist. Auch nach der Bildungsstandardisierung bleiben die Einkommensunterschiede im wesentlichen erhalten.

Die Zerlegungsmethode läßt sich im Falle der bivariaten Regression leicht graphisch veranschaulichen (Abbildung 1):

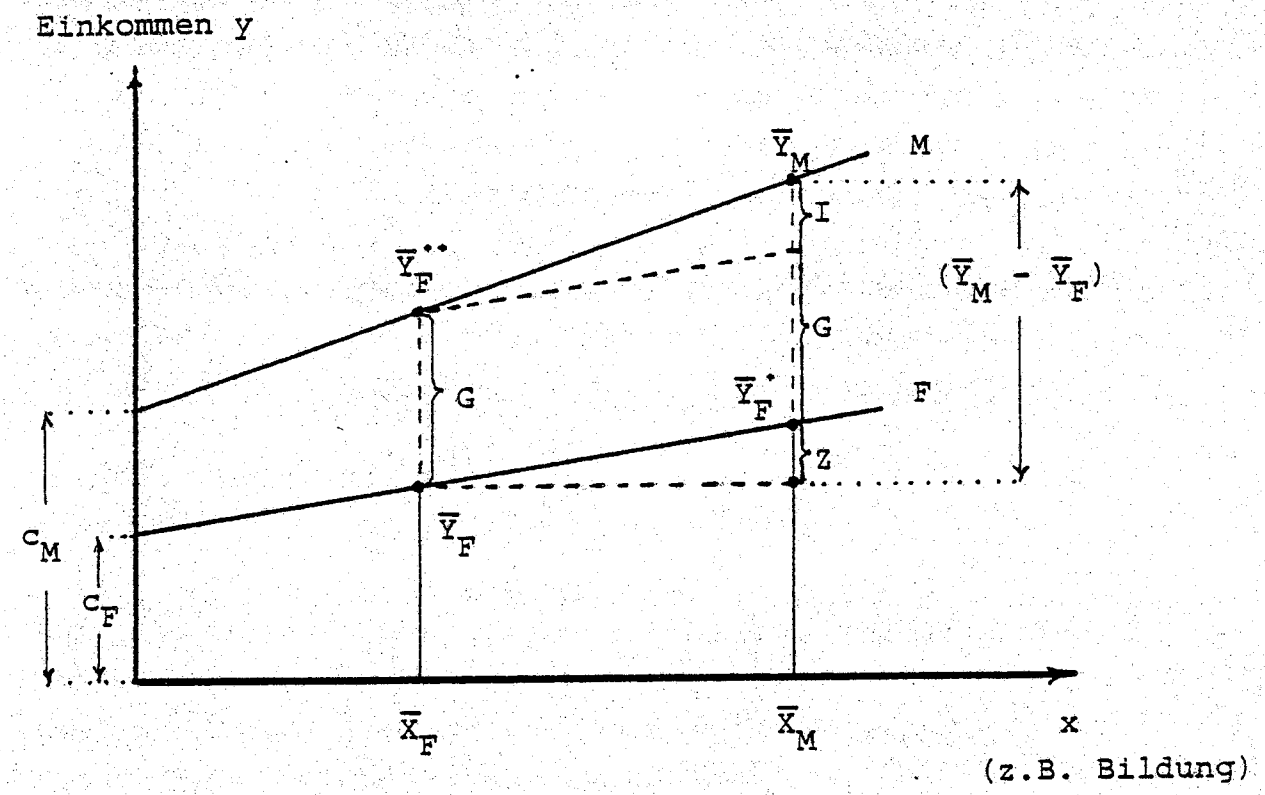


Abbildung 1: Komponenten des Einkommensabstands beim Regressionsmodell

In soziologischen und ökonomischen Schriften zur empirischen Analyse von Einkommensdiskriminierung wird zur Schätzung von Diskriminierung häufig das folgende Verfahren vorgeschlagen (z.B. Polachek 1975): Es werden die weiblichen Mittelwerte der unabhängigen Variablen in die männliche Regressionsgleichung eingesetzt. Von dem so berechneten Schätzwert wird dann der beobachtete Mittelwert $\bar{Y}_F$ abgezogen (siehe Gleichung (19)). Die Differenz entspricht der Strecke $\bar{Y}_F^{**} - \bar{Y}_F$ in Abbildung 1. Was in diesem Kapitel zusätzlich gezeigt und abgeleitet wurde, ist das Resultat, daß das

Schätzverfahren gemäß Gleichung (19) einen Wert G liefert, der allgemein für kategoriale Variablen definiert wurde. Das übliche Verfahren nach Gleichung (19) kann somit aus unserer allgemeineren Definition (4) abgeleitet werden und erfährt damit eine tiefere Begründung. In einigen Studien wird auch alternativ ein Wert berechnet, der mit $\overline{Y}_F^*$ identisch ist. D.h. es werden zunächst die männlichen Mittelwerte der unabhängigen Variablen in die weibliche Regressionsgleichung eingesetzt. Im zweiten Schritt wird zur Ermittlung der Einkommensdiskriminierung $\overline{Y}_F^*$ von $\overline{Y}_M$ subtrahiert. Nach unserer Analyse wird bei dieser nicht empfehlenswerten Vorgangsweise G und I miteinander konfundiert. Die Überschätzung des reinen G-Effekts ist allerdings in vielen Fällen nicht allzu tragisch, da I meist nur einen geringen Anteil am Einkommensabstand ausmacht.

Im multivariaten Fall mit k = 1,2...m unabhängigen Variablen läßt sich die Zerlegung (20) - (22) wie folgt darstellen:

$$(23)\quad (\overline{Y}_M - \overline{Y}_F) = \underbrace{c_M - c_F + \Sigma\, \overline{X}_{kF}\,(b_{kM} - b_{kF})}_{\text{Gruppeneffekt G}} + \underbrace{\Sigma\, b_{kF}\,(\overline{X}_{kM} - \overline{X}_{kF})}_{\text{Zugangschanceneffekt Z}} + \underbrace{\Sigma\,(b_{kM} - b_{kF})\,(\overline{X}_{kM} - \overline{X}_{kF})}_{\text{Interaktionseffekt I}},$$

wobei die Summierung über alle unabhängigen Variablen von k = 1 bis m erfolgt. (23) ist die allgemeine <u>Zerlegungsgleichung</u> von Mittelwertsunterschieden bei Anwendung der Regressionsanalyse.[2)]

Sind im Falle der Kovarianzanalyse einige unabhängige Variablen dichotome "Dummy-Variablen" (z.B. Branchentyp, Art des Berufs etc.), so kann ebenfalls auf Gleichung (23) zurückgegriffen werden. Die allgemeine Zerlegungsgleichung ist damit bei Tabellenanalysen (nur qualitative unabhängige Variable), bei quantitativen unabhängigen Variablen und bei "gemischten"

Analysen (Kovarianzanalyse) anwendbar.

1.3 Eine vereinfachte Methode bei Abwesenheit von Interaktionseffekten

Besteht Grund zu der Annahme, daß die Regressionskoeffizienten der männlichen und weiblichen Gleichung identische Werte aufweisen, d.h. liegen keine Interaktionseffekte im Sinne der Regressionsanalyse vor, so lassen sich G und Z auf einfache Weise ermitteln. Gemäß (23) ist in diesem Fall auch der Interaktionseffekt I bei der Zerlegung des Einkommensabstands null.

Eine getrennte Regressionsschätzung an der weiblichen und männlichen Stichprobe ist jetzt nicht mehr erforderlich. Der additive Geschlechtseffekt kann in einer einzigen Regressionsgleichung als dichotome "Dummy-Variable" g berücksichtigt werden:

(24) $\hat{y} = bx + dg + c.$

Wird g mit 0 = weiblich und 1 = männlich kodiert, dann stimmt der G-Effekt mit dem Dummy-Koeffizienten d genau überein. Dies ist leicht erkennbar, denn für g = 0 und g = 1 ergeben sich die folgenden beiden weiblichen und männlichen Einkommensgleichungen:

(25) $\hat{y}_F = bx + c$

(26) $\hat{y}_M = bx + c + d.$

Der Abstand zwischen den beiden parallelen Regressionsgeraden ist für jede Ausprägung der unabhängigen Variablen x und damit auch am Mittelwert $\overline{X}_F$ konstant d. Da der Abstand am Mittelwert $\overline{X}_F$ dem Wert G entspricht (siehe Abbildung 1), stimmen G und d überein. Zur Berechnung von Z ist es nurmehr erforderlich, G vom Einkommensabstand zu subtrahieren. Diese Überlegungen gelten auch bei einer multivariaten Verallge-

meinerung von Gleichung (24).

Eine naheliegende Idee wäre es, die durch den Geschlechtseffekt zusätzlich erklärte Varianz als Maß reiner Geschlechtsdiskriminierung zu interpretieren. Hier ist jedoch Vorsicht angebracht, da die Maßzahl "erklärte Varianz" nur etwas über die prognostische Relevanz (d.h. über die Verringerung von Prognosefehlern bei Berücksichtigung erklärender Variablen) aussagt, nicht aber über die absolute Größenordnung von Effekten informiert. Verdienten alle Frauen 1999 DM und alle Männer 2000 DM, so würde die erklärte Varianz des Faktors Geschlecht 100% betragen, obwohl die Größenordnung des Unterschieds praktisch bedeutungslos wäre. Die zusätzlich erklärte Varianz durch eine unabhängige Variable ist somit als Kennziffer der prognostischen Effektstärke einer Variablen anzusehen, nicht jedoch als Maß der Anteilsstärke am Einkommensabstand.

1.4 Logarithmierte Einkommen

Aus verschiedenen Gründen ist es zweckmäßig, die abhängige Variable "Einkommen" logarithmisch zu transformieren und semi-logarithmische Einkommensfunktionen an den Daten zu schätzen. Für diese Prozedur sind drei Gründe geltend zu machen:

- Die Einkommensverteilung hat eine rechtsschiefe Gestalt. Eine derartige Verteilung ist relativ gut durch eine Log-Normalverteilung beschreibbar. Nach einer logarithmischen Transformation sind die Log-Einkommenswerte näherungsweise normalverteilt, so daß sich die Logarithmierung schon aus datenanalytischen Gründen empfiehlt.
- Zweitens kann die Logarithmierung der Einkommen aus theoretischen Gründen gerechtfertigt werden. Dies Argument gilt speziell für die Humankapitaltheorie, aus der eine semi-logarithmische Einkommensgleichung deduzierbar ist (vgl. Kap. I).
- Drittens sind die Koeffizienten der unabhängigen Variablen als prozentuale Effekte gut interpretierbar und die Schätzungen bei unterschiedlichen Stichproben vergleichbar, da die Koeffizienten unabhängig von Währungseinheiten und inflationären Veränderungen sind.

Es ist aber zu berücksichtigen, daß sich die Zerlegung der Effekte bei semi-logarithmischen Einkommensgleichungen auf eine weniger anschauliche logarithmische Skala bezieht. Die allgemeine Zerlegungsgleichung (23) behält ihre Gültigkeit, wenn $\bar{Y}_F$ bzw. $\bar{Y}_M$ durch die jeweiligen Mittelwerte der logarithmischen Einkommen ersetzt werden. Die Umrechnung in absolute Geldeinheiten ist zwar leicht möglich, jedoch summieren sich die drei entlogarithmierten Z-, G- und I-Effekte nicht mehr zum mittleren Einkommensabstand. Vielmehr handelt es sich nun bei den entlogarithmierten Effekten um Multiplikatoren des geometrischen Mittels der absoluten Einkommenswerte. Schreiben wir für den Mittelwert der logarithmischen Einkommen zur Basis e $\bar{Y}_{ln}$, so gilt:

$$(27) \quad \bar{Y}_{ln} = \frac{1}{N} \Sigma \ln y_j$$

wobei die Summierung über alle Personen j = 1,..., N erfolgt.
Nach Entlogarithmierung erhalten wir:

$$(28) \quad \tilde{Y} = \exp(\bar{Y}_{ln}) = \left[\Pi\, y_j\right]^{(1/N)}$$

$\tilde{Y}$ entspricht dem geometrischen Mittel der individuellen Einkommenswerte.

Ist weiterhin Z_{ln} der Zugangschancen-Effekt bei einer semi-logarithmischen Regressionsgleichung und $\bar{Y}_{Fln}$ der Mittelwert der logarithmischen Einkommen der Frauen, dann erhält man auf der log-Skala nach hypothetischer Beseitigung von Barrieren bei den Zugangschancen:

$$(29) \quad \bar{Y}^*_{Fln} = \bar{Y}_{Fln} + Z_{ln}$$

und nach Entlogarithmierung wegen (28):

$$(30) \quad \tilde{Y}^*_F = \tilde{Y}_F \cdot e^{Z_{ln}}.$$

Analog gilt beim G-Effekt:

$$(31)\quad \tilde{Y}_F^{**} = \tilde{Y}_F \cdot e^{G_{ln}}.$$

Die entlogarithmierten Z_{ln}- und G_{ln}-Effekte sind somit Multiplikatoren des geometrischen Mittels der Frauen-Einkommen, wohingegen die nach (23) berechneten Z_{ln}- und G_{ln}-Effekte bei semi-logarithmischen Schätzgleichungen eine Zerlegung des Abstands der Mittelwerte der log-Einkommen $\bar{Y}_{Mln} - \bar{Y}_{Fln}$ darstellen. $\tilde{Y}_F^{*}$ und $\tilde{Y}_F^{**}$ können als die hypothetisch erhöhten (geometrischen) Durchschnittsverdienste nach Beseitigung von Zugangschancenunterschieden bzw. Gruppenunterschieden interpretiert werden. Der hypothetische Mehrgewinn in DM-Einheiten (absoluter Z- bzw. G-Effekt) beträgt dann:

$$(32)\quad \tilde{Z} = \tilde{Y}_F^{*} - \tilde{Y}_F = \tilde{Y}_F\ (e^{Z_{ln}} - 1)$$

$$(33)\quad \tilde{G} = \tilde{Y}_F^{**} - \tilde{Y}_F = \tilde{Y}_F\ (e^{G_{ln}} - 1),$$

und für die Einkommensrelationen gilt:

$$(34)\quad \tilde{R}_Z = \frac{\tilde{Y}_F^{*}}{\tilde{Y}_M} = \frac{\tilde{Y}_F}{\tilde{Y}_M} \cdot e^{Z_{ln}}$$

$$(35)\quad \tilde{R}_G = \frac{\tilde{Y}_F^{**}}{\tilde{Y}_M} = \frac{\tilde{Y}_F}{\tilde{Y}_M} \cdot e^{G_{ln}}.$$

Auf die weniger informativen Umrechnungen der Interaktionseffekte wird im folgenden verzichtet. Hier genügen die Angaben über die Effekte auf der log-Skala.

Die entlogarithmierten Effekte summieren sich allerdings nicht zu einem sinnvoll interpretierbaren Wert, da es sich um eine multiplikative Zerle-

gung handelt. Auf der log-Einkommensskala gilt gemäß (13):

$$(36)\quad \bar{Y}_{Mln} - \bar{Y}_{Fln} = Z_{ln} + G_{ln} + I_{ln}.$$

Wegen (28) ergibt sich hieraus:

$$(37)\quad \frac{\tilde{Y}_M}{\tilde{Y}_F} = e^{Z_{ln}} \cdot e^{G_{ln}} \cdot e^{I_{ln}},$$

so daß die entlogarithmierten Effekte als eine Art multiplikative Zerlegung der geometrischen Einkommensrelation anzusehen sind.

Die skizzierten Zusammenhänge sind am einfachsten anhand eines Beispiels zu verdeutlichen. Gehen wir dabei von der folgenden Humankapitalgleichung aus:

$$(38)\quad \widehat{\ln y} = b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_2^2 + c.$$

x_1 steht hierbei für die Schulbildung und Berufsausbildung in Jahren, x_2 für das Berufsalter, d.h. die Anzahl der Jahre seit dem Ausbildungsabschluß, und x_2^2 für das Quadrat des Berufsalters. Ist b_3 erwartungsgemäß negativ, so handelt es sich um das typischerweise umgekehrt U-förmige quadratische Einkommensprofil (dazu genauer Kap. IV). Eine separate Schätzung von Gleichung (38) an den Frauen- und Männer-Stichproben liefert die in Tabelle 3 enthaltenen Schätzwerte.

	Regressionskoeffizienten b_k		Mittelwerte $\bar{X}_k$	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,659	7,323
Bildung (x_1)	0,0685** (0,0039)	0,0757 (0,0070)	11,08	10,89
Berufsalter (x_2)	0,0407** (0,0037)	0,0281** (0,0051)	22,38	18,73
Quadrat des Berufsalters x_2^2	-0,000678** (0,00008)	-0,000498** (0,00011)	634,03	505,76
Konstante	6,419	6,224	-	-
R^2	0,42	0,36	-	-
N	560	233	-	-

Anmerkung: R^2 steht für das adjustierte, erwartungstreue R^2. Das Stichproben-R^2 ist in der Regel etwas größer. M = Männer, F = Frauen. Standardfehler der Koeffizienten in Klammern. * = Koeffizient ist größer als zweifacher Standardfehler (signifikant bei einem α -Fehler von 0,05).

Tabelle 3: Schätzwerte der Humankapitalfunktion für Allbus-82-Daten bei ganztags beschäftigten Arbeitnehmern

Für Frauen und Männer beträgt die Ertragsrate ("rate of return") auf Bildung (b_1) etwa 7-8%. Pro zusätzliches Bildungsjahr wird also ein zusätzliches Einkommen von 7-8% erzielt. Auch wenn die Koeffizienten für beide Geschlechter sehr ähnlich sind (geringe prozentuale Interaktionseffekte bei Bildung), so sind doch die absoluten Zusatzerträge pro Bildungsjahr bei Frauen und Männern unterschiedlich, da sich bei den Frauen ja der prozentuale Effekt auf ein im Mittel geringeres Einkommen bezieht. Bei dem Beispiel in Abschnitt 1.2 ist der absolute Bildungseffekt bei den Männern demzufolge mit DM 147 auch wesentlich höher als bei den Frauen mit DM 115. Ferner zeigt sich mit dem negativen Wert des Koeffizienten von x_2^2 das erwartete umgekehrt U-förmige Berufsalter-Einkommenspro-

fil. Eine genauere Interpretation der Ergebnisse sei auf Kap. III verschoben; zum Verständnis der Schätzwerte mögen diese Ausführungen hier genügen.

Betrachten wir nun die Ergebnisse der Zerlegungsmethode.
Die Zerlegung der Differenz zwischen den Mittelwerten der logarithmischen Einkommen von 0,336 sowie die zugehörigen entlogarithmierten Größen sind in der "Standard-Zerlegungstabelle" (Tabelle 4) aufgeführt.

	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen
Mittelwert Frauen	7,323	-	1515	-
Mittelwert Männer	7,659	-	2120	-
Einkommens-diskrepanz	0,336	100	605	0,715
Bildung	0,013	3,9	20	0,724
Berufsalter	0,039	11,6	60	0,742
Z-Effekt	0,052	15,5	81	0,753
G-Effekt	0,261	77,7	452	0,928
I-Effekt	0,023	6,8	-	-

Tabelle 4: Die Zerlegung des Einkommensabstands bei einer semi-logarithmischen Einkommensgleichung

Bei mehreren unabhängigen Variablen in der Einkommensgleichung sind auch die Z-Effekte einzelner Variablen von Interesse. Aus der Zerlegungsgleichung (23) folgt für den Effekt der Variablen k:

$$(39)\ Z_k = b_{kF}\,(\overline{X}_{kM} - \overline{X}_{kF}).$$

Z_k gibt darüber Auskunft, wie stark sich das Einkommen der Frauen verändert, wenn nur die Unterschiede bei der Variablen k angeglichen

werden. Bei dem Faktor Bildung sind dies 0,013 Einheiten oder 3,9% des Einkommensabstands auf der log-Skala.

Die ersten beiden Spalten der Tabelle 4 informieren über die additive, absolute und prozentuale Zerlegung der Mittelwertdifferenz auf der log-Skala gemäß Formel (23). Spalte 3 enthält die in DM umgerechneten Werte. In den ersten drei Zeilen stehen die geometrischen Mittelwerte und deren Differenz. Weiterhin wird über die hypothetischen Mehrverdienste informiert, die auf die einzelnen Faktoren entfallen (Formeln (32) und (33)). Schließlich finden sich in Spalte 4 die Einkommensrelationen gemäß (34) und (35).

Die Berechnungsweise sei noch einmal am Beispiel des Bildungseffekts demonstriert, wobei sich die angegebenen Formeln jeweils auf die Variable x_1 (Bildung) beziehen. Für den Effekt auf der log-Skala gilt nach (39) mit den Werten in Tabelle 3:

$$Z_{1\ln} = 0{,}0757\,(11{,}06 - 10{,}89) = 0{,}013.$$

Dies sind 3,9% des Abstands von 0,336. Der hypothetische Verdienst der Frauen nach Bildungsangleichung beträgt dann (30)

$$\tilde{Y}^{*}_{F1} = 1515 \cdot e^{0{,}013} = 1535 \text{ DM},$$

so daß ein Mehrverdienst Z_1 von 20 DM erzielt wird. Die Einkommensrelation der geometrischen Mittel erhöht sich dadurch von 0,715 auf

$$\tilde{R}_{Z1} = 1535/2120 = 0{,}724.$$

Wie erkennbar ist, sind geschlechtsspezifische Unterschiede bei den unabhängigen Variablen nur zu einem relativ geringen Teil von insgesamt 15,5% für den Einkommensabstand verantwortlich zu machen.

2. Die Schätzung von Einkommensdiskriminierung

Nach einem weit verbreiteten Postulat, das auch Eingang in Gesetzestexte und die Rechtssprechung verschiedener Länder gefunden hat (hierzu Pfarr 1979), wird unabhängig von der Geschlechtszugehörigkeit der "gleiche Lohn für gleichwertige Arbeit" gefordert. Dieser Entlohnungsstandard enthält die ältere Forderung "gleicher Lohn für gleiche Arbeit" als Spezialfall. Es liegt auf der Hand, Lohn- oder Einkommensdiskriminierung als Abweichung von diesem Prinzip zu definieren. Das Ausmaß der Einkommensdiskriminierung ist demzufolge um so größer, je unterschiedlicher die Entlohnung von Frauen und Männern bei gleichwertiger Arbeit ist. Wie aber kann die Gleichwertigkeit der Arbeit bestimmt werden?

Ein Lösungsvorschlag des Problems besteht darin, die Arbeit dann als gleichwertig zu betrachten, wenn die Arbeitskräfte die gleiche Produktivität aufweisen. Hiermit wird die Brücke von der obigen juristisch-politischen zur ökonomischen Diskriminierungsdefinition geschlagen. So wird beispielsweise bei Arrow (1973, S. 3) generell Arbeitsmarktdiskriminierung definiert als:

> "... the valuation in the labor market of personal characteristics of the worker that are unrelated to productivity."

Gemäß der Humankapitaltheorie wird die Produktivität von Arbeitskräften durch das Ausmaß ihres Humankapitals, d.h. in erster Linie durch die Variablen Bildung und Berufserfahrung bestimmt. Eine Schätzung der Einkommensdiskriminierung erhält man somit auf der Basis der Humankapitaltheorie, wenn in der Zerlegungsgleichung (23) die unabhängigen Variablen Bildungsjahre und Berufsalter berücksichtigt werden wie in dem Beispiel in Tabelle 4. In diesem Fall stellt der G-Effekt eine näherungsweise Schätzung der Einkommensdiskriminierung im oben definierten Sinne dar.

Die beschriebene Vorgehensweise wirft allerdings eine Reihe von Problemen auf. Vor allem stellt sich die Frage, inwieweit die Indikatoren

Bildungsjahre und Berufsalter tatsächlich das Ausmaß der Produktivität bestimmen. So ist insbesondere bei verheirateten Frauen anzunehmen, daß wegen Berufsunterbrechungen die faktische Berufserfahrung durch das Berufsalter überschätzt wird. Zweckmäßiger erscheint daher ein Vergleich lediger Frauen und Männer. Darüber hinaus sind Bildung und Berufserfahrung sicher nicht die einzigen produktivitätsrelevanten Merkmale. Die meisten der bisher durchgeführten Studien zur Schätzung von Einkommensdiskriminierung berücksichtigen daher auch in den Einkommens-Regressionsgleichungen weitere unabhängige Variable von der Stadtgröße bis hin zu Betriebswechsel- und Abwesenheitsraten, von denen vermutet wird, daß sie in Zusammenhang mit der unbeobachteten Größe "Produktivität" stehen. Entsprechend unterschiedlich fallen dementsprechend die geschätzten Ergebnisse aus.

In einem Überblick von Lloyd und Niemi (1979, S. 232ff) werden einundzwanzig Studien aus dem englischen Sprachraum verglichen. Der durch die unabhängigen Variablen erklärte Anteil des Einkommensabstands reicht hier von 0 bis 67%, bei Beschränkung der Population auf die Belegschaft einer Firma und zusätzlicher Kontrolle der Variablen "job level" (neben Bildung, Berufserfahrung etc.) verwundert es nicht, daß sogar 98% des Einkommensunterschieds durch die unabhängigen Variablen erklärt werden können. Die jeweils in einer Studie berichtete Diskriminierungsgröße hängt somit in hohem Maße davon ab, welche unabhängigen Variablen bei der Untersuchung berücksichtigt werden. Aus diesem Grunde wurde im vorhergehenden Abschnitt auch vom G-Effekt (und nicht vom Diskriminierungseffekt) gesprochen. Inwieweit der G-Effekt als Diskriminierungseffekt gedeutet werden kann, richtet sich nach der verwendeten Diskriminierungsdefinition, der interessierenden Diskriminierungsart (dazu weiter unten) und der berücksichtigten Kombination von unabhängigen Variablen. Die Zerlegungsmethode kann ja auf unterschiedliche Fragestellungen angewandt werden. Sie stellt einen formalen Kalkül dar, der noch mit Inhalten gefüllt werden muß.

Im Sinne der Produktivitätsdefinition ist G (bzw. G-% und R_G) als Maßzahl der Einkommensdiskriminierung interpretierbar, wenn die unabhängigen

Variablen Produktivitätsindikatoren repräsentieren und damit die Produktivität der Arbeitskräfte sozusagen konstant gehalten wird (siehe auch Ehrenberg und Smith 1982, S. 392). Es ist zu beachten, daß diese Definition von Einkommensdiskriminierung auch Einkommensnachteile durch "Beschäftigungsdiskriminierung" umfaßt. Eine Unterscheidung zwischen "reiner" Einkommensdiskriminierung und Beschäftigungsdiskriminierung (Arbeitsplatzdiskriminierung, "job discrimination") kann bei der Schätzung dadurch erfolgen, daß als unabhängige Variablen Berufe, die Stellung in der Berufshierarchie, Branchen usf. in die Analyse miteinbezogen werden. Der Z-Effekt der unabhängigen Variablen "Beschäftigung" (z.B. Stellung in der Berufshierarchie) gibt dann das maximale Ausmaß der Beschäftigungsdiskriminierung an, während der G-Effekt als "reine" Einkommensdiskriminierung angesehen werden kann. Die Einkommensdiskriminierung im Sinne der Produktivitätsdefinition wird damit in zwei Komponenten aufgespalten: "Reine" Einkommensdiskriminierung und Beschäftigungsdiskriminierung.

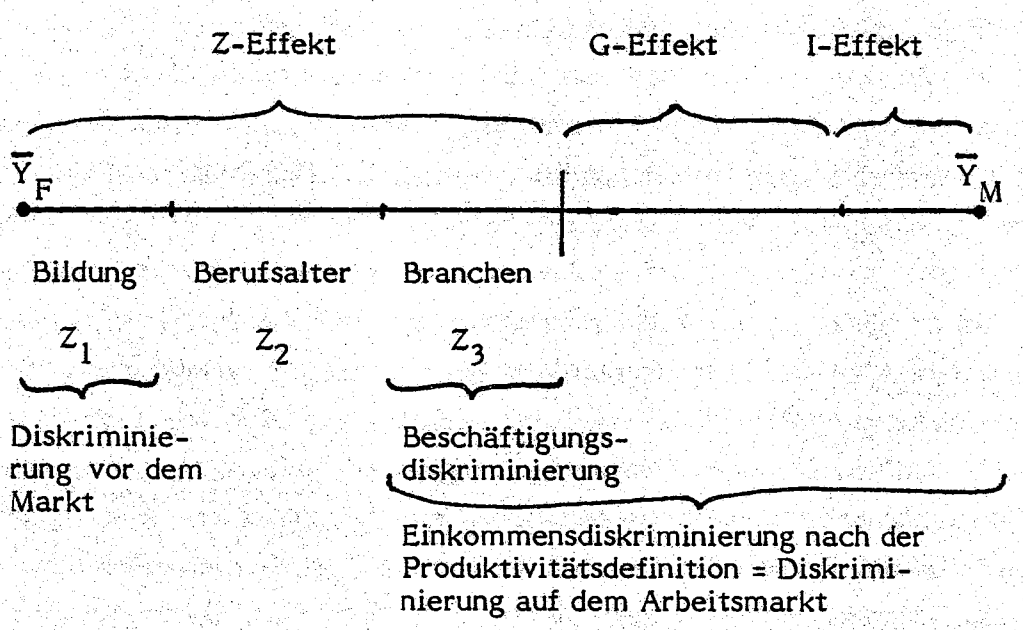
Diese Aufspaltung ist auch der Hauptgrund dafür, daß die in der Literatur berichteten Diskriminierungsschätzungen so stark variieren. Sind nämlich die Diskriminierungsschätzungen sehr gering, so liegt das in den meisten Fällen daran, daß in der Regressionsgleichung oder der analysierten Tabelle Berufshierarchievariablen enthalten sind, die für sich allein natürlich einen großen Teil des Einkommensabstands erklären.

Weiterhin ist darauf aufmerksam zu machen, daß es keine Beschäftigungsdiskriminierung an sich gibt, sondern nur Beschäftigungsdiskriminierung in bezug auf die gewählten Kategorien der unabhängigen "Beschäftigungsvariable". Diese können mehr oder weniger eng gefaßt sein. Vergleicht man z.B. männliche und weibliche Lehrer, so findet man ein relativ hohes Maß "reiner" Einkommensdiskriminierung. Wird jedoch die feinere Einteilung Gymnasial-, Volksschullehrer etc. gewählt, so sinkt das Ausmaß der geschätzten reinen Einkommensdiskriminierung zugunsten der Beschäftigungsdiskriminierung, da Frauen in hohem Maße Volksschullehrertätigkeiten ausüben. Bei genügend feiner Kategorienwahl kann das Ausmaß reiner Einkommensdiskriminierung schließlich auf nahezu null reduziert werden.

Eine Interpretation des G-Effekts (bzw. darauf basierender Maße) als "Diskriminierung" sollte daher mit einiger Vorsicht erfolgen. Am besten ist die Zerlegungsmethode noch als Komponentenanalyse zu begreifen. Sie gibt in erster Linie darüber Auskunft, welche Komponenten (unabhängige Variablen oder Z-Effekte, G- und I-Effekt) in welchem Ausmaß den Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern erklären.

Dies sei an dem folgenden Beispiel genauer erläutert. Nehmen wir an, in der Regressionsgleichung sind die Faktoren Bildungsjahre, Berufserfahrung und Branchentyp enthalten. Wie Abbildung 2 zeigt, ist der Einkommensabstand $(\bar{Y}_M - \bar{Y}_F)$ dann in die drei Z-Effekte, den G- und I-Effekt zerlegbar. Um die Arbeitszeit ungefähr konstant zu halten, betrachten wir nur vollzeitbeschäftigte Personen.

Abbildung 2: Zerlegung des Einkommensabstands in Komponenten



Die erste Komponente bezieht sich auf den Bildungsunterschied. Hier handelt es sich um Nachteile, die vor dem Auftreten einer Person auf dem Arbeitsmarkt existieren. Sofern diese Nachteile auf diskriminatorischen Praktiken beruhen (seitens der Eltern, der Lehrer etc.), kann von "Diskri-

minierung vor dem Markt" gesprochen werden. Bildung und Berufsalter sind Indikatoren des Humankapitals. Wird der Einkommensabstand um diese Größen bereinigt, so erhält man eine Schätzung der Einkommensdiskriminierung auf dem Arbeitsmarkt. Ein Teil der Einkommensdiskriminierung rührt - etwa nach der Crowding-Theorie - von Beschäftigungsdiskriminierung her, d.h. im vorliegenden Fall von der geschlechtsspezifischen Branchenaufteilung. Allerdings ist anhand der Komponentenanalyse nicht entscheidbar, in welchem Maße der Brancheneffekt auf Diskriminierung oder Selbst-Selektion beruht.

Was die Komponentenanalyse leistet, ist die Zurechnung von Anteilen des Einkommensabstands auf die einzelnen in der Analyse berücksichtigten Faktoren. Damit liefert sie sehr wichtige Informationen über die Größenordnung von Effekten. Inwieweit einzelne Effekte wie z.B. der Bildungs- oder Brancheneffekt auf Diskriminierung beruhen, ist eine weitergehende, durch die Daten allein nicht mehr gestützte Interpretation.[3)]

Es sei abschließend noch auf ein häufig anzutreffendes Mißverständnis hingewiesen. Der G-Effekt (bzw. G + I) wird mitunter als "Residualeffekt" bezeichnet. Im Unterschied zu einer Varianzzerlegung hat die Hinzufügung weiterer unabhängiger Variablen aber nicht zwangsläufig zur Folge, daß sich der "Residualeffekt" wie im Falle der unerklärten Varianz vermindern muß. Haben die Frauen bei den hinzugefügten unabhängigen Variablen günstigere Werte als die Männer, so sind die entsprechenden Z-Effekte negativ. Der Wert von G wird in diesem Fall zunehmen.

III. Humankapitaltheorie

In diesem Kapitel untersuchen wir die zentrale, von Mincer (1974) vorgeschlagene Einkommensgleichung. Die Parameter der Gleichung werden getrennt an einer Stichprobe von Männern und Frauen geschätzt. Mit den im vorhergehenden Kapitel entwickelten Methoden wird sodann ermittelt, welcher Anteil am Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern durch die unabhängigen Variablen der Gleichung erklärt werden kann. Zunächst aber wollen wir im Abschnitt 1 die Verteilung der Einkommen genauer betrachten.

Die empirische Untersuchung basiert in erster Linie auf Auswertungen der vom "Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen" in Mannheim (ZUMA) 1982 durchgeführten haushaltsrepräsentativen "Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften" (Allbus 1982). Ergänzend werden weiterhin zum Vergleich Sekundäranalysen mit dem Allbus 1980 sowie der Arbeitseinkommensumfrage aus dem Frankfurter Sonderforschungsbereich (SFB 3) berichtet. [1] Mit dem Allbus-Projekt werden seit 1980 in zweijährigem Rhythmus Personen über 18 Jahre in 3000 Haushalten befragt. Bei der Arbeitseinkommensumfrage wurden - ebenfalls haushaltsrepräsentativ - 2000 ausschließlich unselbständig erwerbstätige Personen 1980/81 befragt.[2] Um die Arbeitszeit ungefähr konstant zu halten, betrachten wir primär vollzeitbeschäftigte Personen mit einer Wochenarbeitszeit von 35 und mehr Stunden. Dabei steht im Mittelpunkt der Untersuchung das Monats-Netto-Einkommen nach dem Abzug von Lohnsteuer und Sozialversicherung. Die hier diskutierten Ergebnisse beziehen sich damit beim Allbus 82 auf die etwa 800 ganztags beschäftigten Arbeitnehmer (Arbeiter, Angestellte und Beamte ohne Lehrlinge), die bei der Umfrage ihr Monats-Netto-Einkommen angegeben haben. Werden auch teilzeitbeschäftigte Personen berücksichtigt, so erhöht sich der Umfang der Stichprobe auf ungefähr 900 Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer.

1. Die Verteilung der Einkommen

Ein typisches Bild der Einkommen von Frauen und Männern vermittelt Abbildung 1. Die Verteilung der Männer ist gegenüber der Verteilung der Frauen stark nach "rechts" verschoben. Bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern erzielten die Frauen 1982 Netto-Einkünfte von DM 1594, die Männer hingegen DM 2226. Bei ganz- und halbtags erwerbstätigen Arbeitnehmern ist der Abstand noch ausgeprägter: Hier sind es monatlich 2220 DM bei den Männern und 1372 DM bei den Frauen (Tabelle 1).

Die Einkommensverteilungen haben bei Männern und Frauen die bekannte asymmetrische, rechtsschiefe Gestalt: Relativ wenige Personen haben relativ hohe Einkommen. Ein Kennzeichen derartiger Verteilungen besteht darin, daß mehr als die Hälfte aller Einkommensbezieher unter dem Mittelwert liegt, der Median also kleiner als der Mittelwert ist.

Bei ganztags und halbtags Erwerbstätigen ist die Ungleichheit der Einkommen, indiziert durch das Streuungsmaß des Variationskoeffizienten (Tabelle 1), bei den Frauen stärker ausgeprägt als bei den Männern. Dies ist keine Überraschung, wenn man bedenkt, daß etwa ein Drittel der Frauen eine Halbtagsbeschäftigung ausübt. Betrachtet man hingegen nur die ganztags Erwerbstätigen, so verschwinden die Streuungsunterschiede zwischen den Verteilungen vollständig.

Die Verteilung der einkommensprivilegierten Männer ist im Vergleich mit der Frauen-Stichprobe zwar stark nach rechts verschoben, dennoch existieren erhebliche Überlappungen der Verteilungen. 15,5% der ganztags arbeitenden Frauen verdienen monatlich mehr, als die "unteren" 50% der Männer an Einkommen erhalten. Umgekehrt verdienen 8% der Männer weniger als das Medianeinkommen der Frauen (DM 1500).

Für eine Diagnose des Einkommens einer Person ist zwar das Geschlecht ein wichtiger Indikator, jedoch ist - aufgrund der starken Streuung innerhalb der Männer- und Frauen-Gruppe - der Zusammenhang zwischen dem Einkommen und dem Geschlecht weit davon entfernt, perfekt zu sein.

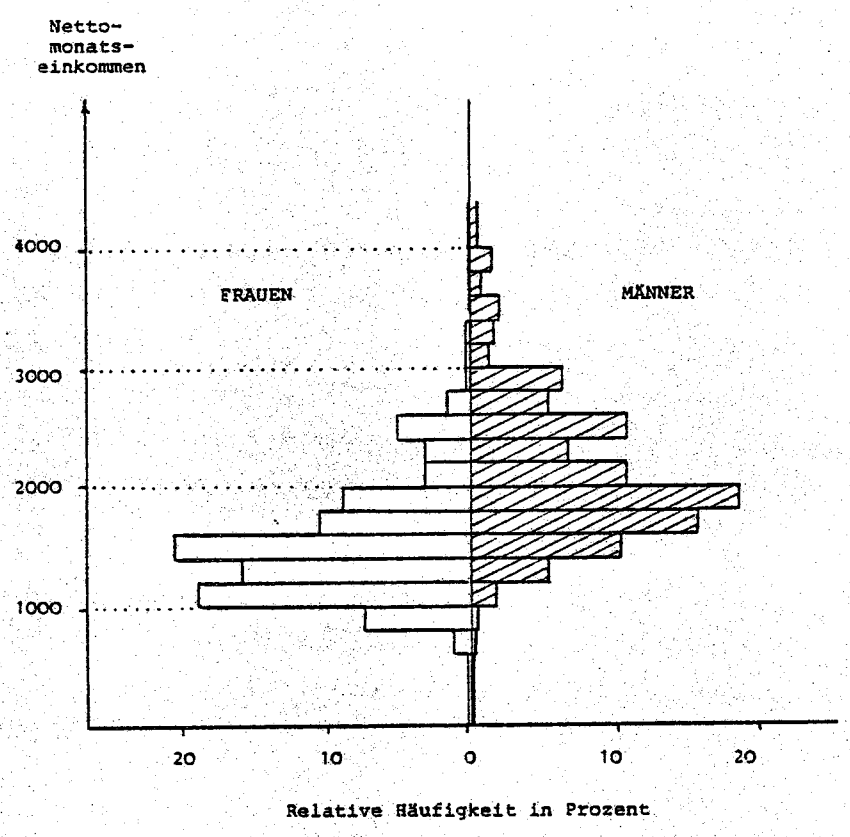


Abbildung 1: Einkommensverteilungen von vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern nach Geschlecht

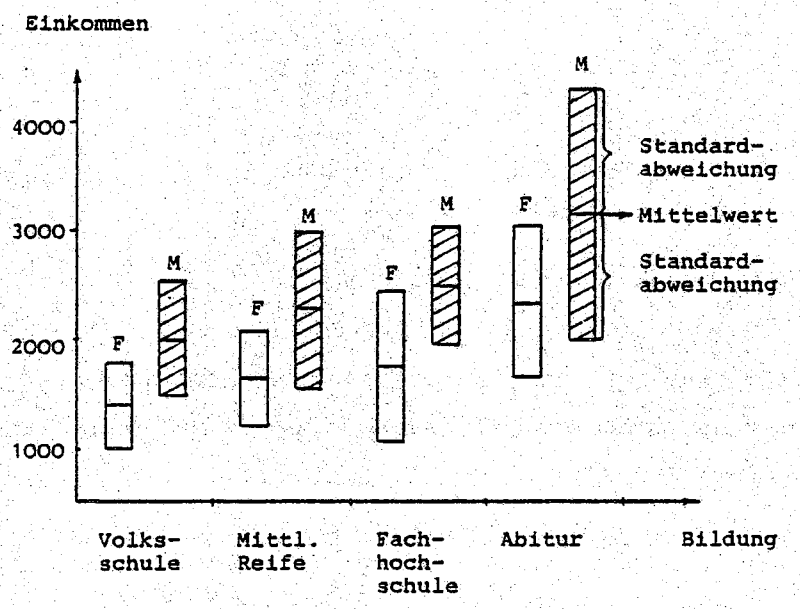


Abbildung 2: Einkommen nach Bildung und Geschlecht

	Nettomonatseinkommen in DM							
	Voll- und Teilzeit-Beschäftigte				Vollzeit-Beschäftigte			
	Mittelwert	Median	Variations-koeffizient	N	Mittelwert	Median	Variations-koeffizient	N
Männer	2220	2003	0,34	567	2226	2003	0,34	563
Frauen	1372	1300	0,45	359	1594	1500	0,34	233
Einkommens-quote Frauen	0,62	0,65			0,72	0,75		
Frauen über Median der Männer	12,8%				15,5%			
Männer unter Median der Frauen	3,4%				8,0%			
Erklärte Varianz durch Faktor Geschlecht	0,26				0,15			

* Allbus-1982-Daten. Die Einkommensquote ist der Anteil des Frauen-Mittelwerts (Median) am Mittelwert (Median) der Männer. Der Variationskoeffizient (relative Streuung) ist die Standardabweichung dividiert durch den Mittelwert. Die erklärte Varianz durch den Faktor Geschlecht entspricht dem Quadrat des Korrelationskoeffizienten für die Beziehung Geschlecht/Einkommen. Halbtagsarbeit ist definiert als Erwerbstätigkeit von höchstens 34 Stunden in der Woche.

Tabelle 1: Streuung und zentrale Tendenz bei Einkommensverteilungen für Männer und Frauen 1982 mit abhängiger Beschäftigung*

Durch den Faktor Geschlecht allein wird bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern ungefähr ein Siebtel der Einkommensvarianz erklärt.

Auch auf den Faktor Bildung, gemessen in Schul- und Ausbildungsjahren (dazu weiter unten), entfällt bei bivariater Analyse etwa ein Fünftel der Einkommensvarianz. Natürlich müssen beide Faktoren keineswegs unabhängig voneinander sein. Vielmehr ist zu fragen, ob sich hinter dem Geschlechtseffekt nicht zumindest teilweise geschlechtsspezifische Bildungsunterschiede verbergen.

In Abbildung 2 werden die relevanten Kennziffern der Verteilungen nach dem Bildungsabschluß und dem Geschlecht aufgeschlüsselt. Es zeigt sich, daß die Einkommensunterschiede innerhalb der Bildungskategorien kaum geringer ausfallen, als der globale Einkommensabstand.

Humankapital wird aber nicht nur in Schul- und Berufsausbildungsinstitutionen erworben. Von erheblicher Bedeutung sind auch Investitionen in Humankapital während der Berufstätigkeit. Beide Arten von Humankapital werden in der Einkommensgleichung Mincers (1974) berücksichtigt, die als Grundlage der nachfolgenden Analysen dient.

2. Die Einkommensgleichung

Zu erklären ist das beobachtbare Einkommen eines Arbeitnehmers. Ziel ist es dabei, eine Einkommensgleichung abzuleiten, die an empirischen Daten schätzbar ist. Dies erfordert, daß alle Größen der Gleichung meßbar sind. Da die absolute Höhe der Humankapitalinvestitionen kaum zu ermitteln ist, behilft sich Mincer mit dem "Trick", die Investitionen in Anteile am Zeitbudget eines Arbeitnehmers umzurechnen.

Neben dem aktuellen, beobachtbaren Einkommen in der Periode t (y_t) wird einem Arbeitnehmer eine theoretische Einkommenskapazität E_t zugeschrieben. Diese Größe entspricht dem beobachtbaren Einkommen, wenn nicht in Humankapital investiert wird, d.h. wenn die Humankapitalinvesti-

tion $C_t = 0$ ist. Ferner sei der Anteil der Investition an der Einkommenskapazität mit k_t bezeichnet. Demnach gilt definitorisch:

(1) $y_t = E_t - C_t$

(2) $k_t = C_t/E_t$

woraus folgt:

(3) $y_t = E_t (1 - k_t)$.

Die Einkommenskapazität wächst nun in jeder Zeitperiode t um den Betrag der Verzinsung der Humankapitalinvestition in der Vorperiode mit der Zinsrate dieser Periode r_{t-1}:

(4) $E_t = E_{t-1} + r_{t-1} C_{t-1} = E_{t-1} (1 + r_{t-1} k_{t-1})$.

Es wird also das übliche Investitionskalkül auf das Wachstum des Humankapitalstocks übertragen. Aus (4) läßt sich die folgende Rekursionformel ableiten:

(5) $E_t = E_0 \prod_{\tau=0}^{t-1} (1 + r_\tau k_\tau)$.

Für relativ kleine Werte von $r_\tau k_\tau$ gilt approximativ:

(6) $\ln E_t = \ln E_0 + \sum_{\tau=0}^{t-1} r_\tau k_\tau$

und bei kontinuierlichen Investitionsfunktionen:

(7) $\ln E(t) = \ln E_0 + \int_0^t r(\tau)\, k(\tau)\, d\tau$.

E_t ist nicht beobachtbar, wohl aber y_t. Mittels der Beziehung (3) kann (7) wie folgt umgeformt werden:

(8) $\ln y(t) = \ln E_0 + \int_0^t r(\tau)\, k(\tau)\, d\tau + \ln(1-k(t))$.

Diese Gleichung kann man als die allgemeine Einkommensfunktion des Humankapitalmodells bezeichnen. Um eine spezielle, an Daten schätzbare Funktion zu erhalten, müssen Annahmen über die Diskontierungsfunktion r(t) und das Investitionsverhalten k (t) getroffen werden. Im einfachsten Fall wird angenommen:

a) $r(t) = r$ = konstant
b) $k(t) = 1$ während s Jahren Schul- und Hochschulausbildung und
c) $k(t) = 0$ in allen Perioden ab der Aufnahme einer Berufstätigkeit.

Aus (8) folgt dann Beckers "Schooling-Modell":

(9) $\ln y(t) = b_0 + r\,s$ mit $b_0 = \ln E_0$.

r entspricht somit der "Verzinsung" oder Ertragsrate ("rate of return") pro Schuljahr und b_0 der theoretischen Einkommenskapazität ohne Schulbildung.

Dies Modell berücksichtigt jedoch nicht die nachschulische Investition in Humankapital, wozu insbesondere die Ausbildung am Arbeitsplatz zählt. Die Annahme, daß k (t) nach der Vollzeitausbildung auf null sinkt, ist sicher äußerst unrealistisch. Vielmehr legt die Optimierung des diskontierten Lebenseinkommens ein spezielles nachschulisches Investitionsverhalten nahe. Humankapitalinvestitionen sind am Anfang des Berufslebens relativ hoch und werden sodann bei wachsenden Opportunitätskosten und abnehmender Dauer der Verwertung des Humankapitals zunehmend reduziert. Dieses Investitionsprofil kann am einfachsten mit einer linearen Funktion nachgebildet werden. Zusätzlich sei angenommen, daß sich die Verzinsung der schulischen und nachschulischen Investitionen unterscheidet. Demzufolge wird von den Annahmen ausgegangen:

a) $r(t) = r_s$ für $t \leq s$ (Ertragsrate auf Schulbildung)

b) $r(t) = r_x$ für $t > s$ (Ertragsrate auf nachschulische Investition)

c) $k(t) = 1$ für $t \leq s$ (Vollzeitausbildung)

d) $k(t) = k_0 - (k_0/T) \cdot x$ mit $x = t-s$ für $t > s$
(linear fallende nachschulische Investitionen).

Hierbei ist k_0 der Anteil der Investitionen an der Einkommenskapazität bei Eintritt in das Erwerbsleben, x bezeichnet die Anzahl der Jahre seit dem Beginn der Erwerbstätigkeit und T die Anzahl der Jahre (seit Beginn der Erwerbstätigkeit) bis zu dem Zeitpunkt, zu dem die Investitionen auf null sinken.

Mit diesen vier Annahmen folgt aus der allgemeinen Gleichung (8):

$$(10) \quad \ln y(x) = \ln E_0 + r_s s + r_x k_0 x - (r_x k_0/2T)x^2 + \ln(1 - k_0 + (k_0/T)x)$$

Eine direkte Schätzung von (10) an empirischen Daten dürfte erhebliche Komplikationen bereiten, da das Investitionsprofil k (x) auch in der logarithmischen Form auftritt. Mincer behilft sich hier mit einer quadratischen Taylor-Approximation der Gleichung. Diese Näherungslösung hat die Form einer einfachen quadratischen Gleichung:

$$(11) \quad \ln y = b_0 + b_1 s + b_2 x + b_3 x^2$$

mit:

$$b_0 = \ln E_0 - k_0(1 + k_o/2)$$

$$b_1 = r_s$$

$$b_2 = r_x k_0 + (k_0/T)(1 + k_0) > 0.$$

$$b_3 = -(r_x k_0/2T + k_0^2/2T^2) < 0.$$

Mit Gleichung (11) impliziert die Theorie somit ein konkaves, mit zunehmender Anzahl von Berufsjahren langsamer wachsendes Einkommensprofil. Nur r_s, die Ertragsrate auf Vollzeitbildung, läßt sich direkt anhand der

Daten schätzen. r_x ist empirisch nur dann bestimmbar, wenn eine Annahme über den Wert von T oder k_0 formuliert werden kann.

3. Parameterschätzung und Einkommensprofile

Zur Messung der Schul- und Berufsausbildung in Jahren werden den qualitativen Bildungsabschlüssen institutionelle Bildungsjahre nach dem folgenden Schema zugeordnet (siehe auch Helberger 1980):

	Jahre
ohne Hauptschulabschluß	7
Hauptschulabschluß	8
Realschlußabschluß	10
Fachhochschulreife	12
Abitur	13
hinzuaddiert werden bei	
abgeschlossener Lehre	1,5
Berufspraktikum	1,5
Berufsfachschulabschluß	2
Meister	4
Fachhochschulabschluß	3
Universitätsabschluß	5

Dabei zählt jeweils nur der höchste Schulbildungs- bzw. Berufsbildungsabschluß. Der Grund für die Halbierung der Lehrzeit ist darin zu sehen, daß nur ein Teil der Lehrzeit als Ausbildungszeit, der andere Teil der Lehrzeit dagegen als berufspraktische Arbeit einschließlich des Trainings am Arbeitsplatz anzusehen ist. Mit diesem Kodierungsschema erhält man eine Skala, deren Extreme von 7 Jahren (ohne Hauptschulabschluß) bis 18 Jahren (Abitur plus Studium) reichen. Sicher sind auch alternative Kodierungen denkbar (vgl. hierzu Müller 1979). Die Ergebnisse der multivariaten Analyse von Einkommensfunktionen bei variierenden Bildungsjahre-Skalierungen sind jedoch glücklicherweise recht stabil.

Die Operationalisierung des Berufsalters erfolgt nach dem Vorschlag von Mincer (1974):

Berufsalter (x) = Alter - Bildungsjahre - 6.

Problematisch hierbei ist, daß insbesondere bei verheirateten Frauen das Ausmaß an Berufserfahrung in vielen Fällen überschätzt wird, da die Formel Berufsunterbrechungen unberücksichtigt läßt. Bei Männern und ledigen Frauen dürfte dagegen das auf diese Weise ermittelte Berufsalter eine relativ brauchbare Näherung darstellen (zu dieser Problematik genauer Kap. VII).

Mit den beschriebenen Operationalisierungen kann nun Beckers Schooling-Modell und die Einkommensfunktion Mincers geschätzt werden. Die Ergebnisse der Regressionsschätzung der Einkommensgleichungen (9) und (11) anhand der Netto-Einkommensdaten der vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmer und Arbeitnehmerinnen aus drei Erhebungen gehen aus Tabelle 2 hervor.

Die Erklärungskraft der Humankapitalfunktion nach Mincer, gemessen am Anteil erklärter Varianz, ist wesentlich höher als beim "Schooling-Modell". Darüber hinaus zeigt sich bei allen sechs Stichproben das der Form nach gleiche, konkave Berufsalter-Einkommensprofil. Wie erwartet, ist b_2 positiv und b_3 in allen Fällen negativ. Sämtliche in der Tabelle ausgewiesenen Koeffizienten sind signifikant.

Für die Ertragsraten auf Bildung ergeben sich Werte zwischen 0,07 und 0,08. Ein zusätzliches Bildungsjahr bedeutet somit eine - hypothetische - Einkommenserhöhung von 7-8%.[3)]

Geschlechtsspezifische Unterschiede sind bei den Ertragsraten kaum ausge-

		Allbus 1982		Allbus 1980		Arbeitseinkommens-umfrage	
		M	F	M	F	M	F
Bildung (s)		.0552 (.0043)	.0623 (.0071)	.0686 (.0050)	.0570 (.0077)	.0608 (.0039)	.0661 (.0067)
Konstante (b_0)	I	7,048	6,644	6,838	6,576	7,005	6,555
R^2		.23	.25	.22	.18	.19	.23
Bildung (s)		.0685 (.0039)	.0757 (.0070)	.0781 (.0046)	.0722 (.0072)	.0713 (.0037)	.0784 (.0064)
Berufsalter (x)		.0407 (.0037)	.0281 (.0051)	.0423 (.0040)	.0384 (.0057)	.0487 (.0034)	.0399 (.0054)
Berufsalter^2 (x^2)	II	-.000678 (.00008)	-.000498 (.00011)	-.000676 (.00008)	-.000655 (.00012)	-.000845 (.00007)	-.000701 (.00012)
Konstante b_0		6,419	6,224	6,200	6,025	6,328	6,045
R^2		.42	.36	.38	.35	.34	.38
N		560	233	642	254	1033	321

I $\ln y = b_0 + rs$ ("Schooling-Modell")

II $\ln y = b_0 + b_1 s + b_2 x + b_3 x^2$ (Humankapitalfunktion nach Mincer)

Standardfehler der geschätzten Koeffizienten in Klammern. Sämtliche Koeffizienten sind bei einem α-Fehler von 0,05 signifikant.

Tabelle 2: Parameterschätzung der Einkommensfunktionen bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern und Arbeitnehmerinnen

prägt. Interaktionstests zeigen, daß der Faktor Bildung x Geschlecht bei einem α-Fehler von 0,05) keinen signifikanten Beitrag liefert.

Im Vergleich mit den Ergebnissen anderer Untersuchungen liegen die Werte der geschätzten Ertragsraten etwas niedriger (Tabelle 3). Auch sind hier - im Gegensatz zu einigen der in Tabelle 3 erwähnten Studien - keine signifikant höheren Ertragsraten bei den Frauen nachweisbar.

		Männer	Frauen
Mincer (1974)		11%	-
Helberger (1980)*	1969:	9%	11%
	1978:	8%	9-11%
Weißhuhn und Clement (1982)	1974	13%	11%
	1977	14%	12%
Bellmann, Gerlach, Hübler (1984)		7%	13%

* Helberger verwendet anstelle der quadratischen Berufsalter-Funktion ein Polynom 4. Grades.

Tabelle 3: Ertragsraten auf Bildung in ausgewählten empirischen Humankapital-Untersuchungen

Geschlechtsspezifische Unterschiede sind aber bei den Einkommensprofilen erkennbar. In allen drei Datensätzen ist der Anstieg des männlichen Einkommens zu Beginn der Berufskarriere steiler als der Anstieg der Frauen-Einkommen. Allerdings zeigt ein Test auf Interaktion, daß dieser Unterschied nur beim Allbus-82 signifikant ist.

Wenn keine geschlechtsspezifischen Unterschiede bei den Ertragsraten, wohl aber bei den Durchschnittseinkommen existieren, so folgt hieraus, daß bei den absoluten DM-Einkommen Interaktionseffekte der Bildungsdauer

mit dem Merkmal Geschlecht zu erwarten sind. Eine Ertragsrate von 7% pro Bildungsjahr zeitigt ja bei einem höheren männlichen Einkommen einen größeren absoluten Effekt als bei einem geringeren Frauen-Einkommen. Diese absoluten Effekte, geschätzt auf der Basis von Gleichung (9) und (11) mit dem (nicht-logarithmischen) DM-Einkommen als abhängige Variable, sind Tabelle 4 zu entnehmen.

	Männer	Frauen
Bildung	146,52 (10,36)	115,07 (11,55)
Konstante	604,39	341,29
R^2	.26	.30
Bildung	175,76 (9,60)	138,75 (11,24)
Berufsalter	87,85 (9,07)	47,42 (8,20)
Berufsalter^2	-1,449 (.190)	-.825 (.184)
Konstante	-766,33	-387,92
R^2	.42	.41
N	560	233

Tabelle 4: Schätzung der nicht-logarithmischen Einkommensfunktion anhand von Allbus-82-Daten bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern

Wie man sieht, erzielen Männer pro Bildungsjahr 176 DM, Frauen dagegen nur 139 DM. Bezogen auf das absolute DM-Monatseinkommen sind Männer in der Lage, ihre Bildung in höherem Maße in Einkommen umzusetzen als Frauen.

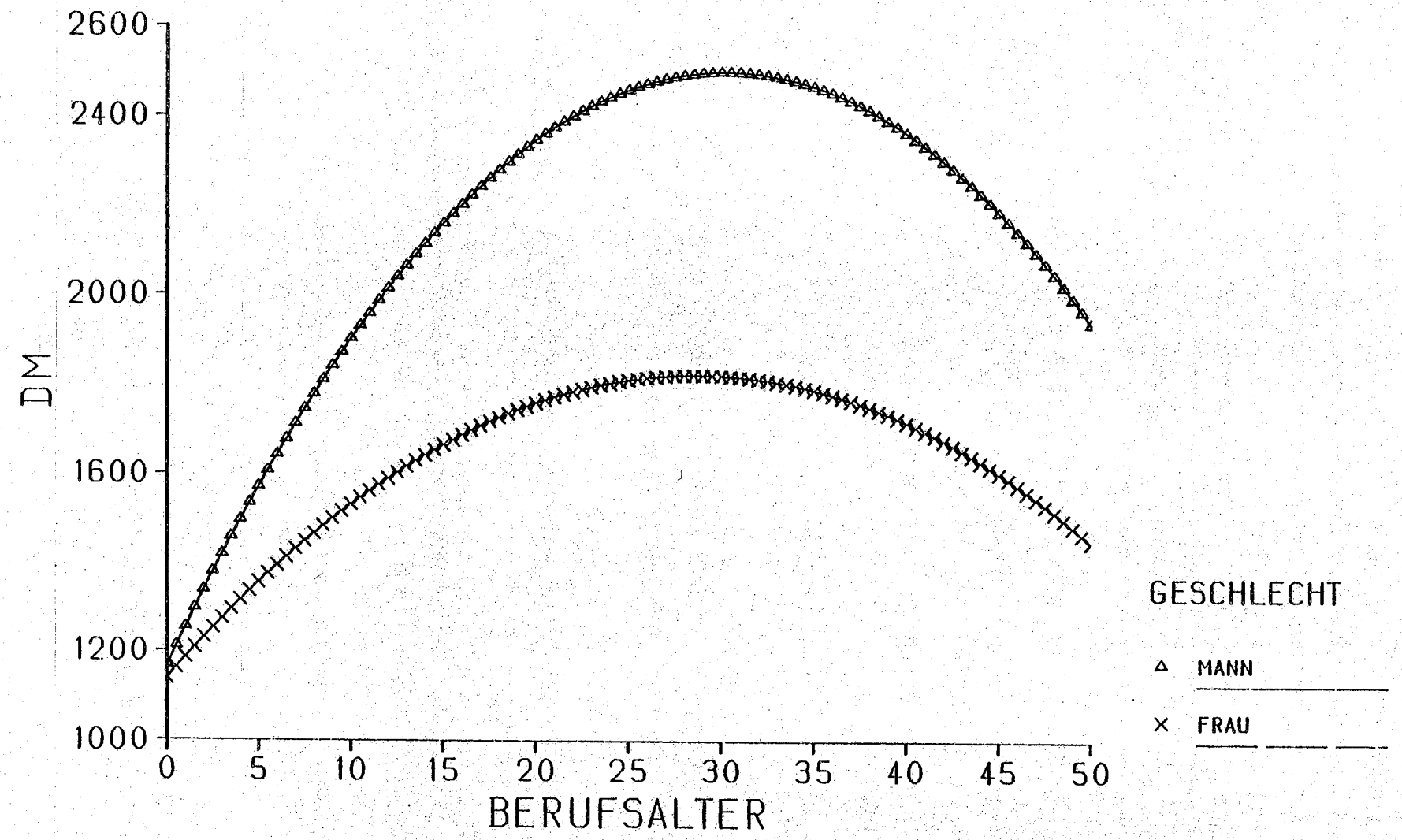


Abbildung 3: Einkommensprofile für Frauen und Männer

Nach wieviel Jahren Berufstätigkeit erreichen Frauen und Männer ihr maximales Einkommen? Dieser Zeitpunkt läßt sich durch Ableitung von (11) nach dem Berufsalter leicht ermitteln. Für das Maximum erhält man:

$$(12) \qquad x_{max} = -b_2/2b_3 .$$

Die Berechnung mit den geschätzten Koeffizienten in Tabelle 2 liefert die folgenden Werte:

	Männer	Frauen
Allbus 82	30,0	28,2
Allbus 80	31,3	29,3
Arbeitseinkommens-umfrage	28,8	28,5

Tabelle 5: Berufsalter zum Zeitpunkt maximalen Einkommens

Grob gesagt, wird das Einkommensmaximum nach ungefähr 30 Berufsjahren erreicht. Dabei erzielen Frauen ihr maximales Einkommen etwas früher als Männer.

Die DM-Einkommensprofile mit den Schätzwerten in Tabelle 4 bei 11 Bildungsjahren (dies ist ungefähr der Mittelwert bei Männern und Frauen) gehen anschaulich aus Abbildung 3 hervor. Die Profile sind allerdings jenseits des Maximums als weniger valide anzusehen. Es wird deutlich, daß das Einkommensprofil der Frauen bei anfänglich relativ gleicher Startposition wesentlich flacher und unterhalb der Einkommenskurve der Männer verläuft.

Die Tatsache, daß die Humankapitalfunktion die Einkommensdaten relativ gut erklären kann, ist allerdings noch kein Beweis dafür, daß der von den "Humankapitalisten" behauptete Kausalzusammenhang existiert. Auch die Vakanzkettentheorie kann die konkaven Einkommensprofile in Abbildung 3

auf der Grundlage gänzlich anderer Prämissen erklären. Insbesondere aber fragt es sich, ob der einkommenssteigernde Effekt höherer Bildungsabschlüsse tatsächlich darauf zurückzuführen ist, daß verlängerte Ausbildungszeiten auch die Produktivität erhöhen. Theoretiker der "Credential Society" (Collins 1979, siehe auch Berg 1970) und Advokaten der Screening-Theorie (z.B. Thurow 1975) bestreiten vehement einen Zusammenhang zwischen formaler Bildung und Produktivität. Marxistische Theoretiker betonen darüber hinaus die hierarchie-stabilisierende Funktion von differenzierten Bildungsabschlüssen. Welche empirische Relevanz diese konkurrierenden Hypothesen haben, ist noch weitgehend eine offene Frage. Aber auch wenn die "Produktivitätshypothese" der Humankapitaltheorie ganz oder teilweise zurückgewiesen wird, so stellt doch die Mincer-Funktion zumindest eine ausgezeichnete empirische Beschreibung von Einkommensverläufen dar.

4. Arbeitszeiteffekte in der Einkommensgleichung

Durch die Begrenzung der Stichprobe auf Vollzeit-Erwerbstätige werden Arbeitszeiteffekte zwar weitgehend ausgeblendet, dennoch ist die Restvarianz der Arbeitszeit nicht null. Insbesondere wirken sich systematische Arbeitszeitunterschiede beim Vergleich von Frauen- und Männer-Einkommen störend aus. Die Arbeitszeitvarianz innerhalb der Ganztagsstichprobe ist bei den Allbus-Daten nicht kontrollierbar, da die Arbeitszeit nur dichotom (Halbtags- bzw. Ganztagsbeschäftigung) erfragt wurde. Die Arbeitseinkommensumfrage gestattet es dagegen, das Ausmaß der durchschnittlichen Wochenarbeitszeit bei der Datenanalyse zu berücksichtigen. Wird darüber hinaus die Stichprobe auf halbtags beschäftigte Arbeitnehmer erweitert, so kann der Arbeitszeiteffekt mit den Daten der Arbeitseinkommensumfrage quantitativ kontrolliert werden. Bei den Allbus-Daten kann immerhin noch der Einfluß der dichotomen Variable "Halbtags-/Ganztagsbeschäftigung" auf das Einkommen untersucht werden.

Sind die durchschnittliche Arbeitszeit und das Monatseinkommen wie in der

Arbeitseinkommensumfrage bekannt, so liegt es nahe, das Monatseinkommen durch die Monatsarbeitszeit zu dividieren und somit den Stundenlohn als abhängige Variable zu verwenden. Diese Strategie läßt aber außer Betracht, daß die Nettomonatseinkommen bei progressiven Steuersätzen, Überstundenzuschlägen etc. keineswegs proportional mit der Arbeitszeit wachsen müssen. Es ist daher sinnvoll, die Einkommensgleichung folgendermaßen um einen empirisch zu bestimmenden Arbeitszeiteffekt zu erweitern (Mincer 1974):

$$(13) \quad y = e^{b_0 + b_1 s + b_2 x + b_3 x^2} \cdot a^{b_4} .$$

Gleichung (13) ist die entlogarithmierte Form der Einkommensgleichung (11), erweitert um den Arbeitszeitterm. a bezeichnet die durchschnittliche Länge der Arbeitszeit, und der empirisch zu schätzende Koeffizient b_4 ist ein Maß der <u>Elastizität</u> der Arbeitszeit. Es läßt sich leicht nachweisen, daß für den Koeffizienten die folgende Beziehung gilt: $b_4 = (dy/y) : (da/a)$. b_4 gibt demnach darüber Auskunft, um wieviel Prozent das Einkommen steigt, wenn die Arbeitszeit um ein Prozent wächst. Nur für den Fall $b_4 = 1$ ist das Monatseinkommen der Arbeitszeit genau proportional. Durch Logarithmierung von (13) folgt:

$$(14) \quad \ln y = b_0 + b_1 s + b_2 x + b_3 x^2 + b_4 \ln a .$$

Die Ergebnisse der Parameterschätzung gehen aus Tabelle 6 hervor.

	Männer	Frauen
Bildung	.0665 (.0037)	.0748 (.0067)
Berufsalter	.0487 (.0034)	.0386 (.0055)
Berufsalter^2	-.000844 (.00007)	-.000674 (.00012)
ln Arbeitszeit	.604 (.100)	.464 (.240)
Konstante	4,120	4,371
R^2	.36	.39
N	1033	321

Standardfehler in Klammern. Alle Koeffizienten bis auf den Arbeitszeiteffekt der Frauen sind bei $\alpha = 0{,}05$ signifikant.

Tabelle 6: Arbeitszeiteffekt bei vollzeitbeschäftigten Personen der Arbeitseinkommensumfrage

Im Vergleich mit den Ergebnissen in Tabelle 2 haben sich die Bildungs- und Berufserfahrungseffekte kaum verändert. Die Elastizität der Arbeitszeit ist bei Männern und Frauen geringer als eins. Die Ausdehnung der Arbeitszeit erhöht somit das Netto-Einkommen unterproportional.

Die Schätzergebnisse in Tabelle 6 sowie die folgenden Ergebnisse für die erweiterte Stichprobe ganz- und halbtagsbeschäftigter Personen sind insbesondere für die Zerlegung des Einkommensabstands von Frauen und Männern von Bedeutung. Neben der Frage nach dem Effekt der Arbeitszeit ist ja das Problem zu klären, welcher quantitative Anteil am Einkommensabstand auf das Konto unterschiedlicher Arbeitszeitdauer bei Frauen und Männern entfällt (dazu Abschnitt 5).

Zur Schätzung der Parameter anhand der erweiterten Ganztags- und Halbtagsstichprobe wird bei der Einkommensumfrage auf Gleichung (14) zurückgegriffen. Bei den Allbus-Daten wird anstelle des lna-Terms in (14)

von der dichotomen Variable Ganztags- versus Halbtagsbeschäftigung ausgegangen. Geschätzt wird somit die Gleichung:

$$(15) \qquad \ln y = b_0 + b_1 s + b_2 x + b_3 x^2 + b_4 z$$

mit z = 0 für halbtags beschäftigte Arbeitnehmer (Wochenarbeitszeit unter 35 Stunden) und z = 1 bei Vollzeit-Arbeitnehmern. Tabelle 7 zeigt die Ergebnisse der Parameterschätzung.

Bei den Bildungs- und Berufsalterseffekten sind nach der Einführung des Arbeitszeitterms und der Erweiterung der Stichprobe im Vergleich mit Tabelle 2 keine dramatischen Veränderungen der Parameterschätzungen zu erkennen. Leicht angestiegen sind die Ertragsraten auf Bildung bei den Frauen, jedoch nur bei den Allbus-Daten. Ein durchgängiger systematischer Unterschied ist aber beim linearen Term des Berufsalters in der Frauen-Stichprobe zu beobachten. Der Anstieg des Einkommensprofils ist bei Einbeziehung halbtags arbeitender Frauen etwas geringer als in Tabelle 2. Der Grund ist wohl darin zu sehen, daß teilzeitbeschäftigte Frauen relativ flache Einkommensprofile aufweisen.

Betrachten wir nun die Arbeitszeitelastizität bei der Arbeitseinkommensumfrage. Diese ist bei den Frauen im Vergleich zur Vollzeit-Gruppe (Tabelle 6) stark angestiegen. Da fast ausschließlich Frauen Teilzeitarbeit ausüben, ist die durchschnittliche Arbeitszeit der erwerbstätigen Frauen insgesamt erheblich geringer als bei den Männern. Ein Mehr an Arbeitszeit hat daher wesentlich stärkere Netto-Einkommenseffekte als in der männlichen Stichprobe.

Die Koeffizienten der Allbus-Schätzungen sind nicht als Elastizitäten interpretierbar. Die entlogarithmierten Werte liefern jedoch "Ganztagsmultiplikatoren". Diese geben an, von welchem Faktor sich ein Ganztagseinkommen vom Teilzeiteinkommen im Durchschnitt unterscheidet (bei gleicher Bildung und gleichem Berufsalter). Tabelle 8 zeigt die Werte der Multiplikatoren.

	Allbus 1982		Allbus 1980		Arbeitseinkommens-umfrage[4)]	
	M	F	M	F	M	F
Bildung	.0681 (.00402)	.0828 (.00768)	.0771 (.00464)	.0823 (.00785)	.0685 (.0036)	.0763 (.0057)
Berufsalter	.0384 (.00378)	.0243 (.00595)	.0425 (.004)	.0284 (.00599)	.0502 (.0033)	.0298 (.0050)
Berufsalter^2	-.000615 (.00008)	-.000433 (.00013)	-.000676 (.00008)	-.000437 (.00012)	-.000869 (.00007)	-.000489 (.00011)
Arbeitszeit*	.731 (.122)	.600 (.039)	.453 (.110)	.625 (.044)	.517 (.0915)	1,02 (.0613)
Konstante b_0	5,705	5,585	5,755	5,364	4,404	2,363
R^2	.42	.50	.37	.48	.37	.51
N	564	359	649	360	1045	480

* Bei Allbus 80 und 82 ganztags = 1, halbtags = 0, bei der Arbeitseinkommensumfrage ln-Arbeitszeit. Alle Koeffizienten sind bei $\alpha = 0{,}05$ signifikant.

Tabelle 7: Humankapitalfunktion mit Arbeitszeiteffekten bei teil- und vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern

	Allbus 82		Allbus 80	
	M	F	M	F
Ganztags-effekt e^{b_4}	1,57	1,87	2,08	1,82

Tabelle 8: Effekte von Vollzeitarbeit auf das DM-Monatseinkommen

Zu erwarten ist ein Multiplikator kleiner als zwei, da zum einen Teilzeitarbeit im Durchschnitt eine größere Stundenzahl als 50% der Vollzeitarbeit bedeutet. Zum andern spielt die Steuerprogression eine Rolle. Selbst bei einer Verdoppelung der Arbeitszeit dürfte sich kaum das Netto-Einkommen verdoppeln. Von diesem Schema weicht der Allbus-80-Wert der Männer ab. Es ist jedoch zu bedenken, daß die Schätzwerte der Männer-Stichprobe auf den äußerst geringen Fallzahlen teilzeitbeschäftigter Männer basieren.

5. Die Zerlegung des Einkommensabstands: Bildungs-, Berufsalter- und Arbeitszeiteffekt

Die vollzeitbeschäftigten Männer der Allbus-82-Erhebung erzielen ungefähr um 600 DM oder 30% höhere Einkommen als die Monatseinkünfte der Frauen. Inwieweit ist dieser Unterschied durch eine bessere Humankapitalausstattung der Männer erklärbar?

In Tabelle 9 sind die Mittelwertsunterschiede der Variablen der Einkommensgleichung aufgeführt.

	Allbus 82		Allbus 80		Arbeitseinkommensumfrage	
	M	F	M	F	M	F
Bildungsjahre	11,06	10,89	10,96	11,15	10,75	10,67
Berufsalter	22,38	18,73	23,17	18,72	23,82	18,67
Berufsalter^2	634,03	505,76	661,54	516,09	704,58	522,73
ln-Arbeitszeit	-	-	-	-	3,741	3,711
Wochenarbeitszeit*	-	-	-	-	42,14	40,89

* Es handelt sich um die entlogarithmierten Werte von Zeile 4, d.h. um die geometrischen Mittelwerte.
Die Fallzahlen stimmen mit den in Tabelle 2 angegebenen Werten überein.

Tabelle 9: Mittelwerte der Bildungsjahre, des Berufsalters und der Arbeitszeit nach Geschlecht bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern

Mit Ausnahme der Bildungsjahre beim Allbus 80 weisen Frauen eine etwas geringere Bildungsdauer und eine geringere Anzahl von Berufsjahren als Männer auf.

Die Zerlegung des logarithmischen Einkommensabstands folgt den in Kap. II beschriebenen Methoden. Dabei werden die Mittelwerte (Tabelle 9) und die Schätzwerte der Regressionsanalyse (Tabellen 2 und 6) in die allgemeine Zerlegungsgleichung (Gleichung (23) in Kap. II) eingesetzt. Für die Allbus-82-Daten wurde dies beispielhaft in Kap. II vorexerziert (Tabelle 4 in Kap. II). Wir fragen also, welches Mehreinkommen die Frauen erzielten, wenn die Humankapitalunterschiede hypothetisch angeglichen werden. Aus Tabelle 10 lassen sich die Ergebnisse der Berechnung entnehmen.

	Allbus 82				Allbus 80				Arbeitseinkommensumfrage			
	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen
Mittelwert Frauen	7,323	-	1515	-	7,212	-	1356	-	7,261	-	1424	-
Mittelwert Männer	7,659	-	2120	-	7,590	-	1978	-	7,659	-	2120	-
Einkommensdiskrepanz	0,336	100	605	0,715	0,378	100	622	0,686	0,398	100	696	0,672
Bildung	0,013	3,9	19	0,724	-0,014	-3,7	-19	0,676	0,006	1,5	8	0,675
Berufsalter	0,039	11,6	59	0,742	0,076	20,1	106	0,739	0,076	19,1	112	0,725
Arbeitszeit	-	-	-	-	-	-	-	-	0,014	3,5	20	0,681
Z-Effekt	0,052	15,5	80	0,753	0,062	16,4	86	0,729	0,096	24,1	143	0,739
G-Effekt	0,261	77,7	452	0,928	0,302	79,9	477	0,927	0,278	69,8	456	0,887
I-Effekt	0,023	6,8	-	-	0,014	3,7	-	-	0,024	6,0	-	-

Tabelle 10: Zerlegung der Einkommensunterschiede auf der Basis der Humankapitalfunktion bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern

Bei allen drei Datensätzen zeigt sich, daß Bildungsunterschiede nur einen sehr geringen Anteil von maximal 4% am geschlechtsspezifischen Einkommensabstand ausmachen. Wegen der etwas höheren durchschnittlichen Bildungsdauer der Frauen in der Allbus-80-Stichprobe ist hier der Effekt sogar negativ. Würden die Bildungsunterschiede hypothetisch eingeebnet werden, dann gewönnen die Frauen beim Allbus 82 DM 19 oder 3,9% des Einkommensunterschieds, bei der Arbeitseinkommensumfrage DM 8 bzw. 1,5% und nach dem Allbus 80 würden sie gar DM 19 bzw. 3,7% des Einkommensabstands verlieren. Wegen der geringen Unterschiede in der durchschnittlichen Anzahl von Bildungsjahren zwischen Männern und Frauen spielt der Faktor Bildungsquantität bei der Erklärung geschlechtsspezifischer Einkommensunterschiede heutzutage nur eine äußerst geringe Rolle.

Etwas stärker ist der Effekt von Berufsaltersunterschieden zu werten. Das höhere Berufsalter der Männer bei Vollzeiterwerbstätigen erklärt 12 bis 20% der Einkommensunterschiede. Hätten Frauen im Durchschnitt dasselbe Berufsalter wie die Männer, so ergibt sich ein rechnerischer Einkommenszuwachs von DM 59 oder 11,6% der Einkommensdifferenz (Allbus 82), DM 86 bzw. 16,4% (Allbus 80) und DM 112 bzw. 19,1% bei der Arbeitseinkommensumfrage. Der Arbeitszeiteffekt innerhalb der Vollzeit-Stichprobe ist mit 3,5% vergleichsweise gering.

Die Humankapitalunterschiede zusammen erklären also 15-20% des Einkommensabstands. Werden zusätzlich die unterschiedlichen Durchschnittsarbeitszeiten von Frauen und Männern berücksichtigt, dann kann maximal ein Viertel der Einkommenslücke durch Unterschiede in der Bildungslänge, dem Berufsalter und der Arbeitszeit aufgehellt werden. Die Humankapitaltheorie in der Version von Mincer (1974) kann nach unserer Analyse zwar einen hohen Anteil an der Einkommensvarianz von etwa 40% erklären, hingegen trägt sie in weitaus geringerem Maße zur Erklärung des geschlechtsspezifischen Einkommensabstands bei.

Der verbleibende "bereinigte" Einkommensunterschied zwischen Männern und Frauen mit gleichem Humankapital (G-Effekt) bzw. die bereinigten Relationen nach der Angleichung von "Z-Effekten" in Höhe von 0,73-0,75

können z.T. als Ausdruck von Einkommensdiskriminierung interpretiert werden. Jedoch dürften noch andere, nicht in der Mincer-Gleichung enthaltene Faktoren eine Rolle spielen, wie die Diskussion in den folgenden Kapiteln zeigen wird.

Als Alternative zu den logarithmischen Schätzungen wurden die Einkommensgleichungen mit dem absoluten DM-Nettomonatseinkommen geschätzt. Eine Zerlegung des Einkommensabstands auf der Basis dieser Schätzungen liefert nur relativ geringfügige Abweichungen von den hier berichteten Werten.

In der Größenordnung stimmen die Ergebnisse relativ gut mit den Schätzungen von Bellmann, Gerlach und Hübler (1984, S. 270ff) überein. Anhand einer Hannoveraner Stichprobe von 1075 vollzeitbeschäftigten Männern und 286 Frauen aus dem Jahre 1978 haben die Autoren die Mincer-Funktion unter Einschluß eines zusätzlichen regionalen Arbeitsmarktindikators geschätzt. Rechnet man die Angaben aus ihrer Zerlegungskalkulation (Bellmann u.a. 1984, S. 272 und S. 275) entsprechend um, so ergibt sich für die Bildungsjahre ein Effekt von nahe null (0,14% Anteil am Einkommensunterschied) und für das Berufsalter ein Effekt von 19%.[5)] Auch hier erklären die Humankapitalvariablen knapp ein Fünftel der Einkommensdifferenz, wobei praktisch nur Unterschiede beim Berufsalter eine Rolle spielen.

Betrachten wir nun die Schätzungen bei Teil- und Vollzeiterwerbstätigen. Tabelle 11 enthält die Mittelwerte und Tabelle 12 informiert über die Ergebnisse der Zerlegung des Einkommensabstands.

	Allbus 82		Allbus 80		Arbeitseinkommensumfrage	
	M	F	M	F	M	F
Bildungsjahre	11,07	10,76	10,98	10,88	10,80	10,49
Berufsalter	22,38	20,15	23,21	20,54	23,76	20,08
Berufsalter^2	634,78	552,92	664,00	578,12	702,75	555,41
Arbeitszeit*	0,993	0,649	0,989	0,706	3,74 (42,09)	3,55 (34,81)

* Beim Allbus 80 und 82 relative Häufigkeit der Vollzeitbeschäftigten, bei der Arbeitseinkommensumfrage ln-Arbeitszeit. Geometrisches Mittel der Arbeitszeit in Klammern.
Fallzahlen siehe Tabelle 7.

Tabelle 11: Mittelwerte der Bildungsjahre, des Berufsalters und der Arbeitszeit nach Geschlecht bei teil- und vollzeiterwerbstätigen Arbeitnehmern

Die Ergebnisse aus drei verschiedenen Datensätzen geben ein weitgehend übereinstimmendes Bild. Die Bildungseffekte sind etwas stärker und die Berufsalterseffekte etwas schwächer als bei ausschließlich vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern. Dies hat seinen Grund in dem höheren Berufsalter und der etwas geringeren Bildung der teilzeiterwerbstätigen Frauen. Der durch Unterschiede in den Bildungsjahren erklärbare Anteil am Einkommensabstand beträgt maximal 5%, auf Berufsaltersunterschiede entfallen maximal 7% des Einkommensabstands. Durch die beiden Humankapitalvariablen zusammen werden etwa 8-11% des gesamten und ca. 12-17% des um den Arbeitszeiteffekt bereinigten Einkommensabstands erklärt. Die wichtigste erklärende Komponente ist zweifellos die Arbeitszeit. Da Teilzeitarbeit fast ausschließlich von Frauen ausgeübt wird, ergibt sich eine beträchtliche Differenz in der Durchschnittsarbeitszeit erwerbstätiger Frauen und Männer. Wird diese Differenz hypothetisch beseitigt, dann schrumpft der Einkommensabstand um etwa ein Drittel. Die unbereinigte Einkommensrelation beträgt 0,57. Bildungs-, Berufsalter- und Arbeitszeiteffekt zusammen sind für ca. 45% des Einkommensabstands verantwortlich.

	Allbus 82				Allbus 80				Arbeitseinkommensumfrage			
	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen
Mittelwert Frauen	7,116	-	1232	-	7,030	-	1130	-	7,101	-	1213	-
Mittelwert Männer	7,654	-	2109	-	7,586	-	1970	-	7,659	-	2120	-
Einkommensdiskrepanz	0,538	100	877	0,584	0,556	100	840	0,574	0,558	100	907	0,572
Bildung	0,026	4,8	32	0,599	0,008	1,4	9	0,578	0,024	4,2	29	0,586
Berufsalter	0,019	3,5	23	0,595	0,038	6,8	44	0,596	0,038	6,7	47	0,594
Arbeitszeit	0,206	38,3	282	0,718	0,177	31,8	219	0,685	0,194	34,7	260	0,695
Z-Effekt	0,251	46,7	351	0,751	0,223	40,1	283	0,717	0,255	45,7	353	0,739
G-Effekt	0,230	42,8	318	0,735	0,366	65,8	499	0,827	0,382	68,5	565	0,839
I-Effekt	0,057	10,6	-	-	-0,033	-5,9	-	-	-0,079	-14,2	-	-

Tabelle 12: Zerlegung der Einkommensunterschiede auf der Basis der Humankapitalfunktion bei teil- und vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern

Wird die Einkommensrelation um Differenzen bei diesen drei Variablen bereinigt, so steigt ihr Wert auf 0,72-0,75, was ziemlich exakt den bereinigten Werten im Falle der Vollzeitstichprobe entspricht. Auch bei gleicher Arbeitszeit, gleicher Anzahl von Bildungsjahren und gleichem Berufsalter erzielen Frauen im Durchschnitt nur 72-75% des Einkommens der Männer.

Festzuhalten ist, daß die Humankapitaltheorie zwar sehr gut durch die Daten gestützt wird, der Einkommensabstand zwischen Männern und Frauen von ihr (in der Mincer-1974-Version) aber nur zu einem kleinen Prozentsatz erklärt werden kann. Der Grund ist, daß die (quantitativen) geschlechtsspezifischen Bildungsunterschiede weitgehend eingeebnet wurden und von daher die verbleibende Differenz nur in einem sehr geringen Maße für die Einkommensdifferenz verantwortlich ist. Bildung ist zwar immer noch stark mit dem Einkommen, hingegen aber nur in geringem Maße mit dem Geschlecht korreliert. Bildungsunterschiede können daher auch die geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede nur zu einem kleinen Teil erklären. Berufserfahrungsunterschiede erklären einen etwas größeren Prozentsatz. Betrachtet man alle erwerbstätigen Frauen und Männer mit abhängiger Beschäftigung, dann ist als Hauptfaktor die geschlechtsspezifische Verteilung der Arbeitszeit zu nennen. Letztere erklärt etwa ein Drittel des Einkommensabstands.

IV. Bildungsabschlüsse und Einkommen

Der Humankapitaltheorie zufolge wird ein linearer Zusammenhang zwischen den log-Einkommen und dem quantitativen Ausmaß der Bildung behauptet. Wir prüfen in diesem Kapitel zunächst, inwieweit die Linearitätsannahme mit den Daten in Einklang steht. Zweitens wird danach gefragt, ob Schulbildungs- und Berufsausbildungsjahre unterschiedliche Effekte auf die Höhe des Einkommens ausüben. Aus theoretischen Gründen erscheint ein Modell plausibel, daß die beiden Bildungsvariablen in der Einkommensgleichung als separate Faktoren behandelt. Im Mittelpunkt des vorliegenden Kapitels aber stehen die in Abschnitt 3 diskutierten Schätzergebnisse der Einkommensgleichung mit qualitativen Bildungsabschlüssen. Ist Bildung im Gegensatz zur Humankapitaltheorie vorwiegend ein Screening-Merkmal oder eine Art kultureller Währung ("credential currency", Collins 1979), welche in Berufsstatus umgemünzt werden kann, dann müßten die qualitativen Bildungsabschlüsse die Einkommensstreuung wesentlich besser erklären als das einfache Bildungsjahre-Konzept.[1)] Nach den erwähnten Hypothesen ist nicht das über die Bildungsjahre gemessene Humankapital relevant. Vielmehr steuern die erworbenen Bildungszertifikate den Prozeß der Statuszuweisung und bestimmen damit auch die Einkommenshöhe. Die Berücksichtigung von Bildungsabschlüssen in der Einkommensgleichung erfordert nicht mehr die Annahme der Linearität und auch nicht mehr die Annahme, daß bei Bildungsabschlüssen mit gleichen Bildungsjahren (bei konstantem Berufsalter) identische Einkommensmittel zu erwarten sind.

1. Die Überprüfung der Linearitätsannahme

Bei einem einfachen Linearitätstest der bivariaten Bildungs-Einkommens-Beziehung wird die Differenz zwischen dem insgesamt erklärbaren Varianzanteil (linear und nicht-linear erklärte Varianz = Eta[2)]) und dem linear erklärten Varianzanteil (r^2) ermittelt. Die Linearitätsannahme ist umso

fragwürdiger, je größer diese Differenz ist. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 ausgewiesen.

	M	F
linear erklärter Varianzanteil (r^2)	0,227	0,251
linear und nicht-linear erklärter Varianzanteil (Eta^2)	0,258	0,284
Differenz (nicht-linear erklärter Varianzanteil)	0,031	0,033
signifikant bei $\alpha = 0,05$	+	-

Allbus-1982-Daten. Bildungsskala in Jahren und Einkommen in logarithmischen Einheiten.

Tabelle 1: Linearitätstest des Bildungs-Einkommens-Zusammenhangs

Mit ungefähr 3% ist der Betrag zusätzlich erklärter nicht-linearer Varianz nur mäßig hoch. Bei den Männern ist dieser Unterschied (wegen der größeren Fallzahl) allerdings signifikant.

Der bivariate Linearitätstest berücksichtigt jedoch nicht mögliche Verzerrungen durch das Berufsalter. Eine multivariate Analyse, die diesem Problem Rechnung trägt, liefert hingegen noch günstigere Werte für die Humankapitaltheorie in der Mincer-Fassung. Werden die Bildungsjahre als kategoriale Variablen in die Einkommensgleichung mit dem parabolischen Berufsaltereffekt eingeführt, d.h. werden alle möglichen Formen von Nichtlinearitäten der Bildungsjahre zugelassen, so steigt die erklärte Varianz bei den Männern nur um einen Prozentpunkt (von 0,42 auf 0,43) und bei den Frauen verringert sich sogar das adjustierte R^2 um einen Prozentpunkt (von 0,36 auf 0,35).

Die log-lineare Spezifikation der Bildungs-Einkommensbeziehung stimmt mit den Daten offenbar recht gut überein. Damit ist jedoch nocht nicht das Problem geklärt, ob qualitativ verschiedene Typen von Abschlüssen unterschiedliche Effekte auf die Höhe des Einkommens ausüben.

2. Separierung der Schul- und Berufsbildungseffekte

Bei dem Bildungsjahre-Konzept der Humankapitaltheorie werden Variationen in der Intensität von Investitionen (k_t, d.h. Variationen des Anteils C_t an der Einkommenskapazität E_t) nur auf der Ebene der Kodierung bei der Lehrausbildung berücksichtigt. Diese wurde ja trotz einer Dauer von drei Jahren mit dem Wert 1,5 kodiert. Eine theoretisch befriedigendere Alternative besteht darin, Unterschiede im Investitionsprofil k_t auf der theoretischen Ebene zu spezifizieren und die Messung auf die faktische Anzahl von Bildungsjahren zu beziehen. Eine einfache Hypothese lautet hier, daß während der Berufsausbildung zu einem gewissen Teil Erwerbsarbeit ausgeübt wird und daher $k_t < 1$ gilt, so daß sich in Ergänzung zu den übrigen Annahmen der Mincer-Funktion das in Abbildung 1 gezeigte Investitionsprofil ergibt.

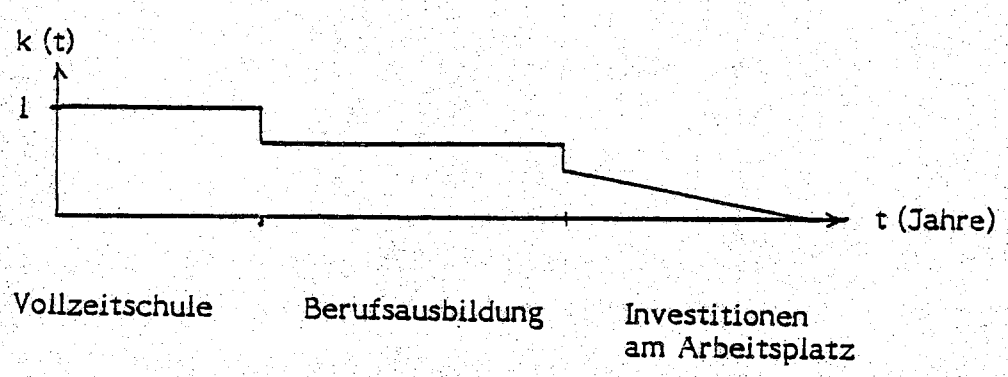


Abbildung 1 Investitionsprofil für schulische, berufliche und Arbeitsplatzausbildung

Mit diesen Annahmen über das Investitionsprofil folgt aus Gleichung (8) in Kap. III die Schätzfunktion:

$$(1) \quad \ln y = b_1 s + b_2 a + b_3 x + b_4 x^2 + c$$

$$\text{mit} \quad b_2 < b_1 \text{ und } b_4 < 0,$$

wobei a die Länge der Berufsausbildung bezeichnet.

Die Berufsbildungskodierung entspricht mit der Ausnahme der Lehrzeit, die nunmehr mit 3 Jahren angesetzt wird, der in Kap. 3 erläuterten Operationalisierung. Tabelle 2 zeigt die Schätzergebnisse, wenn die Bildungsjahre in die zwei Schulbildungs- und Berufsausbildungsvariablen aufgespalten werden.

	M	F
Schulbildung (s)	.0814 (.0068)	.0881 (.0119)
Berufsbildung (a)	.0632 (.0100)	.0486 (.0147)
Berufsalter (x)	.0409 (.0038)	.0276 (.0053)
Berufsalter^2 (x^2)	-.000676 (.00008)	-.000487 (.00012)
Konstante	6,247	6,114
R^2	.40	.32
N	560	233

Allbus-1982-Daten. Alle Koeffizienten sind bei $\alpha = 0{,}05$ signifkant.

Tabelle 2: Schätzergebnisse der modifizierten Humankapitalfunktion bei ganztags erwerbstätigen Arbeitnehmern

Sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern ist der Wert der Berufsbildungskoeffizienten wie erwartet geringer als die Ertragsrate auf Schulbildung.[2)] Auf der anderen Seite aber ist die erklärte Varianz im Vergleich zu den Ergebnissen in Kap. 3 (Tabelle 2) bei den Männern um zwei und bei den Frauen um vier Prozentpunkte gesunken - ein Resultat, das eher gegen die Modifikation spricht.

3. Qualitative Bildungsabschlüsse

Wenn der Linearitätstest auch nicht gegen die Humankapitalfunktion spricht, so dürfte es dennoch sinnvoll sein, die Einkommenswerte in Abhängigkeit der qualitativen Bildungsabschlüsse zu analysieren. Insbesondere kann bei dieser Vorgehensweise geklärt werden, bei welchen allgemein- und berufsbildenden Abschlüssen besondere Einkommensvorteile oder Nachteile zu lokalisieren sind. Außerdem werden wichtige "Feinheiten" sichtbar, wie z.B. unterschiedliche Effekte der kaufmännischen und gewerblichen Lehre, die bei der Humankapitalkodierung (siehe Kap. III) unterschiedslos behandelt wurden.

Wir gehen dabei von den folgenden Modellen aus:

$$(2) \quad y = b_1 x + b_2 x^2 + \Sigma\, d_i \text{Bildungsabschluß } i + c$$

$$(3) \quad \ln y = b_1 x + b_2 x^2 + \Sigma\, d_i \text{Bildungsabschluß } i + c$$

mit dem Einkommen y, dem Berufsalter x und elf Schul- und Berufsbildungskombinationen. d_i bezeichnet den Koeffizienten der 0/1-Variable Bildungsabschluß. Die Bildungskombinationen entsprechen typischen Schul- und Berufsbildungsmustern. Bei den Männern steht hier an erster Stelle das Muster "Volksschulabschluß mit gewerblicher Lehre" (35%), bei den Frauen "Volksschulabschluß oder Mittlere Reife plus kaufmännische Lehre" (46%).

	Einkommen in DM (2)		ln-Einkommen (3)		Mittelwerte	
	M	F	M	F	M	F
Einkommen in DM	-	-	-	-	2231	1597
ln-Einkommen	-	-	-	-	7,661	7,323
Berufsalter (x)	92,10 (9,39)	48,82 (8,31)	.0421 (.0038)	.0294 (.0052)	22,35	19,03
Berufsalter^2 (x^2)	-1,54 (.20)	-.886 (.186)	-.000704 (.00008)	-.000537 (.00012)	631,80	516,47
Volksschulabschluß mit gewerbl. Lehre	252 (101)	-76,5$^+$ (115,4)	.129 (.041)	-.0571$^+$ (.0718)	.353	.087
Volksschulabschluß mit kaufm. Lehre	342 (116)	243 (87)	.151 (.047)	.163 (.054)	.129	.256
Volksschulabschluß und Berufsfachschule	316$^+$ (160)	397 (159)	.159 (.065)	.243 (.099)	.035	.037
Mittlere Reife ohne berufl. Abschluß	760 (252)	511 (179)	.296 (.102)	.330 (.111)	.011	.027
Mittlere Reife mit gewerbl. Lehre	494 (175)	382 (181)	.237 (.071)	.232 (.113)	.028	.027
Mittlere Reife mit kaufm. Lehre	656 (116)	451 (95)	.287 (.047)	.295 (.059)	.135	.206
Mittlere Reife und Berufsfachschule	572 (172)	519 (136)	.269 (.070)	.326 (.084)	.030	.055
Meister/Techniker	764 (132)	1140 (240)	.351 (.054)	.658 (.149)	.068	.014
Abitur ohne Studium	1310 (275)	868 (178)	.546 (.111)	.541 (.111)	.009	.027
Fachhochschulabschluß	1133 (147)	772 (159)	.472 (.060)	.422 (.099)	.048	.037
Hochschulabschluß	1916 (128)	1506 (132)	.754 (.052)	.318 (0.82)	.081	.064
Konstante (Volksschulabschluß ohne Berufsausbildung)	596	746	6,924	6,809	.072	.164
R^2	.44	.47	.44	.41	-	-
N			Männer: 541, Frauen: 219			

(2) $y = b_1x + b_2x^2 + d_i \text{Bildungsabschluß } i + c$

(3) wie (2) mit lny als abhängiger Variable

\+ bei $\alpha = 0{,}05$ nicht signifikant in Bezug auf Unterschiede zur Konstanten, d.h. in Bezug auf die Basisgruppe von Personen mit Volksschulbildung ohne Berufsabschluß. Die Merkmale der 0/1-Variablen "Bildungsabschlüsse" entsprechen den relativen Häufigkeiten in der jeweiligen Kategorie

Tabelle 3: Einkommensregression in Abhängigkeit von Bildungsabschlüssen und Berufsalter bei ganztags erwerbstätigen Arbeitnehmern (Allbus 1982)

Tabelle 3 zeigt die Schätzwerte für die beiden Gleichungen (2) und (3). Die d_i-Koeffizienten sind bei der Regression mit den DM-Monatseinkommen als abhängiger Variable Sockelbeträge, die jeweils dem Abstand zum Basiseinkommen der Gruppe mit Volksschulabschluß ohne Berufsausbildung entsprechen. Frauen mit Hochschulbildung verdienen z.B. 1506 DM mehr als die Basisgruppe. Für eine Prognose des absoluten Einkommens ist ferner noch das Berufsalter zu berücksichtigen. Beispielsweise erzielen Frauen mit Hochschulbildung und zehn Jahren Berufserfahrung im Mittel ein Einkommen von:

$$\text{DM } 2652 = 10 \cdot 48{,}82 - 100 \cdot 0{,}886 + 1506 + 746.$$

Die "Sockelbeträge" der Gleichung (3) beziehen sich auf die logarithmierten Einkommen. Daher können die entlogarithmierten Werte als Multiplikatoren des Basiseinkommens interpretiert werden. Frauen mit Hochschulbildung haben hier einen Wert von 0,818, d.h. sie verdienen exp (0,818) = 2,266 mal so viel wie die Basisgruppe (Tabelle 4).

Im Vergleich mit der Bildungsjahre-Kodierung der Mincer-Funktion ergibt die Berücksichtigung der qualitativen Bildungsabschlüsse vor allem bei den Frauen einen höheren (adjustierten) R^2-Wert. Allerdings ist zu bedenken, daß dieser Gewinn an erklärter Varianz den Preis von 10 zusätzlichen Parametern erfordert und damit zu Lasten der Einfachheit der Theorie geht.

Eine anschauliche Interpretationsmöglichkeit liefern insbesondere die erwähnten Einkommensmultiplikatoren in Tabelle 4. Im Gegensatz zum einfachen Bildungsjahre-Konzept sind Unterschiede im Gewicht der kaufmännischen und gewerblichen Lehre und eine Umkehrung der Reihung der Effekte von Fachhochschulabschlüssen (15 Bildungsjahre) und dem Abitur ohne Studium (13 Jahre) zu erkennen. Bei letzterem Abschluß und den Ergebnissen in der Meister/Techniker-Kategorie der Frauen sind allerdings die geringen Fallzahlen zu bedenken.

Die Ergebnisse zeigen aber in konsistenter Weise, daß sich bei Kontrolle

	Einkommensmultiplikator*		Geschätztes Einkommen**		Einkommensrelation
Bildungsabschluß	M	F	M	F	
Basisgruppe mit Volksschulabschluß ohne Berufsausb.	1	1	1574	1201	0,76
Volksschulabschluß mit gewerbl. Lehre	1,138	0,944	1791	1134	0,63
Volksschulabschluß mit kaufm. Lehre	1,163	1,177	1831	1414	0,77
Volksschulabschluß und Berufsfachschule	1,172	1,275	1845	1531	0,83
Mittlere Reife ohne berufl. Abschluß	1,344	1,391	2115	1671	0,79
Mittlere Reife mit gewerbl. Lehre	1,267	1,261	1994	1514	0,76
Mittlere Reife mit kaufm. Lehre	1,332	1,343	2097	1613	0,77
Mittlere Reife mit Berufsfachschule	1,309	1,385	2060	1663	0,81
Meister/Techniker	1,420	1,931	2235	2319	1,04
Abitur ohne Studium	1,726	1,718	2717	2063	0,76
Fachhochschulabschluß	1,603	1,525	2523	1832	0,73
Hochschulabschluß	2,125	2,266	3345	2721	0,81

* Einkommensmultiplikator = exp d_i mit dem Koeffizienten d_i des Bildungsabschlusses i aus der ln-Einkommensregression.

** Am Mittelwert des Berufsalters (19,03) und des quadratischen Berufsalters (516,47) der Frauen. Es handelt sich um die entlogarithmierten Schätzwerte der lny-Gleichung und somit um geschätzte geometrische Mittel.

Tabelle 4: Einkommensmultiplikatoren und geschätzte Einkommenswerte nach Bildungsabschluß

des Berufsalters bei Frauen und Männern eine kaufmännische Lehre mehr rentiert als eine gewerbliche Lehre. Dies gilt sowohl für die Kombination mit Volksschulbildung als auch auf dem Weg über die Mittlere Reife. Bei den Frauen hat die gewerbliche Lehre sogar einen (allerdings nicht-signifikanten) negativen Effekt. Frauen mit Volksschulabschluß und gewerblicher Lehre verdienen im Mittel ca. 6% weniger als Frauen mit Volksschulabschluß ohne Berufsausbildung.

Nach der Randverteilung (Mittelwerte der Bildungsabschlüsse in Spalte 7 von Tabelle 3) sind Frauen ausbildungsmäßig benachteiligt bei den Hochschul- und Fachhochschulabschlüssen, den Meistern und Technikern und wegen der Überrepräsentation bei den Volksschulabschlüssen ohne Berufsausbildung. Ein Bonus ist dagegen die starke Konzentration auf die einkommensmäßig rentablere kaufmännische Lehre. Wird der (logarithmierte) Einkommensabstand zwischen Männern und Frauen nach den bereits mehrfach angewandten Methoden zerlegt, so ergibt sich für die Bildungsabschlußkomponente sogar ein negativer Wert von -8%. Eine hypothetische Angleichung der Bildungsverteilung der Frauen an diejenige der Männer würde für die Frauen nach dieser Berechnung mit Verlusten verbunden sein. Der Grund hierfür dürfte insbesondere die schlechte Entlohnung der gewerblichen Lehrberufe der Frauen bei gleichzeitig hohem Anteil von Frauen in den kaufmännischen Lehrberufen sein. Ein Abstrom aus der kaufmännischen Lehre und ein Zustrom zur gewerblichen Lehre (entsprechend der Männerverteilung) zahlt sich für die Frauen bei <u>konstant gehaltener Entlohnung</u> innerhalb der Bildungskategorien auch dann insgesamt nicht aus, wenn bei den Hochschulstudien und Meistern und Technikern Einkommensvorteile aus der Angleichung der Verteilungen resultieren.

Bei welchem Berufstypus erzielen Frauen mit gewerblicher Lehre welche Einkommen? Einen Hinweis hierauf erhält man durch eine genauere Betrachtung der Berufe, die von den erwerbstätigen Frauen mit gewerblicher Lehre zum Befragungszeitpunkt ausgeübt wurden. Es handelt sich dabei um drei Kategorien:

- Frauen mit niedrig bezahlten gewerblichen Frauenberufen (Näherin, Schneiderin, Polsterin, Friseuse)
- Frauen, die nicht mehr in ihrem Lehrberuf tätig sind (Verkäuferin, Kellnerin etc.),
- und Frauen mit gewerblicher Lehre in einem "Männer-Beruf" (Maschinenschlosserin, Maschinistin etc.).

Zwar sind die Einkommen der Frauen in einem Männerberuf höher als in den beiden übrigen Kategorien, auf der anderen Seite aber verdienen Frauen mit gewerblicher Lehre auch in einem Männerberuf eher weniger und jedenfalls nicht mehr als Frauen, die dem traditionellen Ausbildungsweg "Volksschule mit anschließender kaufmännischer Lehre" folgen.[3)] Bei den geringen Fallzahlen (33 ganztags erwerbstätige Frauen mit gewerblicher Lehre, davon 25 mit Einkommensangaben und hiervon 6 in Männerberufen) sind diese Eregbnisse zwar mit einiger Vorsicht zu betrachten. Sie geben aber immerhin Anlaß zu der Vermutung, daß Frauen in Männerberufen im Vergleich zu traditionellen Frauenberufen mit kaufmännischer Lehre keine Einkommensvorteile erzielen oder sogar Einkommenseinbußen in Kauf nehmen müssen (dazu genauer auch Teil B). Diese Möglichkeit ist jedenfalls dann gegeben, wenn die geschlechtsspezifischen Verdienstrelationen innerhalb der Berufe unverändert bleiben und nur geringe Chancen zum Erwerb der Meisterqualifikation bestehen. Bei Programmen und Modellversuchen mit dem Ziel, mehr Frauen in Männerberufen auszubilden, könnte sich somit ein unerwünschter negativer Einkommenseffekt bemerkbar machen, wenn nicht begleitende Maßnahmen zum Abbau des Verdienstgefälles ergriffen werden.

V. Folgen der Bildungsexpansion

Ein wesentliches Charakteristikum des Jahrzehnts der Bildungsreformen von etwa Mitte der sechziger bis Mitte der siebziger Jahre ist in der weitgehenden Einebnung der quantitativen Bildungsunterschiede zwischen Frauen und Männern zu sehen. Betrachtet man auf der anderen Seite die globalen Brutto-Einkommensrelationen zwischen den Geschlechtern im Zeitablauf (Kap. 1, Tabelle 1), so sind seit den sechziger Jahren nur geringfügige Veränderungen um einen Prozentpunkt (von 0,66 auf 0,67) erkennbar. Es wäre jedoch voreilig, hieraus zu schließen, daß die Einkommensrelationen von der Egalisierung der geschlechtsspezifischen Bildungschancen abgekoppelt wurden. Die hochaggregierte Zeitreihenstatistik gibt ja keine Auskunft über den "reinen" Effekt der Ausweitung der Bildungsbeteiligung bei Frauen und Männern auf die heutigen Einkommensrelationen der Geschlechter. Tatsächlich könnte ein Egalisierungseffekt durch gegenläufige Trends wie etwa die Zunahme von Teilzeitbeschäftigungsverhältnissen der Frauen (wodurch die auf alle Erwerbstätige bezogene Einkommensrelation verringert wird) überdeckt worden sein. Es fragt sich, ob und in welchem Ausmaß der Prozeß der Bildungsexpansion die geschlechtsspezifischen Verdienstchancen in egalitärer Richtung beeinflußt hat. In dem vorliegenden Kapitel wollen wir versuchen, die Größenordnung des Bildungsexpansionseffekts auf der Basis der Einkommensgleichungen abzuschätzen.

1. Veränderungen der Bildungsunterschiede und Einkommensrelation

Die Einkommensgleichung der Humankapitaltheorie informiert über die Stärke des Zusammenhangs zwischen Bildungsjahren und Verdienstchancen. Sofern die Konstanz dieses Zusammenhangs unterstellt werden kann (dazu weiter unten), ist der Effekt von Veränderungen der Bildungsvariablen auf das Einkommen von Frauen und Männern prognostizierbar. In Kenntnis der Randbedingungen, d.h. der Bildungsjahre der Geschlechter vor und nach der

Bildungsexpansion, können somit die mittleren Einkommen bei hypothetischer Konstanz der Bildungsstruktur vor Beginn der Bildungsexpansion geschätzt und mit den heutigen Werten verglichen werden. Es handelt sich also um ein einfaches Simulationsexperiment, mit dem der Versuch unternommen wird, den Wert der Einkommensrelation unter Ausblendung des Faktors Bildungsexpansion zu bestimmen.

Bezeichnen wir mit y_M und y_F die Einkommenswerte 1982, mit y'_M und y'_F die geschätzten Einkommen bei Nichtberücksichtigung der Bildungsexpansion, mit s_M bzw. s_F die Bildungsjahre 1982, mit s'_M und s'_F die Bildungsjahre vor der Bildungsexpansion, mit Δs_M und Δs_F die Veränderung der Bildungsjahre und mit x_M und x_F sowie x'_M bzw. x'_F das Berufsalter nach und vor der Bildungsexpansion. Es gelten dann folgende Beziehungen (jeweils für Frauen und Männer):

(1) $s' = s - \Delta s$ und $x' = \text{Alter} - s' - 6 = x + \Delta s$.

Bei einer kürzeren Bildungszeit in der Phase vor der Bildungsexpansion erfolgte der Eintritt in das Berufsleben früher als heute. Entsprechend höher liegt der Wert des Berufsalters x'. Es handelt sich also um zwei gegenläufige Effekte auf das Einkommen. Nur wenn der Bildungseffekt stärker ist als der Berufsalterseffekt, wird die Ausweitung der Bildung einen positiven Einfluß auf das Einkommen haben. Dies wird auch anhand der Einkommensgleichungen deutlich:

(2) $y = \exp(b_0 + b_1 s + b_2 x + b_3 x^2)$

(3) $y' = \exp[b_0 + b_1 (s - \Delta s) + b_2 (x + \Delta s) + b_3 (x + \Delta s)^2]$.

Aus (2) und (3) folgt eine proportionale Beziehung für die Einkommen vor und nach der Ausweitung der Bildungsjahre:[1)]

(4) $y' = y \exp[- b_1 \Delta s + b_2 \Delta s + b_3 (2 x \Delta s + \Delta s^2)]$.

Hatte die Bildungsexpansion einen positiven Effekt auf das Einkommen,

dann ist für den Multiplikator exp (.) ein Wert von kleiner als eins zu erwarten. Eine Angleichung der Frauen- und Männer-Einkommen kommt ferner dadurch zum Ausdruck, daß der Multiplikator bei Frauen einen geringeren Wert annimmt als bei den Männern.

Zur Schätzung der mittleren Einkommen vor der Bildungsexpansion benötigen wir die Schätzwerte von Δs_M und Δs_F. Wir unterstellen ferner die Gültigkeit der Einkommensregression 1982 (Kap. III, Tabelle 2) zur Schätzung von y', d.h. es wird von der Annahme der Konstanz der Parameter der Einkommensgleichung ausgegangen.

Δs_M und Δs_F wurden sowohl anhand der Allbus-Daten als auch durch einen Vergleich der Mikrozensus-Ergebnisse 1970 und 1978 ermittelt. Von Blossfeld (1984) berichtete Mikrozensus-Angaben wurden dabei in Bildungsjahre umgerechnet, wobei die Veränderungen geringfügig unterschätzt sein mögen, da die Mikrozensus-Bildungskategorien weniger differenziert sind als die Allbus-Kategorien und die Differenzen sich nur auf den Zeitraum bis 1978 beziehen. Zur Schätzung der Bildungsjahre vor der Bildungsexpansion wurde bei den Allbus-Daten auf die Teilstichprobe der älteren Jahrgänge zurückgegriffen, die vor 1970 eine Berufstätigkeit aufgenommen haben. Tabelle 1 zeigt die Mittelwerte von Frauen und Männern vor und nach der Bildungsexpansion.

a) Allbus 1982				b) Mikrozensus und Allbus 1982			
	M	F	Differenz Männer/ Frauen		M	F	Differenz Männer/ Frauen
Berufs-eintritt vor 1970	10,71	10,33	0,38	rückgerechnete Werte vor Bildungs-expansion	10,62	10,03	0,59
1982 (Gesamt-stich-probe)	11,06	10,89	0,17	1982	11,06	10,89	0,17
Zuwachs Bildungs-jahre	0,35	0,56	-	Zuwachs Bildungs-jahre	0,44	0,83	-

Tabelle 1: Bildungsjahre vor und nach der Bildungsexpansion nach Geschlecht

Beide Schätzungen lassen erkennen, daß der Zuwachs bei den Frauen stärker als bei den Männern ausgefallen ist. Die geschlechtsspezifische Bildungsdifferenz ist dadurch weitgehend nivelliert worden. Mit den vorliegenden Werten sowie den Schätzwerten in Kap. III (Tabelle 2 und 9) können nun nach Formel (3) die Einkommen y' unter Ausblendung der Bildungsexpansion berechnet werden (Tabelle 2). Die nach Formel (2) berechneten Schätzungen von y stimmen bei mittleren Bildungsjahren und dem mittleren Berufsalter mit dem (geometrischen) Einkommensmittelwert überein. Ein Vergleich der beiden Größen y' und y bei Frauen und Männern informiert über den Effekt der Bildungsexpansion auf die geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede .

	Variante a*	Variante b*
Einkommen Männer 1982	2120	2120
Einkommen Frauen 1982	1515	1515
Hypoth. Einkommen Männer 1982 ohne Bildungsexpansion	2077	2066
Hypoth. Einkommen Frauen 1982 ohne Bildungsexpansion	1460	1433
Einkommensrelation 1982 $\tilde{R}$	0,715	0,715
Hypoth. Relation ohne Bildungs-expansion $\tilde{R}'$	0,703	0,694
Differenz $\tilde{R} - \tilde{R}'$	0,012	0,021

* Variante a resultiert aus der Berechnung mit den Werten in Tabelle 1a, Variante b aus der Berechnung mit den Werten in Tabelle 1b.

Tabelle 2: Effekt der Bildungsexpansion auf das Einkommen nach Geschlecht

Ohne Bildungsexpansion, d.h. mit einer Ausbildung, die den durchschnittlichen Bildungsjahren in der Phase vor der Bildungsexpansion entspricht, würden Frauen im Mittel 1460 anstelle von 1515 und Männer 2077 anstelle von 2120 DM verdienen. Die Einkommensrelation verbessert sich damit um einen Prozentpunkt, bei Variante b um zwei Prozentpunkte. Nach der Berechnung hat die Bildungsexpansion die geschlechtsspezifische Einkommensrelation bei allen Vollzeitbeschäftigten nur geringfügig erhöht.

Etwas stärker dürfte der bisherige und zukünftige Effekt bei den jüngeren Jahrgängen ausfallen. Nehmen wir an, daß im Gleichgewicht eine völlige Angleichung der Bildungsdauer von Frauen und Männern erzielt wird. Bei den Jahrgängen mit einem Berufseintritt nach 1970 beträgt die durch-

schnittliche Bildungslänge der Männer gemäß dem Allbus 1982 12,16 Jahre. Bei der Berufseintrittskohorte vor 1970 sind es 10,71 bzw. 10,33 Jahre (Tabelle 1). Eine vollständige Bildungsegalisierung würde dann die Relation um ca. drei Prozentpunkte von 0,70 auf 0,73 erhöhen.

2. Kohortenvergleich und Veränderungen der Ertragsraten für Bildung

Bei unseren Berechnungen wurde die problematische Annahme der Konstanz der Parameter der Einkommensgleichung unterstellt. Es ist aber zu vermuten, daß sich im Verlauf der Bildungsexpansion auch die Parameter der Gleichung verändert haben. So ist zu erwarten, daß die Ertragsraten auf Bildung sinken, wenn sich die Nachfrage nach Arbeitskräften mit höheren Bildungsabschlüssen langsamer entwickelt als das Angebot. Der Vergleich zweier Kohorten mit dem Berufseintritt vor und nach 1970 bestätigt diese Überlegung (Tabelle 3).[2)]

Von Interesse sind in erster Linie die Bildungsertragsraten. Diese sind in Übereinstimmung mit den Erwartungen in der jüngeren Kohorte bei Frauen und Männern niedriger als bei der älteren Berufseintrittskohorte. Bei den Männern beträgt der Unterschied 0,0064, was einer Veringerung um 9% entspricht, bei den Frauen sind es 0,018 oder um 20% reduzierte Ertragsraten. In der Richtung stimmen diese Befunde mit den von Helberger (1980) und Blossfeld (1984a) berichteten Ergebnissen überein. So sind nach Helberger (1980) die Ertragsraten der Männer zwischen 1969 und 1978 um 15%, diejenigen der unverheirateten Frauen um 6% und die Ertragsraten der verheirateten Frauen um 20% gesunken. Gemäß Blossfelds (1984a, S. 309) Ergebnissen (allerdings ohne Berücksichtigung der Berufsaltersvariablen) sind im Zeitraum 1970 bis 1982 im staatlichen Sektor bei den Männern 9,5% und bei den Frauen 16%, in der Privatwirtschaft bei den Männern 13% und bei den Frauen 12% geringere Ertragsraten zu beobachten. Die These von den sinkenden Ertragsraten auf Bildung im Zuge der Bildungsexpansion kann demzufolge empirisch gut belegt werden.

a) Berufseintritt vor 1970				
	Koeffizienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,700	7,348
DM-Einkommen	-	-	2208	1553
Bildungsjahre	.0714* (.0046)	.0875* (.0097)	10,71	10,33
Berufsalter	.0284* (.0074)	.0118* (.0149)	27,03	26,73
Berufsalter^2	-.00045* (.00013)	-.00018* (.00026)	812,98	796,36
Konstante	6,534	6,271		
R^2	.37	.36		
N	426	143		

b) Berufseintritt nach 1970				
	Koeffizienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,528	7,283
DM-Einkommen	-	-	1859	1455
Bildungsjahre	.0650* (.0069)	.0695* (.0089)	12,16	11,78
Berufsalter	.1005* (.0374)	.1297* (.0337)	7,60	6,02
Berufsalter^2	-.00309 (.00259)	-.00607 (.00261)	65,15	44,02
Konstante	6,176	5,950		
R^2	.48	.48		
N	134	90		

Tabelle 3: Einkommensregression nach Berufseintrittskohorten und Geschlecht bei vollzeiterwerbstätigen Arbeitnehmern 1982

Wegen der strukturellen Änderung des Bildungs-Einkommens-Zusammenhangs sind die absoluten Einkommenszuwächse durch die Bildungsexpansion in Tabelle 2 als Überschätzungen anzusehen. An den Schätzungen der Differenzen zwischen den Relationen mit und ohne Bildungsexpansion dürfte sich jedoch auch bei Berücksichtigung der strukturellen Wandlungen wenig ändern, da sich die Ertragsraten sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern verringert haben.

3. Individuelle Bildungsentscheidungen und kollektive Ergebnisse

Die sinkenden Bildungsertragsraten machen auf ein wichtiges Problem bei der Interpretation von Humankapitalgleichungen aufmerksam. Die übliche Formel, daß ein zusätzliches Bildungsjahr das Einkommen um x% erhöht, gilt nur ceteris paribus, d.h. solange nicht alle Personen in mehr Bildung investieren. Die Theorie ist gewissermaßen statisch und kann nicht die Dynamik der vielfältigen Interdependenzen von Bildungsentscheidungen erklären. In diesem Zusammenhang ist die Bildungsexpansion ein typisches Beispiel für einen sozialen Prozeß, an dem zahlreiche Personen beteiligt sind, die jeweils ihre individuellen Interessen verfolgen, d.h. in diesem Fall an der Erhöhung ihres Status oder demjenigen ihrer Kinder interessiert sind, auf der anderen Seite aber die Gesamtheit der konfligierenden individuellen Strategien zu Resultaten führt, die sich keineswegs immer mit den Erwartungen der handelnden Akteure decken. Im Extremfall ist es möglich, daß eine Vielzahl von Personen in zusätzliche Bildung investiert, wegen des kollektiven Effekts der sinkenden Ertragsraten aber im Durchschnitt keine Einkommensgewinne erzielt werden. Durch die Inflation der Bildung steigt dann einzig der Aufwand, um einen bestimmten Status zu erreichen. Eine derartige Situation hat Ivar Berg (1970) treffend und doppeldeutig als "the great training robbery" beschrieben. Genügte früher ein Realschulabschluß für eine Banklehre, so wird in dieser Ausbildungssparte heute weitaus häufiger das Abitur verlangt, in anderen Bereichen tritt an die Stelle des Diploms die Promotion usf. Höhere Bildungsabschlüsse sind heute eher notwendiger als früher, damit sich die Tür zu den

Laufbahnen in den oberen Etagen des Statusgefüges öffnet, aber im Unterschied zu früher sind sie keine hinreichende Garantie für den erwarteten hohen Berufs- und Einkommensstatus.

Die skizzierte Interdependenzstruktur von Bildungsentscheidungen mit ihren kollektiven und individuellen Folgen läßt sich mit spieltheoretischen Mitteln vereinfacht als Mehrpersonen-Gefangenendilemma beschreiben (siehe auch Elster 1976). Dabei nehmen wir an, daß sich die handelnden Personen für oder gegen eine Verlängerung der Ausbildungszeit entscheiden können. Eine zusätzliche Bildungsinvestition ist mit Kosten verbunden, die aber durch das zu erwartende höhere Einkommen kompensiert oder überkompensiert werden, solange sich nicht eine größere Anzahl anderer Personen ebenfalls für eine Verlängerung der Ausbildung entscheidet. Sinkt nämlich die Ertragsrate auf Bildung in Abhängigkeit von der Anzahl der Personen, die in Bildung investieren, dann kann der Nettoertrag der Bildungsinvestition (Einkommenszuwachs minus Bildungskosten) gegenüber dem Status-quo (keiner investiert in zusätzliche Bildung) ab einem bestimmten Schwellenwert der Anzahl investierender Personen negativ werden. Vereinfacht formuliert: Investiert keiner der Akteure in zusätzliche Bildung, so wird im Durchschnitt das Einkommen y erzielt. Entscheiden sich jedoch alle Personen für eine Verlängerung der Ausbildung, so wird - vorausgesetzt der Bildungszuwachs induziert keinen Produktivitätszuwachs, d.h. das verteilbare Einkommen bleibt konstant[3)] - ebenfalls ein Einkommen von y erzielt, von dem aber nun der Aufwand für die zusätzliche Ausbildung zu subtrahieren ist. Das paradoxe Resultat kann demnach sein, daß im Gegensatz zu den Erwartungen letztlich alle Personen einkommensmäßig nach Abzug der Bildungskosten ungünstigere Ergebnisse aufweisen als in einer Status-quo-Situation ohne Bildungsausweitung. Der Grund ist, daß die Bildungsinvestitionen anderer Personen "negative Externalitäten" darstellen; sie bedrohen ja stets die eigene relative Position und damit die eigene Statuschance. Warum aber investieren Personen dann überhaupt in Bildung? Handelt es sich nur um fehlende Einsicht in die Zusammenhänge der komplexen Wechselwirkungen? Die Antwort lautet, daß es auch dann rational ist, die Ausbildung zu verlängern, wenn eine Person über die Struktur des Prozesses vollständig informiert ist. Ohne Bildungsinvestition

sind nämlich noch größere Verluste in Kauf zu nehmen, da sich dann die relative Position in der Bildungsverteilung verschlechtert. Es gibt somit ein "defensives" und ein "offensives" Argument für Bildungsinvestitionen. Das defensive Motiv erfordert Bildungsinvestitionen, um den gegenwärtigen Status zu erhalten (siehe auch Thurow 1972). Eltern in mittleren Angestelltenpositionen werden ihre Kinder jetzt nicht mehr auf Realschulen, sondern auf Gymnasien schicken, damit der Status der nachfolgenden Generation nicht unter den Elternstatus sinkt. Auch ohne Aufstiegsorientierung besteht somit ein Zwang, in zusätzliche Bildung zu investieren. Das "offensive" Motiv der Aufstiegsorientierung, durch Bildung die relative Position in der Bildungsverteilung zu verbessern, verstärkt noch die Tendenz zur Verlängerung der Ausbildungsdauer. In spieltheoretischen Termini formuliert, handelt es sich bei der Pro-Bildungsentscheidung um eine dominante Strategie, die unabhängig von dem Verhalten der anderen Personen stets zu höheren Gewinnen führt als die Alternativ-Strategie. Wählen allerdings alle Akteure die dominate Strategie - wozu sie die Logik der Struktur veranlaßt - dann fällt das Ergebnis ungünstiger aus, als wenn alle Personen darauf verzichten, in Bildung zu investieren.

Das einfache spieltheoretische Modell informiert über mögliche paradoxe Konsequenzen interdependenter Entscheidungen, stellt aber in der "reinen" Form auch eine Überzeichnung der tatsächlichen Vorgänge dar. Einige Ergänzungen sind hier am Platz:

- In denjenigen Bereichen, wo vermehrte Bildung produktivitätssteigernd wirkt und auf eine im gleichen Tempo erhöhte Nachfrage stößt, ist die Dilemma-Situation nicht gegeben.
- Bildungsinvestitionen sind nicht nur als Kosten anzusehen, sondern haben vielfach aus individueller und gesellschaftlicher Sicht einen Eigenwert.
- Verlängerte Bildungszeiten haben den nicht zu unterschätzenden positiven Nebeneffekt einer spürbaren Entlastung des Arbeitsmarktes.
- Die Ausgangssituation ist nicht symmetrisch. Es gibt Gruppen in der Gesellschaft, die einen größeren Nachholbedarf an Bildung haben (Arbeiterkinder, Landjugend, Frauen).

Besonders der letzte Punkt ist in unserem Zusammenhang von Interesse. Wenn im Zuge der Bildungsexpansion unterprivilegierte Gruppen aufholen, d.h. ihre Ausbildungszeit überproportional verlängern, dann können sie selbst bei einer Gefangenen-Dilemma-Struktur von Bildungsinvestitionen profitieren, da sich ihre relative Position in der Bildungsverteilung verbessert. Dies ist bei den sozialen Klassen nicht der Fall gewesen, da die Bildungschancen von Arbeiterkindern im Vergleich zu den Mittelschichten eher unterproportional gestiegen sind (siehe Diekmann 1981). Bei Frauen und Männern ist dagegen eine Tendenz zur Bildungsegalisierung zu beobachten, welche die Einkommensrelation in sehr geringem Ausmaß positiv beeinflußt hat.

VI. Beckers Hypothese der Arbeitgeberdiskriminierung

Die bisher diskutierten Befunde verdeutlichen, daß auch bei Berücksichtigung von Bildungs-, Berufsalters- und Arbeitszeitunterschieden Frauen nur etwa 72-75% der Männereinkommen verdienen. Ein Teil des verbleibenden Unterschieds kann dabei auf Mechanismen der Diskriminierung zurückgeführt werden. Einen der möglichen Mechanismen erkennt Becker (1971) in den Präferenzen männlicher Arbeitgeber, in ihrem "taste for discrimination". Wie in Kap. I beschrieben, ist aus Beckers Modell die Hypothese eines geringeren Diskriminierungsgrades auf Wettbewerbsmärkten als auf monopolisierten Märkten deduzierbar. In dem vorliegenden Kapitel wollen wir diese Folgerung aus Beckers Modell der Arbeitgeberdiskriminierung einer empirischen Prüfung unterziehen.[1)]

1. Monopol- und Wettbewerbsbranchen

Zur Prüfung von Beckers Hypothese ist es erforderlich, bereinigte Einkommensrelationen für Wettbewerbs- und Monopolbranchen zu berechnen. Die Einteilung der Branchen basiert dabei auf Ergebnissen der Monopolkommission (1984). Wegen der unterschiedlichen Branchenabgrenzungen im Bericht der Monopolkommission und der Allbus-Umfrage ist der Monopolgrad nur bei einer Teilmenge von Branchen der Allbus-Daten bestimmbar. Wenn die führenden 25 Unternehmen mehr als 50% des Umsatzes auf sich vereinigen, sprechen wir von einer Monopolbranche, andernfalls von einem Wettbewerbsmarkt. Mit diesem Abgrenzungskriterium erhält man folgende Einteilung:

Hoher Monopolgrad (Monopolbranchen)

Bergbau
Chemische Industrie
Elektrotechnik

Geringer Monopolgrad (Wettbewerbsbranchen)

Leder[2)], Textil, Bekleidung
Nahrung und Genuß
Steine, Erden, Keramik
Holz, Papier, Druck
Bauhauptgewerbe
Ausbau und Bauhilfsgewerbe

Tabelle 1 informiert über die Durchschnittseinkommen nach Geschlecht sowie die Humankapitalausstattung der Arbeitskräfte in den beiden Wirtschaftsbereichen. In den monopolisierten Branchen ist sowohl das Einkommen als auch der Bildungsgrad bei Frauen und Männern höher als im Wettbewerbsbereich. Die unbereinigte Einkommensrelation ist bei hohem Monopolgrad für die Frauen etwas günstiger als bei den Wettbewerbsbranchen.

	Monopolbereich		Wettbewerbsbereich	
	M	F	M	F
DM-Einkommen	2308	1572	2042	1358
ln-Einkommen	7,693	7,311	7,589	7,171
DM-Einkommen (geometr. Mittel)	2193	1497	1976	1301
Bildung	10,77	10,17	9,80	9,62
Berufsalter	21,77	19,57	25,71	20,38
Berufsalter^2	599,86	477,88	787,66	593,75
N	54	27	111	26
Relation Einkommensmittel (geometr. Mittel)	0,68 (0,68)		0,67 (0,66)	

Tabelle 1 Mittelwerte der Einkommen und Humankapitalvariablen nach Geschlecht und Monopolgrad bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern

2. Schätzung bereinigter Einkommensrelationen bei hohem und niedrigem Monopolgrad

Zur Berechnung der bereinigten Einkommensrelationen wird die Einkommensgleichung separat für Frauen und Männer bei hohem und niedrigem Monopolgrad geschätzt. Es werden also Interaktionseffekte der Koeffizienten sowohl mit dem Geschlecht als auch mit der Monopolgradvariablen berücksichtigt. Die Ergebnisse gehen aus Tabelle 2 hervor:

	Monopolbereich		Wettbewerbsbereich	
	M	F	M	F
Bildungsjahre	.0737* (.0148)	.0857* (.0253)	.0850* (.0142)	.0785* (.0322)
Berufsalter	.0297 (.0160)	.00092 (.01812)	.0335* (.0074)	-.0068 (.0189)
Berufsalter^2	-.000455 (.000347)	.000037 (.000411)	-.000533* (.000143)	.000337 (.000431)
Konstante	6,525	6,403	6,313	6,355
R^2	.31	.27	.33	.22
N	54	27	111	26

* bei $\alpha = 0{,}05$ signifikant

Tabelle 2: Einkommensregression nach Monopolgrad und Geschlecht

Die bereinigten Relationen werden sowohl für die Mittelwerte der Humankapitalvariablen der Frauen als auch am Mittelwert der Männer auf der Basis der Regressionsgleichungen in Tabelle 2 geschätzt. Im ersteren Fall wird also danach gefragt, wieviel Prozent des Männereinkommens die Frauen verdienen, wenn Frauen und Männer hypothetisch die gleiche Humankapitalausstattung - nämlich die Mittelwerte der Bildung und des Berufsalters der Frauen - aufweisen. Im zweiten Fall wird der Vergleich auf die Humankapitalausstattung der Männer bezogen (Tabelle 3).

		Geschätzte Einkommen bei Durchschnittswerten der Bildung und des Berufsalters der Frauen		Geschätzte Einkommen bei Durchschnittswerten der Bildung und des Berufsalters der Männer	
		Einkommen	Relation	Einkommen	Relation
Hoher Monopolgrad	F	1497	o ,721	1585	0,723
	M	2076		2193	
Niedriger Monopolgrad	F	1301	0,722	1360	0,688
	M	1803		1976	

Tabelle 3 Einkommen und bereinigte Einkommensrelationen bei hypothetischer Angleichung der Humankapitalunterschiede von Frauen und Männern

Bei beiden Berechnungsarten tritt der erwartete Effekt einer höheren Einkommensrelation im Wettbewerbsbereich nicht auf. Wird das Humankapital der Frauen als Vergleichsmaßstab gewählt, so sind die Relationen in beiden Bereichen nahezu identisch. Beziehen sich die Einkommensvergleiche auf die männliche Bildungsdauer und das männliche Berufsalter, dann ist im Gegensatz zur Becker-Hypothese die Einkommensrelation bei niedrigem Monopolgrad sogar geringer als bei hohem Monopolgrad.

Die gleichen Schlußfolgerungen ergeben sich, wenn der von Becker (1971, S. 17) vorgeschlagene Marktdiskriminierungskoeffizient (MDK) für die beiden Wirtschaftsbereiche berechnet wird. Dieser ist im allgemeinen Fall, d.h. bei nicht vollständig substituierbaren Arbeitskräften mit unterschiedlicher Produktivität, wie folgt definiert[3]:

$$MDK = (y_M/y_F) - (y_M/y_F)^0 ,$$

wobei y_M und y_F die beobachteten Einkommen der Männer und Frauen bezeichnen und $(y_M/y_F)^0$ die (reziproke) Einkommensrelation bei Abwesenheit von Diskriminierung symbolisiert. Zur Schätzung von $(y_M/y_F)^0$ kann wiederum das männliche oder das weibliche Entlohnungsmuster als Maßstab herangezogen werden. Im ersteren Fall handelt es sich bei hohem Monopolgrad um den Quotienten 2193/2076 (siehe Tabelle 3), da die Frauen ja im Mittel 2076 DM an Einkünften erzielen würden, wenn sie bei ihren Bildungs- und Berufsalterswerten hypothetische Einkünfte nach dem männlichen Entlohnungsmuster (= Schätzung auf der männlichen Regressionsgerade) erhielten. Bei der alternativen Berechnungsweise wird dagegen das Entlohnungsmuster der Frauen zugrunde gelegt, so daß sich hier - wiederum am Beispiel des Monopolbereichs - ein geschätzter Quotient von 1585/1497 ergibt. Zur Schätzung der Einkommen y_M und y_F werden die jeweiligen (geometrischen) Mittelwerte herangezogen. Die MDK's für beide Wirtschaftsbereiche und nach beiden Berechnungsarten sind in Tabelle 4 aufgeführt.

	Männl. Entlohnungsmuster als Maßstab	Weibl. Entlohnungsmuster als Maßstab
Hoher Monopolgrad	0,409	0,406
Niedriger Monopolgrad	0,423	0,473

Tabelle 4 Schätzung der Marktdiskriminierungskoeffizienten bei hohem und niedrigem Monopolgrad

Unabhängig von der Berechnungsweise hat der Beckersche Marktdiskriminierungskoeffizient nach unseren Daten bei den Wettbewerbsbranchen einen höheren Schätzwert als im monopolisierten Bereich. Dieser Befund widerspricht eindeutig den Erwartungen, wenn Beckers Präferenz-Modell der Arbeitgeberdiskriminierung zugrunde gelegt wird.

Anmerkungen zu Kap. I:

1) Siehe zu einer genauen Darstellung der Theorie z.B. das Lehrbuch von Ehrenberg und Smith 1982.
2) Insbesondere zu den ökonomischen Theorien liegen inzwischen eine Reihe ausgezeichneter Monographien und Überblicksreferate vor. Siehe z.B. Cain 1976, Marshall 1974, Walch 1980 und zur Humankapitaltheorie Rosen 1977.
3) Wie Arrow (1973) zeigt, gilt diese Aussage nicht generell. Wenn der Nutzen des diskriminierenden Unternehmers eine Funktion des Männeranteils ist, dann verliert der Unternehmer keine Gewinne durch Diskriminierung.
4) Kritisierbar ist ferner, daß Becker nicht Diskriminierung, sondern nur deren Folgen untersucht. Weiterhin fragt es sich, ob das zur Erklärung von Rassendiskriminierung konzipierte Modell ohne weiteres auf die Einkommensdiskriminierung von Frauen übertragbar ist, wie Becker selbst vorschlägt. Erweiterungen des Modells berücksichtigen die Diskriminierung durch männliche Arbeitnehmer und durch Kunden (Becker 1971). Weitere Modifizierungen der Theorie wurden von Arrow (1973) vorgeschlagen.
5) Offe und Hinrichs (1981) haben ihren Beitrag aus dem Jahre 1977 inzwischen stark revidiert. In bezug auf das Problem der Einkommensunterschiede sind jedoch zwischen den beiden Fassungen keine gravierenden Unterschiede erkennbar, so daß wir uns hier auf die publizierte 1977-er Version beziehen können.
6) Dies scheinen Reich, Gordon und Edwards (1978, S. 65) anzunehmen, wenn sie schreiben: "Wie wir in dem Aufsatz nachweisen, handelten Kapitalisten in manchen Fällen aus einem breiteren Klassenbewußtsein heraus."
7) Siehe hierzu auch Granovetter 1981, S. 17. Nach den Annahmen der Theorie müßten sich aber existierende Lohnunterschiede bei substituierbaren Arbeitskräften ausgleichen. Im Gleichgewicht sind Lohnunterschiede nicht von der Nachfrageseite her erklärbar.

Anmerkungen zu Kap. II:

1) Vgl. auch Diekmann 1984. Die Notation wurde hier zur Vereinfachung und zur Vermeidung von Mißverständnissen leicht abgeändert.
2) Ein allgemeines Verfahren zur Zerlegung von Einkommensabständen bei expliziter Berücksichtigung des Interaktionseffektes haben schon Winsborough und Dickenson (1971) beschrieben. Zur Zerlegung gemäß den Gleichungen (20) - (22) bzw. (23) siehe auch Diekmann (1984) und Jones und Kelly (1984).
3) Im Prinzip kann bei geeigneten Daten das Zerlegungsverfahren aber auch angewandt werden, um das Ausmaß "reiner" Diskriminierung bei den unabhängigen Variablen zu ermitteln. So könnte man eine Regressionsgleichung mit der abhängigen Variable Bildungsjahre getrennt bei Frauen und Männern schätzen und auf die Ergebnisse der Regressionsschätzung wiederum das Zerlegungsverfahren anwenden. Siehe hierzu auch Duncan (1968).

Anmerkungen Kap. III:

1) Die Arbeitseinkommensumfrage wurde im Rahmen des Projekts "Determinanten der Arbeitseinkommen" des Sonderforschungsbereichs der Universitäten Frankfurt und Mannheim unter Leitung von Prof. C. Helberger durchgeführt. Sie wurde dem Verfasser freundlicherweise von Prof. Helberger für sekundäranalytische Auswertungen zur Verfügung gestellt.
2) Die Befragungen sind haushalts- und nicht personenrepräsentativ. Dadurch sind Personen in größeren Haushalten unterrepräsentiert. Von einer nachträglichen Korrektur durch Gewichtung mit der Haushaltsgröße wurde in der vorliegenden Arbeit abgesehen. Bei den multivariaten Analysen ergeben sich mit und ohne Gewichtung nur äußerst geringfügige Unterschiede. Bei den Randverteilungen (z.B. der Einkommensverteilung im folgenden Abschnitt) sind aber Abweichungen möglich. Ein Problem bei der einfachen Gewichtung ist, daß die Fallzahl künstlich erhöht und damit Signifikanztests wertlos werden.

3) Diese Formulierung gilt als Kausalaussage nur unter Einschränkungen. Siehe dazu genauer Kap. IV.
4) Die hier berichteten Schätzungen unterscheiden sich geringfügig von den in Helberger (1982, S. 18a) angegebenen Werten, die anhand der gleichen Daten gewonnen wurden. Die Unterschiede sind auf eine etwas stärkere Eingrenzung der Stichprobe und Unterschiede bei der Variablenoperationalisierung zurückzuführen.
5) In Tabelle 10, S. 272 in Bellmann u.a. (1984) wird für die Frauen ein ln-Einkommensmittelwert von 7,02 (4,02 ist sicher ein Druckfehler) und für die Männer von 7,48 angegeben. Die Differenz ist somit 0,46. Auf die Schulbildung entfällt nach Tabelle 11 ein Anteil von 0,0006 und auf das Berufsalter entfällt ein Anteil von 0,1919-0,1045 = 0,0874 der logarithmischen Differenz.
6) Ein Arbeitszeiteffekt in dieser Größenordnung wird auch von Langkann (1979) berichtet.

Anmerkungen zu Kap. IV:

1) Genauer gesagt handelt es sich um einen Prüfstein für eine spezielle Fassung der Theorie, nämlich die Mincer-Funktion. Eine allgemeinere Version der Humankapitaltheorie wird nicht-lineare und qualitativ unterschiedliche Effekte von Bildungsabschlüssen bei gleicher Ausbildungszeit durch die unterschiedliche Intensität von Humankapitalinvestitionen in den einzelnen Ausbildungsgängen erklären. Dies läßt sich durch die Annahme formalisieren, daß der Anteil der Investitionen an der Einkommenskapazität k_t je nach Ausbildungsgang oder auch Studienfach variiert. Soll es sich jedoch hierbei nicht nur um eine Immunisierung der Theorie handeln, so müssen im vorhinein empirisch plausible und möglichst meßbare Hypothesen über die Variation von k_t formuliert werden.
2) Wird die Lehre mit 1,5 kodiert, so ist die Größenordnung der beiden Koeffizienten umgekehrt.
3) Die Einkommensmittel der Frauen betragen in aufsteigender Reihenfolge (Fallzahlen in Klammern): Gewerbliche Lehre ohne Männerberufe:

DM 1175 (15), gewerbliche Lehre, Männerberufe: DM 1470 (6), kaufmännische Lehre mit Volksschulbildung: DM 1493 (56) und kaufmännische Lehre mit Volksschule oder Mittlerer Reife: DM 1572 (108).

Anmerkungen zu Kap. V:

1) Wenn man die geringen Effekte der Berufsaltersvariation durch vermehrte Bildung, die bei Männern und Frauen gleichgerichtet ist, vernachlässigt, erhält man die folgende Näherungsformel, die nahezu identische Resultate für die Einkommensrelationen liefert:

$$\frac{y'_f}{y'_M} = \frac{y_F}{y_M} \cdot \exp(b_{1M}\,\Delta s_M - b_{1F}\Delta s_F)\,.$$

2) Die Rechnungen wurden im Rahmen eines vom Autor abgehaltenen Seminars von Herrn Günter Leichtl nach eigenen Ideen zur Abgrenzung der Kohorten durchgeführt.
3) Diese extreme Annahme macht Thurows (1972, 1975) Arbeitsplatzwettbewerbsmodell im Gegensatz zur Humankapitaltheorie. Thurows Position wird durch die Konstanz der Einkommensverteilung trotz Bildungsexpansion gestützt.

Anmerkungen zu Kap. VI:

1) Obwohl Beckers einflußreiche Theorie in sämtlichen einschlägigen Lehrbüchern diskutiert wird, liegt bisher erstaunlich wenig empirisches Material zu seinem Diskriminierungsmodell vor. U.W existiert zu der hier zu untersuchenden Hypothese bislang keine einzige empirische Studie.
2) Wobei die Lederindustrie einen höheren Monopolgrad hat, umsatzmäßig aber gegenüber Textil und Bekleidung kaum ins Gewicht fällt.
3) Bei vollständig substituierbaren Arbeitskräften gilt $(y_M/y_F)^0 = 1$ und es folgt der in Kap. I erwähnte Spezialfall.

LITERATURVERZEICHNIS

AIGNER, D.J. und G. CAIN: Statistical Theories of Discrimination in the Labor Market, Industrial Labor Relations Review, 1977

ARROW,K.J.: The Theory of Discrimination, in: O. Ashenfelter und A. Rees, Hrsg., Discrimination in Labor Markets, Princeton, N.J., 1973

AVERITT, R.: The Dual Economy, New York 1968

BARAN, P.A. und P.M. SWEEZY: Monopoly Capital, New York 1966

BECK,E.M., P. HORAN und C. TOLBERT: Stratification in a Dual Economy, American Sociological Review, 43, 1978, S. 704-720

BECK-GERNSHEIM, E.: Der geschlechtsspezfische Arbeitsmarkt, 2.Aufl. Frankfurt und New York 1981

BECKER, G.S.: The Economics of Discrimination, 2. Aufl. Chicago und London 1971

BECKER, G.S.: Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, 2. Aufl. New York 1975

BECKER, G.S.: The Economic Approach to Human Behavior, Chicago und London 1976

BECKER, G.S.: A Treatise on the Family, Cambridge, Mass., 1981

BELLMANN, L., K. GERLACH und O. HüBLER: Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland. Zur Theorie und Empirie der Arbeitseinkommen, Frankfurt und New York 1984

BERG, I.: Education and Jobs: The Great Training Robbery, New York 1970

BERGMANN, B.R.: The Effect on White Incomes of Discrimination in Employment, Journal of Political Economy, 79, 1971, S. 294-313

BERGMANN, B.R.: The Economics of Women's Liberation, Challenge, 1973, S. 11-17

BIBB, R. und W. FORM: The Effects of Industrial, occupational and sex stratification on wages in Blue-Collar Markets, Social Forces, 55, 1977, S. 974-996

BIELBY, W.T.: Models of Status Attainment, in: O.J. Treiman und R.V. Robinson, Hrsg., Research in Social Stratification and Mobility, Bd. 1, Greenwich, Conn., 1981

BLAU, P.M. und O.D. DUNCAN: The American Occupational Structure, New York 1967

BLOSSFELD, H.-P.: Bildungsexpansion und Tertiarisierungsprozeß. Eine Analyse der Entwicklung geschlechtsspezifischer Arbeitsmarktchancen von Berufsanfängern unter Verwendung eines log-linearen Pfadmodells, Zeitschrift für Soziologie, 13, 1984, S. 20-44

BLOSSFELD, H.-P.: Die Entwicklung der qualifikationsspezifischen Verdienstrelationen von Berufsanfängern zwischen 1970-1982. Regressionsanalytische Untersuchungen auf der Basis von Volkszählungs- und Mikrozensusdaten, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Bd. 36, 1984a, S. 293-322

BOUDON, R.: Widersprüche sozialen Handelns, Darmstadt und Neuwied 1979

BROWN, H.P.: The Inequality of Pay, Oxford 1977

CAIN, G.G.: The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory: A Survey, Journal of Economic Literature, 14, 1977, S. 1215-1257

CASSEL, G.: Theoretische Sozialökonomie, 4. Aufl. Leipzig 1929

CHIPLIN, B. und P.J. SLOANE: Sex Discrimination in the Labor Market, London 1976

CHRISTL, J. und M. WAGNER: Die Stellung der Frau in der österreichischen Lohnpyramide, Wirtschaft und Gesellschaft, 1982, S. 79-97

COLLINS, R.: The Credential Society. An Historical Sociology of Education and Stratification, New York 1979

DIEKMANN, A.: Sozialindikatoren der Ungleichheit, Chancengleichheit und Diskriminierung, Forschungsbericht Nr. 166 des Instituts für Höhere Studien, Wien 1981

DIEKMANN, A.: Einkommensdiskriminierung von Frauen. Messung, Analyseverfahren und empirische Anwendungen auf Angestellteneinkommen in der Bundesrepublik, in: K.U. Mayer und P. Schmidt, Hrsg., Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften, Frankfurt a.M. und New York 1984

DOERINGER, G.B. und M.J. PIORE: Internal Labor Markets and Manpower Analysis, Lexington, Mass., 1971

DUNCAN, O.D.: A Socioeconomic Index for all Occupations, in: A.J. Reiss

u.a., Occupations and Social Status, New York 1961

DUNCAN, O.D.: Inheritance of Poverty or Inheritance of Race, in: D.P. Moynihan, Hrsg., On Understanding Poverty, New York 1968

DUNLOP, J.: Wage Determination under Trade Unions, New York 1944

EDGEWORTH, F.Y.: Equal Pay to Men and Women for Equal Work, Economic Journal, 32, 1922, S. 431-457

EHRENBERG, R.G. und R.S. SMITH: Modern Labor Economics. Theory and Public Policy, Glenview, Ill., 1982

ELSTER, J.: Boudon, Education and the Theory of Games, Social Science Information, 15, 1976, S. 733-740

FEIN, R.: An Economic and Social Profile of the Negroe American, Daedalus, Proceedings of the American Academy of Arts and Sciences, 94, 1965, S. 815-846

FREIBURGHAUS, D. und G. SCHMID: Theorie der Segmentierung von Arbeitsmärkten, Leviathan, 3, 1975, S. 417-447

GALBRAITH, J.K.: The New Industrial State, Boston 1967

GORDON, D.M.: Theories of Poverty and Underemployment, Lexington, Mass., 1972

GRANOVETTER, M.S.: The Strength of Weak Ties, American Journal of Sociology, 78, 1973, S. 1360-1380

GRANOVETTER, M.S.: Getting a Job. A Study of Contacts and Careers, Cambridge, Mass., 1974

GRANOVETTER, M.S.: Toward a sociological theory of income differences, in: I. Berg, Hrsg., Sociological Perspectives on Labor Markets, New York 1981

HELBERGER, C: Determinanten der Arbeitseinkommen, in: Sonderforschungsbereich 3, Bericht über die Forschungstätigkeit in der ersten Forschungsphase 1979-81, Frankfurt und Mannheim 1981

HELBERGER, C.: Veränderungen der bildungsspezifischen Einkommensunterschiede zwischen 1969/1971 und 1978, Arbeitspapier Nr. 51 des Sonderforschungsbereichs 3 der Universität Frankfurt, Frankfurt 1980

HELBERGER, C.: Humankapital, Berufsbiographie und die Einkommen von Männern und Frauen, Arbeitspapier Nr. 129 des Sonderforschungsbereichs 3 der Universität Frankfurt und Mannheim, 1982

JONES, F.L. und J. KELLEY: Decomposing Differences between Groups. A

Cautionary Note on Measuring Discrimination, Sociological Methods and Research, 12, 1984, S. 323-343

KALLEBERG, A.L. und A.B. SØRENSEN: The Sociology of Labor Markets, Annual Review of Sociology, Bd. 5, 1979, S. 351-379

LEICHTL, G.: Zusammenhang zwischen Bildung und Höhe des Arbeitseinkommens in der BR Deutschland, unveröff. Manuskript, Institut für Soziologie der Universität München, 1985

LLOYD, C.B. und B.T. NIEMI: The Economics of Sex Differentials, New York 1979

LUTZ, B. und W. SENGENBERGER: Arbeitsmarktstrukturen und öffentliche Arbeitsmarktpolitik, Kommission für wirtschaftlichen und sozialen Wandel, Göttingen 1974

LUTZ, B. und W. SENGENBERGER: Segmentationsanalyse und Beschäftigungspolitik, WSI-Mitteilungen, 5/1980, S. 291-299

MADDEN, J.F.: The Economics of Sex Discrimination, Lexington, Mass., 1973

MARSHALL, R.: The Economics of Racial Discrimination: A Survey, Journal of Economic Literature, 12, 1974, S. 849-870

MASTERS, S.H.: Black-White Income Differentials, New York-San Francisco-London 1975

MILL, J.S.: Principles of Political Economy, London 1848

MINCER, J.: Schooling, Experience and Earnings, New York und London 1974

MINCER, J. und S. POLACHEK: Family Investment in Human Capital: Earnings of Women, Journal of Political Economy, 84, 1974, S. 76-110

MINCER, J.: Progress in Human Capital Analysis of the Distribution of Earnings, in: A.B. Atkinson, Hrsg., The Personal Distribution of Incomes, London 1976, S. 136-188

MONOPOLKOMMISSION: Fünftes Hauptgutachten 1982/1983, Bundestagsdrucksache 10/1791, Juli 1984

MÜLLER, W.: Schulbildung und Weiterbildung als soziologische Hintergrundvariablen, in: F.U. Pappi, Hrsg., Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten, Königstein, Ts., 1979, S. 169-206

MÜLLER, W., A. WILLMS und J. HANDL: Strukturwandel der Frauenarbeit

1880 - 1980, Frankfurt und New York 1983

MYRDAL, A. und V. KLEIN: Die Doppelrolle der Frau in Familie und Beruf, Köln 1960

OAXAKA, R.: Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, International Economic Review, 14, 1973, S. 693-709

OFFE, C. und K. HINRICHS: Sozialökonomie des Arbeitsmarktes und die Lage "benachteiligter" Gruppen von Arbeitnehmern, in: C. Offe, Hrsg., Opfer des Arbeitsmarktes. Zur Theorie der strukturierten Arbeitslosigkeit, Neuwied und Darmstadt 1977

OFFE, C. und K. HINRICHS: Sozialökonomie des Arbeitsmarktes: primäres und sekundäres Machtgefälle, unveröff. Manuskript, Universität Bielefeld 1984

OLSON, M.: The Logic of Collective Action, Cambridge 1965

PHELPS, E.S.: The Statistical Theory of Racism and Sexism, American Economic Review, 62, 1972, S. 659-661

PIORE, M.J.: Notes for a Theory of Labor Market Stratification, in: R.C. Edwards, M. Reich und D.M. Gordon, Hrsg., Labor Market Segmentation, Lexington, Mass., 1975

POLACHEK, S.W.: Potential Biases in Measuring Male-Female Discrimination, The Journal of Human Resources, 10, 1975, S. 205-229

POLACHEK, S.W.: Occupational Segregation: An Alternative Hypothesis, Journal of Contemporary Business, 1976, S. 1-12

PREISENDÖRFER, P.: Erwerbsbeteiligung von Frauen in Deutschland und Österreich, Forschungsbericht Nr. 208 des Instituts für Höhere Studien, Wien 1984

REICH, M., D.M. GORDON und R.C. EDWARDS: Arbeitsmarktsegmentation und Herrschaft, in: W. Sengenberger, Hrsg., Der gespaltene Arbeitsmarkt, Frankfurt-New York 1978, S. 55-66

ROSEN, S.: Human Capital: A Survey of Empirical Research, in: R.G. Ehrenberg, Hrsg., Research in Labor Economics, Bd. 1, Greenwich, Conn., 1977

SENGENBERGER, W.: Arbeitsmarktstruktur. Ansätze zu einem Modell des segmentierten Arbeitsmarkts, Frankfurt und New York 1975

SENGENBERGER, W.(Hrsg.): Der gespaltene Arbeitsmarkt. Probleme der Arbeitsmarktsegmentation, Frankfurt und New York 1978

SMITH, A.: Wealth of Nations, London 1776

SØRENSEN, A.B.: The Structure of Inequality and the Process of Attainment, American Sociological Review, 42, 1977, S. 965-978

SØRENSEN, A.B.: Interpreting Time Dependency in Career Processes, in: A. Diekmann und P. Mitter, Hrsg., Stochastic Modelling of Social Processes, New York 1984

SØRENSEN, A.B. und A.L. KALLEBERG: An Outline of a Theory of the Matching of Persons to Jobs, in: I. Berg, Hrsg., Sociological Perspectives on Labor Markets, New York 1981

STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, Stuttgart und Mainz 1981

STIGLER, G.: The Economics of Information, Journal of Political Economy, 69, 1961, S. 213-225

STIGLER, G.: Information in the Labor Market, Journal of Political Economy, 70, 1962, S. 94-105

STIGLITZ, J.: The Theory of 'Screening', Education and the Distribution of Income, American Economic Review, 65, 1975, S. 283-300

TERWEY, M.: Klassenlagen als Determinanten von Einkommensungleichheit, Zeitschrift für Soziologie, 13, 1984, S. 134-144

THUROW, L.C.: Education and Economic Equality, Public Interest, 28, 1972, S. 66-81

THUROW, L.C.: Generating Inequality, New York 1975

TREIMAN, D.J. und P.A. ROOS: Sex and Earnings in Industrial Society: A Nine Nation Comparison, American Journal of Sociology, 89, 1983, S. 612-650

UNITED NATIONS: Die wirtschaftliche Rolle der Frau in der ECE-Region, E/ECE/1013, August 1981

WALCH, J.: Ökonomie der Frauendiskriminierung, Freiburg 1980

WEISSHUHN, G. und W. CLEMENT: Analyse der qualifikationsspezifischen Verdienstrelationen in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Beschäftigungsstatistik 1974/1977, Mitteilungen aus Arbeitsmarkt und Berufsforschung, 1/1982, S. 36-49

WELTZ, F.: Bestimmungsgrößen des Verhaltens von Arbeitnehmern auf dem Arbeitsmarkt, Frankfurt 1971

WHITE, H.C. Chains of Opportunity, Cambridge, Mass., 1970

WHRIGHT, E.O. und L. PERRONE: Marxist Class Categories and Income Inequality, American Sociological Review, 42, 1977, S. 32-55

WHRIGHT, E.O: Class Structure and Income Determination, New York 1979

WINDSBOROUGH, H.H. und P. DICKENSON: Components of Negro-White Income Differences, Proceedings of the American Statistical Association, Social Statistics Section, 1971, S. 6-8

ZENTRALARCHIV FÜR EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG: Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (Allbus 1982), Universität Köln 1982

ZENTRALARCHIV FÜR EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG: Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (Allbus 1980), Universität Köln 1982 a