EINKOMMENSUNTERSCHIEDE ZWISCHEN FRAUEN UND MÄNNERN

Theoretische Perspektiven und empirische Ergebnisse zur Einkommensdiskriminierung von Arbeitnehmerinnen
Teil B

Forschungsbericht/
Research Memorandum No. 218

ANDREAS DIEKMANN*
Juni 1985

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

Dieses Forschungsprojekt wurde aus Mitteln der "Stiftung Volkswagenwerk" unterstützt.

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.

INHALTSVERZEICHNIS

VII. Die Rolle des Familienstands

1. Vergrößerung der Einkommensschere bei verheirateten Frauen und Männern

Werden die Einkommensdaten nach dem Familienstand und dem Geschlecht aufgeschlüsselt, so zeigt sich sehr deutlich der folgende Ungleichheitseffekt: Die Einkommensschere zwischen Männern und Frauen ist besonders stark bei verheirateten Arbeitnehmern ausgeprägt. Dieser Befund trifft auch auf ausschließlich vollzeitbeschäftigte Arbeitnehmer zu (Abbildung 1). Während bei ledigen Frauen und Männern die Einkommensunterschiede relativ gering sind, öffnet sich die Schere nach der Familiengründung. Bei verheirateten Männern ist ein positiver Effekt erkennbar, während verheiratete Frauen geringere Einkommen als ledige Frauen erzielen. Damit ergibt sich eine Einkommensrangfolge, bei der verheiratete Männer die höchsten Einkommen erhalten, danach folgen die ledigen Männer, an dritter Stelle die ledigen Frauen und als Schlußlicht die verheirateten Frauen.

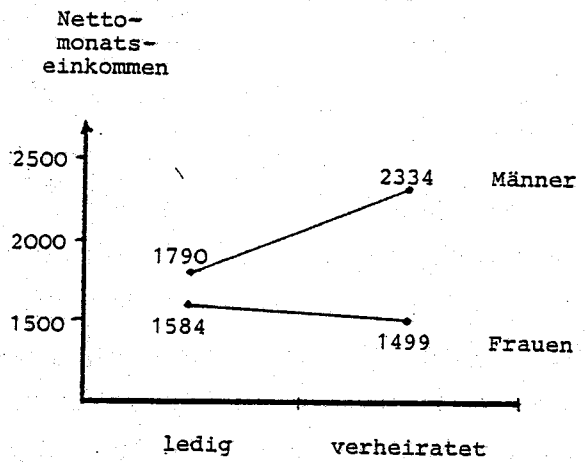

Abbildung 1 Nettomonatseinkommen bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern nach Geschlecht und Familienstand (Allbus 1982)

Dieser Interaktionseffekt des Familienstands (Einkommenssteigerung bei Männern, negativer Einkommenseffekt bei Frauen) zeigt sich auch bei Berücksichtigung von Bildungs- und Berufsaltersunterschieden. Verheiratete Männer haben hier einen Bonus (bezogen auf das log-Einkommen) von 0,14, d.h. sie verdienen 15% (100 . (exp (0,143) - 1)) mehr als ledige

Männer, bei den verheirateten Frauen handelt es sich dagegen um einen Malus von 10% gegenüber den ledigen Frauen (Tabelle 1).[1)]

	Männer	Frauen
Bildung	.0673 (.0039)	.0778 (.0075)
Berufsalter	.0328 (.0041)	.0338 (.0065)
Berufsalter^2	-.000556 (.00008)	-.000676 (.00016)
Familienstand*	.143 (.031)	-.0992 (.0391)
Konstante	6,419	6,199
R^2 N	.46 527	.39 181

* verheiratet und zusammen lebend = 1, ledig = 0
(Analyse ohne Geschiedene, Verwitwete, und getrennt lebende verheiratete Personen). Alle Koeffizienten sind bei einem alpha-Fehler von 0,05 signifikant.

Tabelle 1: Regressionsschätzung des Nettoeinkommens bei Berücksichtigung des Familienstands (Allbus 1982)

Ein Teil dieser Einkommensdiskrepanz ist auf steuerliche Regelungen zurückzuführen. In der Regel wählt ja der besser verdienende Ehepartner die Steuerklasse mit dem geringeren Steuersatz als der Ehepartner mit dem niedrigeren Einkommen, wenn das Ziel beider Ehepartner darin besteht, das Haushaltsnettoeinkommen zu maximieren. Durch die Möglichkeit der Steuerklassenwahl vergrößert sich somit im Durchschnitt der Nettoeinkommensunterschied in der Gruppe der verheirateten Frauen und Männer.

Einen zweiten Grund nennt die (modifizierte) Alternativrollentheorie (Kap. I). Verheiratete Frauen mit der alternativen Hausfrauenrolle sind demnach größeren Diskriminierungen ausgesetzt als ledige Frauen.
Darüber hinaus ist nach der Humankapitaltheorie bei verheirateten Frauen die Chance größer, daß eine Spezialisierung auf nicht marktmäßig entlohn-

te Arbeit erfolgte (Polachek 1975, dazu der folgende Abschnitt), daß hiermit verbunden die Erwerbstätigkeit unterbrochen wurde (mit negativem Effekt auf das Humankapital), und daß weniger intensiv in Ausbildung und Weiterbildung investiert wurde (Mincer 1976, Mincer und Polachek 1974). Hinzu kommt - auch bei Vollzeitbeschäftigten - die kürzere (marktmäßig entlohnte) Arbeitszeit verheirateter Frauen im Vergleich zu den verheirateten Männern.

Anhand der vorliegenden Daten kann allerdings nicht zwischen der Alternativrollenthese und der These des unterschiedlichen Investitionsprofils verheirateter Frauen und Männer unterschieden werden. Beide Erklärungen schließen sich jedoch keinesfalls aus, wobei durchaus vorstellbar ist, daß gegenüber "Alternativrollenträgern" auch eine Art Humankapitaldiskriminierung (Thurow 1975) ausgeübt wird, so daß sich Benachteiligungen in Bezug auf den Einkommenserwerb bei verheirateten Frauen kumulieren.

2. Einkommensunterschiede bei Ehepartnern

Interaktionseffekte des Familienstands, der Kinderzahl und der Ehedauer auf das Einkommen der Ehepartner werden von Polachek (1975) in Anknüpfung an Beckers Haushaltsproduktionstheorie durch die Arbeitsteilung der Familie erklärt. Die Arbeitsteilung wiederum wird selbst als Resultat nutzenmaximierenden Verhaltens der Haushaltsmitglieder betrachtet. Unterstellt wird dabei die Annahme, daß Frauen zu Beginn der Ehe ein geringeres Ausmaß an Humankapital oder geringere Ertragsraten auf Humankapital aufweisen. Dieser Unterschied im Ausgangsniveau des "Einkommenspotentials" kann eine Folge der Altersdifferenz der Ehepartner, von Diskriminierung oder anderen Faktoren sein. Sofern aber ein Unterschied in dieser Richtung besteht, ist die Wahrscheinlichkeit größer, daß der männliche Ehepartner in stärkerem Maße Marktarbeit verrichten wird als seine Ehefrau. Die Einkommenslücke wird schließlich noch durch den Rückkoppelungseffekt der Spezialisierung erhöht: Das Humankapital des Mannes erhöht sich im Zuge intensiverer Marktarbeit stärker als das seiner Ehefrau. Die Einkommensunterschiede wachsen also mit der Ehedauer.[2)] Interessant an dieser Theorie ist auch, daß dabei von einem dynamischen

Verstärkungsprozeß ausgegangen wird. Es zeigt sich beispielsweise, daß bei rationalem (nutzenmaximierendem) Verhalten die Arbeitsteilung in der Familie u.a. eine Konsequenz der Einkommensdiskriminierung von Frauen sein kann.

Der Einfluß der Dynamik der Ehedauer kann anhand paarweiser Einkommensdaten von Ehepartnern untersucht werden. Dazu gehen wir von folgender Einkommensgleichung aus (Polachek 1975):

$$(1) \quad y = \exp(b_0 + b_1 s + b_2 x + b_3 x^2 + b_4 m + b_5 m^2 + b_6 k)$$

mit der Vollzeitausbildungsdauer s, dem Berufsalter x, der Ehedauer m und der Kinderzahl k. Für die innerfamiliären Einkommensunterschiede ergibt sich dann:

$$(2) \quad \ln(y_F/y_M) = (b_{oF} - b_{oM}) + b_{1F}s_F - b_{1M}s_M + b_{2F}x_F - b_{2M}x_M + b_{3F}x_F^2 - b_{3M}x_M^2 + (b_{4F} - b_{4M})m + (b_{5F} - b_{5M})m^2 + (b_{6F} - b_{6M})k$$

Gemäß der Humankapitaltheorie wird - wie üblich - erwartet: b_1, b_2 0 und b_3 0. Je größer die Bildung und das Berufsalter der Frauen und je geringer die Bildung und das Berufsalter der Männer, desto höher ist nach Gleichung (2) der Wert der innerfamiliären Einkommensrelation.

Ferner folgt aus der Arbeitsteilungs- und Interaktionshypothese: $(b_{4F} - b_{4M}) < 0$, $(b_{5F} - b_{5M}) > 0$ und $(b_{6F} - b_{6M}) < 0$. Je länger also die Ehedauer (bis zum Maximum der quadratischen Funktion) und je größer die Kinderzahl ist, desto stärker wird die Spezialisierung und desto geringer der Wert der innerfamiliären Einkommensrelation ausfallen.

Die Koeffizienten der Gleichung (2) wurden anhand innerfamiliärer Einkommensangaben der Allbus-82-Stichprobe geschätzt (Tabelle 2). Es zeigt sich, daß die Vorzeichen sämtlicher Koeffizienten mit den Erwartungen und auch mit Polacheks (1975) Schätzungen auf der Basis von US-Einkommensdaten übereinstimmen.

	Koeffzienten	Mittelwerte
ln (Einkommensrelation)	-	-0,3389
Bildung M (s_M)	-.0559* (.0148)	10,83
Bildung F (s_F)	.0763* (.0144)	10,49
Berufsalter M (x_M)	-.0337 (.0178)	21,01
Berufsalter F (x_F)	.0336 (.0200)	18,84
Berufsalter^2 M (x_M^2)	.000557 (.000350)	551,79
Berufsalter^2 F (x_F^2)	-.000713 (.000400)	465,35
Ehedauer (m)	-.0114 (.0151)	12,93
Ehedauer^2 (m^2)	.000593 (.000400)	252,83
Kinderzahl**	-.0710 (.0314)	0,858
Konstante	-.3771	
R^2	.23	
N	134	

* signifkant bei einem alpha-Fehler von 0,05.
** Für Kinder unter 16 ist der Schätzwert -.00532(.0429).

Tabelle 2: Regressionsschätzung innerfamiliärer Einkommensrelationen bei vollzeitbeschäftigten Ehepartnern (Allbus 1982)

Allerdings sind die Koeffizienten bis auf die Bildungseffekte nicht signifikant. Die Regelmäßigkeit der qualitativen Übereinstimmung aller Vorzeichen mit den Erwartungen kann jedoch als (schwacher) Beleg der Hypothese angesehen werden.

Die Ergebnisse weisen darauf hin, daß sich die Einkommensschere mit der Ehedauer verstärkt. Eine Erklärung hierfür ist der Spezialisierungseffekt, dessen Dynamik durch unterschiedliche Einkommenspotentiale der Ehepartner (und damit auch durch Einkommensdiskriminierung) zu Beginn der Ehe induziert wird.

3. Erwerbsunterbrechungen

Wie schon in Kap. III erwähnt, liefert die Operationalisierung der Berufserfahrung (Alter - Bildung - 6) vor allem bei den verheirateten Frauen ein verzerrtes Bild. Wegen Erwerbsunterbrechungen dürfte die Berufserfahrung in dieser Gruppe überschätzt worden sein. Eine genauere Untersuchung der Erwerbsdynamik setzt nun die Kenntnis der Erwerbsbiographie voraus (siehe die Analysen von Helberger 1982). Falls diese Informationen nicht erschließbar sind, ist an folgende Korrekturmöglichkeit zu denken: für jedes Kind wird eine durchschnittliche Unterbrechungszeit von z.B. 1,5 Jahren angenommen. Das korrigierte Berufsalter der Frauen errechnet sich dann nach der Formel: Alter - Bildung -6 - 1,5 . Kinderzahl. Tabelle 3

	Koeffizienten	Mittelwerte
	F	F
ln-Einkommen	-	7,322
Bildung	0,0761* (0,0070)	10,88
Berufsalter'	0,0304* (0,0054)	17,77
Berufsalter'2	-0,000567* (0,00013)	454,46
Konstante	6,212	
R^2	0,36	
N	231	

Berufsalter' = Alter - Bildung - 6 - 1,5 . Kinderzahl

Tabelle 3: Regressionsschätzung mit korrigierter Berufsaltervariablen

enthält die Ergebnisse der Schätzung mit der korrigierten Berufsaltervariablen an der Frauenstichprobe.

Die Ergebnisse unterscheiden sich nicht sehr stark von den unbereinigten Schätzungen in Kap. III. Erwartungsgemäß ist das Einkommens-Berufsalters-Profil etwas steiler als im Falle der unkorrigierten Schätzungen. Nicht erhöht hat sich das Ausmaß erklärter Varianz, und auch der Erklärungsanteil des Berufsaltersunterschieds am Einkommensabstand hat sich mit ca. 11% kaum verändert.[3)]

4. Einkommensunterschiede bei ledigen Frauen und Männern

Da die Einkommensunterschiede in der Gruppe der verheirateten Arbeitnehmer sowohl als Folge des Spezialisierungseffekts und damit unterschiedlicher Investitionsprofile als auch als Resultat direkter Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt angesehen werden können, empfiehlt es sich, zur Messung von Einkommensdiskriminierung die Einkommensunterschiede bei ledigen Arbeitnehmern zu analysieren (Polachek 1975, S. 211). Zwar dürfte auch bei einigen ledigen Frauen in Erwartung einer künftigen Heirat das Investitionsprofil flacher ausfallen als bei den ledigen Männern, auf der anderen Seite ist hier aber doch eine wesentlich größere Übereinstimmung bezüglich der Humankapitalinvestitionen zu erwarten als bei den verheirateten Arbeitnehmern.

Die Regressionschätzungen zeigen, daß das Einkommensprofil im Unterschied zur Gesamtstichprobe bei den ledigen Frauen erheblich steiler verläuft. Entsprechend den Erwartungen ist bei den Frauen auch das Ausmaß der erklärten Varianz angestiegen (Tabelle 4).[4)]

Tabelle 5 zeigt die Resultate der Zerlegung des Einkommensabstands. Dabei ist zu bedenken, daß sich die prozentualen Anteile der Komponenten auf einen geringeren Einkommensabstand als in der Gesamtstichprobe beziehen.[5)]

	Koeffzienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,444	7,320
Bildung	.0551 (.0099)	.0636 (.0097)	11,61	11,35
Berufsalter	.0322 (.0100)	.0476 (.0083)	9,82	12,51
Berufsalter^2	-.000516 (.00029)	-.000936 (.00021)	141,20	274,69
Konstante	6,561	6,260		
R^2	.30	.45		
N	104	94		

Tabelle 4: Regressionsschätzung und Mittelwerte bei ledigen, vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern (Allbus 1982)

	ln-Skala	%-Effekt	DM-Werte	Relationen
Einkommen M	7,444	-	1710	-
Einkommen F	7,320	-	1510	-
Einkommens-diskrepanz	0,124	100	200	0,883
Bildung	0,0165	13,3	25	0,898
Berufsalter	-0,0031	-2,5	-4	0,881
Z-Effekt	0,0134	10,8	21	0,895
G-Effekt	0,1275	102,8	206	1,004
I-Effekt	-0,0169	-13,6	-	-

Tabelle 5: Zerlegung des Einkommensabstands bei ledigen Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern

Wir richten daher auch die Aufmerksamkeit primär auf die Einkommensrelation. Diese beträgt ca. 0,88 vor und ca. 0,90 nach Angleichung der Bildungs- und Berufsaltersunterschiede. Bei gleichem Berufsalter und gleicher Bildung erzielen somit ledige Frauen 90% des Einkommens ihrer männlichen Kollegen. Berechnet man andererseits den hypothetischen Einkommenszuwachs der Frauen bei Zugrundelegung des männlichen Entlohnungsmusters, so beziffert sich der Zuwachs nach Beseitigung von Diskriminierung auf DM 206. Dies ist ein 12%-Anteil am "Gleichbehandlungseinkommen" ($G/(\bar{Y}_F + G) = 206/(1510 + 206)$). 12% oder 206 DM entgehen daher den ledigen Frauen nach dieser Schätzung durch Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt. Da die Schätzung nicht durch das unterschiedliche Arbeitsmarktverhalten verheirateter Frauen und Männer verzerrt ist, erscheint der Wert als Indikator der Einkommensdiskriminierung auf dem Arbeitsmarkt verläßlicher als die Schätzung von Diskriminierung anhand der Gesamtstichprobe (Kap. III). Eine Generalisierung des Ergebnisses setzt allerdings voraus, daß - im Gegensatz zum Argument der (modifizierten) Alternativrollentheorie - verheiratete Frauen nicht in stärkerem Maße als ledige Frauen von Einkommensdiskriminierung betroffen sind.

VIII. Folgen der Branchensegregation

Bergmanns "Crowding-Theorie" und Beck-Gernsheims Theorie des geschlechtsspezifischen Arbeitsmarktes (Kap. I) weisen die folgende Gemeinsamkeit auf: Beide Theorien unterstreichen die Bedeutung der Verteilung von Frauen und Männern auf typische weibliche und männliche Branchen und Berufsfelder als Bestimmungsfaktor des Einkommensunterschieds. Wenn auch die Begründung für die Segregation differiert (bei Bergmann Arbeitgeberdiskriminierung, bei Beck-Gernsheim das "weibliche Arbeitsvermögen"), so herrscht doch Übereinstimmung bei der Einschätzung der Segregationsfolgen. Dabei wird in Bergmanns Theorie zusätzlich die zentrale Rolle des postulierten Crowding-Effekts thematisiert. Wie auch immer die geschlechtsspezifische Segregation zu erklären ist, so ist doch zur Einschätzung der Erklärungskraft der beiden Theorien zunächst einmal die Frage zu stellen, in welchem Ausmaß der Einkommensunterschied zwischen Frauen und Männern überhaupt durch die geschlechtsspezifische Aufteilung auf Branchen und Berufe erklärbar ist. Bezogen auf die Branchen steht diese Frage im Mittelpunkt des vorliegenden Kapitels. Die Konsequenzen der Berufssegregation untersuchen wir in Kap. IX.

1. Erklärung des Einkommensabstands durch Branchensegregation

Zur Bestimmung des Branchenanteils am Einkommensabstand wird im ersten Schritt eine Regressionsgleichung mit den Humankapitalvariablen, der Arbeitszeit und fünfzehn Branchenvariablen getrennt für vollzeitbeschäftigte Frauen und Männer geschätzt.[1)] Anhand der Daten werden somit die Parameter der folgenden Gleichung ermittelt:

$$(1)\ \ln y = b_0 + b_1 s + b_2 x + b_3 x^2 + b_4 \ln a + \sum d_i z_i .$$

Wie üblich steht hierbei s für die Bildungsjahre der Vollzeitausbildung und x für das Berufsalter. a bezeichnet die Länge der Arbeitszeit. d_i den Effekt

der Branche i auf das Einkommen und z_i die "Dummy-Variable" Branche i (zur Interpretation der Gleichung siehe auch Kap. IV). Bei der Arbeitseinkommensumfrage wurde ein Sechzehn-Branchen-Schema benutzt (Tabelle 1). Die sechzehnte Branche (öffentlicher Dienst) fungiert in der Gleichung (1) als Basiskategorie, d.h. die d_i-Koeffizienten informieren über den positiven oder negativen Zusatzeffekt einer Branche im Vergleich zum öffentlichen Dienst (Tabelle 1).

Wie die Ergebnisse zeigen, ergibt sich bei Frauen und Männern auch bei Kontrolle der Branchen eine Ertragsrate auf Bildung von ca. 7%. Das Einkommens-Berufsalters-Profil verläuft bei den Männern etwas steiler als bei den Frauen, wobei die Nichtberücksichtigung von Erwerbsunterbrechungen hierfür verantwortlich sein mag. Die Arbeitszeitelastizitäten liegen deutlich unter dem Wert von eins. Im Vergleich zum öffentlichen Dienst haben Männer geringere Einkommen in der Land- und Forstwirtschaft und höhere Einkommen insbesondere in den Bereichen Stahl, Maschinen-, Fahrzeugbau, Büromaschinen und EDV und im Banken- und Versicherungsgewerbe. Die Frauen erzielen Zusatzgewinne (gegenüber dem öffentlichen Dienst) in den Branchen Eisen und Stahl, Büromaschinen und EDV, Baugewerbe, Verkehr und Nachrichten und im Bereich Banken und Versicherungen. Geringere Einkommen erhalten sie in den Branchen Holz, Papier, Leder, Textil und im Bereich Nahrung und Genuß. Allerdings sind die Koeffizienten, bezogen auf den Vergleich mit der Basiskategorie öffentlicher Dienst, bei den geringen Fallzahlen je Branche meist nicht signifikant.

In welchem Ausmaß würden nun die Frauen von einer hypothetischen Angleichung ihrer Branchenaufteilung an diejenige der Männer profitieren? Berechnen wir hierzu im zweiten Schritt die Komponenten des Einkommensabstands aufgrund der Informationen in Tabelle 1 mit der bereits mehrfach angewandten Zerlegungsmethode (Kap. II). Die Ergebnisse gehen aus Tabelle 2 hervor.

	Regressionskoeffizienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,659	7,261
Bildung (s)	.0682* (.0040)	.0694* (.0076)	10,75	10,67
Berufsalter (x)	.0488* (.0034)	.0374* (.0054)	23,82	18,67
Berufsalter^2 (x^2)	-.000835* (.00007)	-.000641* (.00012)	704,58	522,73
ln-Arbeitszeit	.621* (.102)	.513* (.236)	3,741	3,711
Land-, Forstwirtschaft	-.182* (.069)	-.00786 (.139)	.021	.016
Energie, Wasser, Bergbau	.0597 (.061)	-.0219 (.129)	.027	.019
Chemie, Steine, Erden	-.00276 (.042)	.0593 (.080)	.068	.059
Eisen, Stahl	.0186 (.038)	.148 (.110)	.095	.028
Stahl-, Maschinen-, Fahrzeugbau	.0768* (.034)	.0963 (.109)	.139	.028
Büromaschinen, EDV	.246* (.097)	.124 (.217)	.010	.006
Elektrotechnik	.0572 (.039)	.00230 (.079)	.086	.065
Holz, Papier, Leder, Textil	.0432 (.040)	-.215* (.065)	.083	.125
Nahrung- und Genuß	.00776 (.058)	-.172* (.075)	.032	.078
Baugewerbe	.0527 (.036)	.283* (.140)	.116	.016
Handel	.0383 (.057)	-.0167 (.072)	.032	.081
Verkehr- und Nachrichten	.0196 (.052)	.226 (.179)	.040	.009
Banken und Versicherungen	.146* (.060)	.127 (.070)	.028	.084
Sonst. private Dienstleistungen	.0460 (.058)	-.00124 (.066)	.031	.100
Kirchen, Verbände priv. Haushalte	.0553 (.300)	-.0113 (.099)	.001	.034
Konstante (Öff. Dienst)	3,993	4,266	.191	.252
R^2	.37	.44	-	-
N	1033	321	-	-

Tabelle 1: Parameterschätzungen und Mittelwerte für Regressionsgleichung mit Branchenvariablen für vollzeitbeschäftigte Arbeitnehmer (Arbeitseinkommensumfrage)

	ln-Skala	%-Effekt	DM-Werte	Relationen
Einkommen M	7,659	-	2420	
Einkommen F	7,261	-	1424	-
Einkommens-diskrepanz	0,398	100,0	696	0,672
Bildung	0,006	1,5	8	0,675
Berufsalter	0,076	19,1	112	0,725
Arbeitszeit	0,015	3,8	22	0,682
Branchen	0,068	17,1	100	0,719
Z-Effekt	0,165	41,5	255	0,792
G-Effekt	0,274	68,8	448	0,883
I-Effekt	-0,037	-9,3	-	-

Tabelle 2: Zerlegung des Einkommensabstands unter Berücksichtigung von Brancheneffekten

Die Humankapitalvariablen Bildung und Berufsalter erklären ca. ein Fünftel des Einkommensabstands. Hinzu kommt der Arbeitszeitunterschied, auf den bei vollzeitbeschäftigten Frauen und Männern wegen der etwas geringeren Arbeitszeit der Frauen ein Anteil von 3,8% entfällt. Immerhin sind etwa 17% des Einkommensabstands durch die ungünstige Verteilung der Frauen auf die Branchen und insgesamt mehr als 40% des Abstands durch Unterschiede bei der Bildung, dem Berufsalter, der Arbeitszeit und der Branchenverteilung erklärbar. Wenn auch der Brancheneffekt keinesfalls zu unterschätzen ist, so zeigt sich doch, daß Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern innerhalb der Branchen von weitaus stärkerem Gewicht sind als die Einkommensunterschiede aufgrund der ungünstigen Verteilung der Frauen auf die Branchen.[2)] Theorien, die die Branchenverteilung in den Mittelpunkt rücken, können somit nicht mehr als eine

Teilerklärung der Einkommensunterschiede leisten.

2. Kern- und Peripherie-Branchen

In der US-amerikanischen Segmentierungsliteratur wird zwischen den kapitalintensiven, von großbetrieblichen Strukturen geprägten Kernbranchen und dem peripheren Wirtschaftsbereich (Kleinbetriebe, Zulieferbetriebe) unterschieden (siehe Kap. I). In einer empirischen Arbeit listen Beck, Horan und Tolbert (1978) Wirtschaftszweige auf, die sie jeweils dem Kern- oder peripheren Sektor zuordnen. Wir übernehmen hier das Schema von Beck et al. und untersuchen anhand der Allbus-82-Stichprobe, inwieweit dieser Wirtschaftsdualismus die Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern erklären kann. Dabei wird von folgender Zuordnung ausgegangen[3]:

Peripherie:	Land- und Forstwirtschaft, Gärtnerei, Fischerei, Leder, Textil, Bekleidung, Nahrung und Genuß, Dienstleistungen von Unternehmen und freien Berufen, Gaststätten, Wäschereien, Presse, Verlage, Private Haushalte.
Kern:	Energiewirtschaft, Bergbau, Chemische Industrie, Kunststoff-, Gummi-, Asbestverarbeitung, Steine, Erden, Keramik, Eisen- und Metallerzeugung, Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau, Elektrotechnik, Holz, Papier, Druck, Bauhauptgewerbe, Großhandel, Verkehr, Nachrichten, Bank, Kredit, Versicherungen, Bahn, Post, Gebietskörperschaften und Sozialversicherung.

Daß die Übertragung des dualen Schemas auf die Wirtschaft der Bundesrepublik nicht völlig willkürlich ist, zeigen die folgenden Ergebnisse auf der Basis der Allbus-Daten. So korreliert der Kernbereich positiv mit dem Einkommen, den Bildungsjahren, der Betriebsgröße, der Beschäftigungsdauer, dem Berufsprestige und dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad. Ferner sind im Kernbereich relativ weniger Frauen beschäftigt und es wird dort weniger Teilzeitarbeit ausgeübt.

Die Durchschnittseinkommen nach Wirtschaftsbereich und Geschlecht sind in Tabelle 3 aufgeführt.

	Einkommen		Einkomm. abstand	Relation	prozentuale Häufigkeit	
	Männer	Frauen			Männer	Frauen
Kern	2257	1739	518	0,77	86,1	65,4
Vollzeitbeschäftigte						
Peripherie	1912	1344	568	0,70	13,9	34,6
zusammen	2209	1602	607	0,73	100,0	100,0
Kern	2253	1546	707	0,69	86,0	60,8
Voll- und Teilzeitbeschäftigte						
Peripherie	1891	1123	768	0,59	14,0	39,2
zusammen	2203	1380	823	0,63	100,0	100,0

Fallzahlen: ganztags M 510, F 214; ganz- und halbtags M 514, F 332.

Tabelle 3: Nettomonatseinkommen im Kern- und Peripherie-Sektor nach Geschlecht

Wie zu erkennen ist, sind Frauen relativ stärker im peripheren Bereich beschäftigt. Hier arbeiten von den vollzeitbeschäftigten Frauen 35%, während es bei den Männern nur 14% sind. Auch zeigt sich, daß Frauen und Männer im peripheren Bereich deutlich geringere Einkommen erzielen und die Einkommensrelationen niedriger ausfallen.

Es fragt sich nun, welcher Anteil am Einkommensabstand auf das Konto der ungünstigeren Verteilung der Frauen auf die beiden Wirtschaftssektoren geht, wobei Bildungs- und Berufsaltersunterschiede zu berücksichtigen sind. Dazu wird zunächst das Einkommen per Regression anhand der Allbus-82-Daten geschätzt, wobei in der Regressionsgleichung ein additi-

ver Wirtschaftssektor-Effekt (Kern versus Peripherie) hinzugefügt wird. Entsprechend den Erwartungen zeigt sich ein signifikanter positiver Effekt des Kern-Bereichs auf das Einkommen (Tabelle 4). Auch bei Kontrolle der Bildungsjahre und Berufserfahrung verdienen Männer im Kernbereich (exp(0,082) -1)) . 100 = 8,5% und Frauen sogar (exp(0,1668) - 1)) = 18,2% mehr als im peripheren Wirtschaftssektor.

Die ungleiche Verteilung der Geschlechter auf die beiden Wirtschaftssektoren erklärt 10,5% des Einkommensabstands zwischen Männern und Frauen.[4)] Durch die Angleichung der Verteilungen würde sich rein rechnerisch die Einkommensrelation von 0,721 auf 0,746 erhöhen. Der Erklärungsanteil der Branchen am Einkommensabstand ist beim aggregierten Kern-Peripherie Dualismus um einige Prozentpunkte geringer als bei der Berücksichtigung von Einzelbranchen in der Regressionsgleichung.

	Regressionskoeffizienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,652	7,325
Bildung	.0671* (.0042)	.0689* (.0072)	11,00	10,88
Berufsalter	.03988* (.0038)	.0285* (.0051)	22,21	18,87
Berufsalter^2	-.000669* (.00008)	-.000521* (.00011)	628,16	513,69
Kern	.0820* (.0300)	.1668* (.0370)	.860	.654
Konstante (Peripherie)	6,378	6,196		
R^2	.42	.42		
N	508	214		

Tabelle 4: Regressionsschätzung des Wirtschaftssektoreffekts bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern (Allbus 1982)

3. Segregation und Konzentration

Bei der Analyse von geschlechtsspezifischen Branchen- und Berufsverteilungen sind zwei Merkmale der Verteilungen zu unterscheiden: das Ausmaß von Segregation und geschlechtsspezifische Konzentrationsunterschiede ("Overcrowding"). Segregation bedeutet, daß männer- und frauenspezifische Branchen oder Berufsfelder existieren. Mit Konzentrationsunterschieden ist dagegen gemeint, daß die Streuung der Männer über die Branchen - oder Berufskategorien - sich von der Streuung der Frauen unterscheidet. Im Extremfall maximaler Segregation sind alle Frauen den Frauenkategorien und alle Männer den Männerkategorien zugeordnet. Diese Aufteilung impliziert jedoch noch nicht "Overcrowding". Wenn die Frauen und Männer über ihre typischen Bereiche in gleichem Ausmaß streuen, dann ist der Konzentrationsunterschied sogar null. Maximale Segregation ist durchaus mit minimalen Konzentrationsunterschieden vereinbar.

Das Ausmaß der Segregation wird durch den Dissimilaritätsindex gemessen. Dieser gibt Auskunft über den Anteil von Personen, die ihre jeweilige Kategorie wechseln müßten, um die Verteilungen der Männer und Frauen vollständig anzugleichen. Der Index beträgt eins bei maximaler und null bei minimaler Segregation.[5)]

Als Konzentrationsmaß kann Simpsons D herangezogen werden (Agresti und Agresti 1978, siehe auch Diekmann 1981). Anschaulich interpretiert, informiert D über die Wahrscheinlichkeit, daß zwei zufällig ausgewählte Personen nicht der gleichen Kategorie angehören. D nimmt den Wert null bei vollständiger Konzentration (alle Personen in einer Kategorie) und einen Wert größer als null bei abnehmender Konzentration an. Die Obergrenze bei maximaler Streuung hängt jedoch von der Zahl der Kategorien ab. Daher ist es sinnvoll, D auf die Anzahl der Kategorien zu standardisieren. Der resultierende Index qualitativer Variation (IQV) hat den Wert null bei maximaler Konzentration (minimale Streuung) und eins bei minimaler Konzentration.[6)] Existiert "Overcrowding" gemäß der Bergmann-Theorie, so müßten Frauen einen geringeren D bzw. IQV-Wert aufweisen als Männer. Als ergänzendes Konzentrationsmaß berechnen wir ferner den Anteil der

Frauen und Männer in den fünf am stärksten besetzten Branchen (Tabelle 5).

	Männer	Frauen
Dissimilaritätsindex (maximale Segregation =1)	0,33	
Simpsons D (maximale Konzentration = 0)	0,89	0,87
Index qualitativer Variation (IQV) (maximale Konzentration = 0, minimale Konzentration = 1)	0,95	0,93
%-Anteil in den fünf Branchen mit stärkster Besetzung	63,6	64,6

Männer: N = 1124, Frauen: N = 368, Anzahl der Branchen 16 (siehe Tabelle 1)

Tabelle 5: Segregation und Konzentration bei geschlechtsspezifischen Branchenverteilungen vollzeitbeschäftigter Arbeitnehmer (Arbeitseinkommensumfrage)

Die Angaben in Tabelle 5 verdeutlichen, daß zwar Segregation vorliegt, die Konzentrationsunterschiede zwischen Frauen und Männern hingegen bei den Branchenverteilungen äußerst gering ausfallen.[7] Die Verteilungen der Frauen und Männer auf die Branchen unterscheiden sich demnach in charakteristischer Weise, d.h. es existieren Frauen- und Männerbranchen. Auf der anderen Seite aber ist die Streuung bei den Frauen über die Branchen nicht wesentlich verschieden von der Streuung bei den Männern. Im Gegensatz zur Crowding-Theorie läßt sich jedenfalls bei den Branchen kein Overcrowding-Effekt nachweisen. Dann aber ist auch nicht der Brancheneffekt auf den Einkommensabstand (von etwa 10-17%) zwischen Frauen und Männern durch die Crowding-Theorie erklärbar.

IX. Folgen der Berufssegregation

Die in diesem Kapitel diskutierten Ergebnisse basieren auf den Daten des baden-würtembergischen Mikrozensus von 1978.[1] Eine "Feinanalyse" des Effekts beruflicher Segregation auf die Einkommensunterschiede macht den Rückgriff auf Massendaten erforderlich. Bei der geringen Fallzahl repräsentativer Surveys wie der Allbus-Umfrage sind erwartungsgemäß eine Vielzahl von Berufskategorien unbesetzt, so daß sich eine Auswertung auf der Ebene der Berufe verbietet. Der Mikrozensus 1978 gibt Auskunft über die Nettoeinkommen von 37870 voll- und teilzeitbeschäftigten Personen mit abhängiger und selbständiger Beschäftigung aufgeschlüsselt nach dem Geschlecht und 317 Berufskategorien (Berufs-3-Steller nach der Klassifikation des Statistischen Bundesamts).[2] Die Berufskategorien entsprechen weitgehend den üblichen Berufsbezeichnungen wie etwa Gärtner, Landwirt, Dreher, Elektroingenieur, Hilfsarbeiter usf. Für jeden Beruf wurde - getrennt für Frauen und Männer - der Einkommensmittelwert berechnet. Da beim Mikrozensus nicht nach dem exakten Einkommen gefragt wird, sondern vielmehr die Einkommensangaben in kategorialer Form vorliegen, wurden die Kategorienmittelwerte als Schätzwerte herangezogen. Der Schätzwert für die offene oberste Kategorie (über DM 5000) wurde durch Anpassung einer log-Normalverteilung an die beobachtete Einkommensverteilung bestimmt.[3] Das Ausgangsmaterial für die Einkommensvarianzanalyse der Berufe stellen somit die geschlechtsspezifischen Einkommensverteilungen für die 317 Berufe dar. Es fragt sich hierbei, wieviel Prozent der Einkommensvarianz durch die kategoriale Variable Beruf bei Männern und Frauen erklärbar ist. Die Antwort auf die zentrale Fragestellung, welcher Anteil am Einkommensabstand auf das Konto der geschlechtsspezifischen Berufsverteilung geht, basiert auf der Auswertung von vier "Datenvektoren": Den Einkommensmittelwerten je Beruf bei Frauen und Männern und den relativen Häufigkeiten, d.h. den beobachteten Verteilungen von Frauen und Männern auf die 317 Berufskategorien. Die absoluten Nettomonatseinkommen sind natürlich niedriger als beim Allbus 82. Zum einen wurden die Daten vier Jahre vor der Allbus-Umfrage erhoben und zweitens ist zu bedenken, daß auch teilzeitbeschäftigte Perso-

nen, mithelfende Familienangehörige in der Landwirtschaft und Lehrlinge in der Stichprobe enthalten sind.

1. "Crowding", Segregation und erklärte Einkommensvarianz

Betrachten wir zunächst die uns interessierenden Merkmale der Häufigkeitsverteilungen von Frauen und Männern auf die Berufe. Wie Tabelle 1 zeigt, läßt sich sowohl ein hohes Ausmaß von Segregation als auch - im Unterschied zur Branchenverteilung - eine erheblich stärkere Konzentration von Frauen in typischen Frauenberufen im Vergleich mit den Männern nachweisen. Die Berufsverteilungen weisen somit Segregation und "Overcrowding" bei den Frauen auf.

	Männer	Frauen
Dissimilaritätsindex	0,62	
Simpsons D*	0,980	0,938
Index qualitativer Dispersion (IQV)*	0,983	0,941
%-Anteil in den 20 am stärksten besetzten Berufen	52,7	72,3
Eta^2	0,339	0,257

* Zur Erläuterung der Indizes siehe Kap. VIII.

Tabelle 1: Segregations-, Konzentrationsindizes und erklärte Einkommensvarianz der Berufe

Die Konzentrationsunterschiede verdeutlicht insbesondere der höhere Prozentanteil (72,3) der Frauen in den zwanzig meist besetzten Berufen im Vergleich mit dem Anteil der Männer von 52,7%. Dieser Effekt wird wesentlich mitbestimmt durch die starke Häufung von Frauen in der Berufskategorie "Bürofachkräfte" (Frauen 20,12%, Männer 7, 74%).

Die erklärte Einkommensvarianz durch die Berufskategorien (Eta^2) beträgt bei den Frauen 26% und bei den Männern 34%. Der größte Teil der Einkommensvarianz entfällt demzufolge auf Einkommensunterschiede innerhalb der Berufe. Darüber hinaus ist die unerklärte Einkommensvarianz innerhalb der Berufe bei den Frauen stärker ausgeprägt als bei den Männern.

2. Der Anteil beruflicher Segregation am Einkommensabstand

Nach der Crowding-Theorie und der These des "weiblichen Arbeitsvermögens" (vgl. Kap. I und VIII) sind Frauen einkommensmäßig u.a. dadurch benachteiligt, daß sie in stärkerem Maße als Männer in Niedriglohnberufen tätig sind. Um diese Überlegung zu prüfen, stellen wir die hypothetische Frage, um wieviel Prozent der Einkommensabstand reduziert werden würde, wenn die Frauen sich in gleicher Weise wie die Männer auf die 317 Berufe verteilten.[4)] Die Ergebnisse der Berechnung (mit den Formeln (3) und (5) in Kap. II) sind Tabelle 2 zu entnehmen.

	DM	prozentual	Relationen
Einkommen M	1761	-	-
Einkommen F	1029	-	-
Einkommens-diskrepanz	732	100	0,584
Z-Effekt	40	5,5	0,607
G-Effekt	647	88,5	0,952
I-Effekt	44	6,1	-

Tabelle 2: Zerlegung des Einkommensabstands in den Effekt der Berufssegregation (Z-Effekt) und den "reinen" Geschlechtseffekt (G-Effekt)

Die Berechnung liefert einen relativ niedrigen Effekt der Berufssegregation von 5,5% des Einkommensabstands. Würde allein die Berufssegregation (bei der Fortexistenz der geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede in nerhalb der Berufe) aufgehoben werden, so erzielten die Frauen ein hypothetisches Mehreinkommen in Höhe von nur 5,5% des Einkommensabstands zu den Männern. Die Einkommensrelation erhöhte sich dadurch um etwa zwei Prozentpunkte. Die Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern innerhalb der Berufe erklären demgegenüber fast 90% des Einkommensabstands. Die möglichen Auswirkungen des Crowding-Phänomens sowie generell der Berufssegregation treten gegenüber der Rolle der berufsinternen geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede weit in den Hintergrund. Für den Einkommensabstand ist weniger die Verteilung auf die Berufe als vielmehr die ungünstige Position der Frauen innerhalb der jeweiligen beruflichen Hierarchie maßgeblich.[5)]

3. Der Zusammenhang zwischen Frauen-Einkommen und Frauen-Berufen: Die U-Hypothese

Im Unterschied zur Branchenverteilung - hier lag der Segregationseffekt zwischen 10-17% - finden sich für die These der Konzentration von Frauen in Niedriglohnberufen nur schwache empirische Belege. Dies mag zum einen daran liegen, daß Frauen in stärkerem Maße als Männer in relativ besser bezahlten Angestelltenberufen tätig sind. Eine Angleichung der Frauenverteilung (bei Konstanz der berufsinternen Einkommensunterschiede) an die Verteilung der Männer führt insbesondere dort zu Verlusten, wo Frauen auf die Arbeiterberufe mit niedrigen Frauenlöhnen "umverteilt" werden. Zweitens ist zu vermuten, daß Frauen in ausgesprochenen Männerberufen niedrigere Löhne als in "gemischten" Berufen auch deshalb erzielen, weil sie hier weniger gut organisiert und möglicherweise größeren Diskriminierungen ausgesetzt sind. Außerdem kann es der Fall sein, daß Frauen in Männerberufen dann mit größerer Wahrscheinlichkeit eine Beschäftigung finden, wenn sie die Männer einkommensmäßig unterbieten. Die zuletzt erwähnten Nachteile können schlagwortartig als "Kosten der Pioniere" bezeichnet werden.

Auf der anderen Seite ist denkbar, daß die Gültigkeit der Niedriglohnberufshypothese vorrangig auf die reinen Frauenberufe begrenzt ist, so daß das Fraueneinkommen nicht linear mit dem Männeranteil eines Berufes ansteigt.

Aus diesen Annahmen - niedrige Einkommen in männlichen Arbeiterberufen, die "Kosten der Pioniere" in Männerberufen und niedrige Einkommen in Frauenberufen - folgt, daß Frauen weder in reinen Frauenberufen noch in reinen Männerberufen ein maximales Einkommen erzielen. Der Zusammenhang dürfte eher das Muster eines umgekehrt u-fömigen Verlaufs aufweisen.

Zur Überprüfung der U-Hypothese wird eine quadratische Regressionsgleichung mit den Frauenanteilswerten je Beruf als unabhängige Variable und dem mittleren Einkommen des Berufs als abhängige Variable separat für das Einkommen der Frauen und Männer anhand der 317 Berufe geschätzt.[6)] Gemäß der U-Hypothese ist ein negatives Vorzeichen für den quadratischen Term zu erwarten.

Die Regressionsschätzung liefert die folgenden beiden Gleichungen für Frauen und Männer:

$$y_F = 2{,}08\%ANT_F - 0{,}0377\ \%ANT_F^2 + 1035$$

$$y_M = 3{,}96\%ANT_F - 0{,}0766\ \%ANT_F^2 + 1794,$$

wobei $\%ANT_F$ den prozentualen Anteil der Frauen in einen Beruf bezeichnet. Gemäß der Hypothese ist der Zusammenhang (umgekehrt) u-förmig - der quadratische Term hat ein negatives Vorzeichen. Die Zusammenhänge sind allerdings nicht signifikant und der Anteil der erklärten Varianz liegt extrem niedrig (adjustiertes R^2 der Frauen 0,004, bei den Männer 0,012). Nach der obigen Gleichung erzielen Frauen zwar mehr Einkommen in reinen Männerberufen (für $\%ANT_F = 0$ sind dies 1035 DM) als in reinen Frauenberufen (866 DM), das maximale Einkommen wird jedoch in gemischten Berufen mit einem Frauenanteil von etwa 28% erzielt. Bei der

Rechnung ist aber zu bedenken, daß der %-Anteil der Frauen als extrem schwacher Prädikator der mittleren Berufseinkommen anzusehen ist.

Die U-Hypothese in der speziellen Form einer quadratischen Gleichung liefert keine signifikanten Schätzwerte. Offenbar ist bei Berufen mit gleichem Frauenanteil die Einkommensheterogenität sehr groß. Insbesondere zeigt sich, daß Frauen in typischen Frauenberufen mit gewerblicher Lehre (Friseuse, Näherin, Köchin) unterdurchschnittliche, in den Frauenberufen mit kaufmännischer Lehre (Sekretärin, Buchhalterin) dagegen Verdienste über dem durchschnittlichen weiblichen Einkommen erzielen. Eine Ausnahme stellen dabei die relativ niedrig entlohnten Verkäuferinnen dar. In den klassischen Männerberufen wie Mechaniker, Maurer, KFZ-Instandsetzer etc. verdienen Frauen und Männer unterdurchschnittlich, in einigen selteneren männlichen Lehrberufen (Drucker, Schriftsetzer) liegen die Einkommen der Frauen hingegen über dem Durchschnitt. Überdurchschnittliche Einkommen erhalten Frauen ferner in den männlichen und weiblichen mittleren technischen Berufen und in sämtlichen akademischen Berufen. Wie schon in Kap. IV betont, können Programme mit dem Ziel der Ausbildung von Frauen in Männerberufen dann zu Einkommensbußen bei den Betroffenen führen, wenn die Ausbildung vorrangig in unterdurchschnittlich entlohnten traditionellen Männerlehrberufen erfolgt und die innerberuflichen Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern erhalten bleiben.

X. Statuszuweisungsmodelle

Während die Einkommenshöhe nach der Humankapitaltheorie primär durch die Bildung und Berufserfahrung bestimmt wird, konzentrieren sich die Statuszuweisungstheoretiker der Duncan-Schule bei der Erklärung des Einkommens auf die Effekte des Bildungs- und Berufsstatus (siehe Kap. I, 4.1). Darüber hinaus - und dies ist das Hauptanliegen der Statuszuweisungstheorie (SZT) - wird versucht, die unabhängigen Variablen der Einkommensgleichung (Bildung, Berufsprestige) wiederum durch Merkmale des Elternhauses (Berufs- und Bildungsstatus der Eltern), der Sozialisation (z.B. Bildungsaspirationen der Freunde) und der Berufskarriere (Einfluß des "Startberufs") zu erklären.[1] Das Ziel der SZT ist dabei hauptsächlich in der Beschreibung der inter- und intragenerationalen Mobilität zu sehen.

1. Statuszuweisungsmodelle und Humankapitaltheorie

Betrachten wir zunächst speziell die Einkommensgleichung, d.h. denjenigen Bereich des SZ-Modells, der mit dem Erklärungsanspruch der Humankapitaltheorie in einer Konkurrenzbeziehung steht. Ein Vergleich beider Theorien anhand der Daten zeigt, daß die Humankapitaltheorie einen wesentlich höheren Anteil der Einkommensvarianz erklärt als das SZ-Modell (Tabelle 1).[2]

Auf der anderen Seite liefert aber der Berufsstatus des Befragten auch bei Berücksichtigung der Humankapitalvariablen einen eigenständigen Beitrag zur Einkommenserklärung.[3] Im Gegensatz zur Humankapitaltheorie, die Einkommensunterschiede zwischen Berufsstatusniveaus auf die Variation des Humankapitals mit dem Beruf zurückführt, bleibt ein signifikanter positiver Effekt des Berufsstatus auch nach Einführung der Humankapitalvariablen in der Einkommensgleichung erhalten.

	Allbus 82		Allbus 80	
	M	F	M	F
Humankapital-theorie (Mincer-Funktion)	0,42	0,36	0,38	0,35
Statuszuweisungs-theorie (Bildungs-jahre und Berufs-prestige des Be-fragten und des Vaters)	0,27	0,35	0,25	0,24
Kombination der unabhängigen Variablen beider Theorien	0,49	0,45	0,40	0,42

Tabelle 1: Erklärte Einkommensvarianz (adjustiertes R^2) bei Humankapital- und Statuszuweisungstheorie (Vollzeitbeschäftigte)

2. Das modifizierte Statuszuweisungsmodell

Gemäß der Humankapitaltheorie ist die Berufserfahrung (bzw. als Indikator hierfür das Berufsalter), gemäß der SZ-Theorie der Berufsstatus und gemäß beider Theorien das Ausmaß an Bildung als Prädikator der Einkommenshöhe anzusehen. Aus empirischer Sicht liefern alle drei Variablen einen jeweils zusätzlichen Beitrag zur Erklärung der Einkommensvarianz. Dabei ist Bildung die varianzstärkste unabhängige Variable, gefolgt vom (linearen und quadratischen) Berufsalterseffekt und an dritter Stelle vom Berufsstatus.

Diese Ergebnisse legen es nahe, das Statuszuweisungsmodell durch Berücksichtigung des (parabolischen) Berufsalterseffekts in der Einkommensgleichung und in der Berufsprestigegleichung zu erweitern. Auch bei der Erklärung des Berufsprestiges ist zu vermuten, daß der Status zunächst relativ schnell, später aber langsamer mit dem Berufsalter wächst. Abbildung 1 zeigt das modifizierte SZ-Modell, Tabelle 2 informiert über die Ergebnisse der Regressionsschätzung.

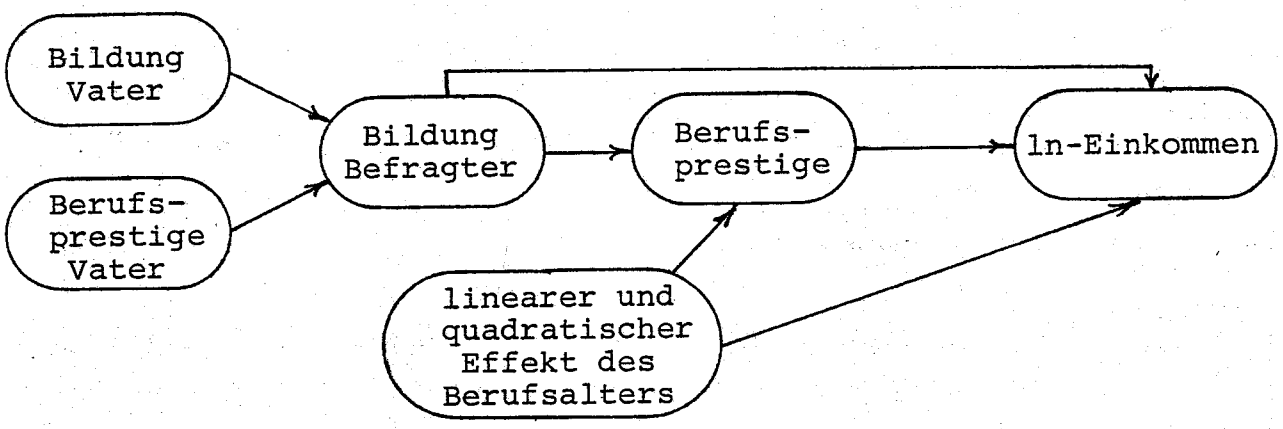

Abbildung 1 Statuszuweisungsmodell mit Berufsalterseffekten

Es zeigt sich vor allem, daß in sieben von acht Fällen, nämlich bei den Koeffizienten der Schulbildung und des Berufsprestiges des Vaters in der Einkommensgleichung, kein signifikanter Effekt auftritt. Auch in der Berufsprestigegleichung spielen die Elternhausmerkmale nur bei den Männern der Allbus-80-Stichprobe eine Rolle. Genau umgekehrt verhält es sich dagegen mit der Bildungsgleichung: Hier sind die Effekte in allen Fällen signifikant. Der Elternhausstatus hat damit bei Frauen und Männern einen starken direkten Einfluß auf den Bildungsweg, jedoch vor allem bei den Frauen keinen direkten Effekt auf den Berufs- und Einkommensstatus zum Zeitpunkt der Befragung.

Die Elternhausressourcen wirken sich demnach in der Hauptsache nicht direkt, sondern indirekt über die Ausbildung auf den Status der nachfolgenden Generation aus.

Vergleicht man die Koeffizienten der Frauen- und Männerstichprobenpaare, so sind keine deutlichen strukturellen Unterschiede zu erkennen. Allenfalls bei der Berufsprestigevariablen in der Einkommensgleichung sind die Koeffizienten bei den Frauen systematisch höher als bei den Männern. Im Gegensatz zu Duncans (1968) Pfadmodell, mit dem es gelang, einen

	Allbus 80				Allbus 82			
	Koeffizienten		Mittelwerte		Koeffizienten		Mittelwerte	
	ln-Einkommen				ln-Einkommen			
ln-Einkommen	-	-	7,593	7,193	-	-	7,658	7,309
Bildungsjahre	.0672* .45 (.007)	.0468* .34 (.010)	11,06	11,13	.0511* .44 (.006)	.0538* .43 (.010)	11,14	11,09
Berufsalter	.0399* 1,25 (.004)	.0378* 1,28 (.006)	22,98	17,95	.0406* 1,53 (.004)	.0289* 1,03 (.006)	21,27	16,44
Berufsalter^2	-.000626* -.98 (.00008)	-.000598* -.93 (.0001)	657,64	488,96	-.000660* -1.17 (.00008)	-.000542* -.81 (.00014)	592,02	406,74
Berufsprestige	.0033* .10 (.001)	.0104* .33 (.002)	41,96	42,25	.0068* .24 (.001)	.0098* .32 (.002)	42,16	42,09
Schulbildung Vater	.0036 .01 (.011)	.0020 .01 (.017)	8,55	8,76	.0029 .01 (.012)	.0081 .04 (.015)	8,47	8,77
Berufsprestige Vater	.0036* .10 (.0015)	.00047 .01 (.002)	38,80	40,40	.0011 .03 (.001)	-.0024 -.07 (.0023)	38,23	40,10
Konstante	6,083	5,810	-	-	6,264	6,072	-	-
R^2	.40	.42	-	-	.49	.45	-	-
	Berufsprestige				Berufsprestige			
Bildungsjahre	2,647* .61 (.169)	2,289* .53 (.299)	- - -	- - -	2,478* .61 (.179)	2,757* .67 (.278)		
Berufsalter	.281* .29 (.131)	.343 .37 (.206)	- - -	- - -	.202 .22 (.151)	.499* .54 (.201)		
Berufsalter^2	-.00506 -.26 (.0026)	-.00944* -.46 (.004)	- - -	- - -	-.00415 -.21 (.003)	-.0121* -.55 (.005)		
Schulbildung Vater	-1,053* -.13 (.342)	.0446 .01 (.586)	- - -	- - -	.1394 .02 (.437)	.0720 .01 (.511)		
Berufsprestige Vater	.184* .16 (.047)	.0794 .07 (.079)	- - -	- - -	.0532 .05 (.052)	-.1215 -.11 (.078)		
Konstante	11,40	11,62	-	-	9,505	12,47		
R^2	.39	.35	-	-	.40	.39		
	Bildungsjahre				Bildungsjahre			
Schulbildung Vater	.619* .33 (.086)	.596* .33 (.138)	- - -	- - -	.885* .41 (.114)	.393* .23 (.144)		
Berufsprestige Vater	.0464* .18 (.012)	.0595* .24 (.019)	- - -	- - -	.0289* .11 (.014)	.0532* .20 (.022)		
Konstante	3,967	3,512	-	-	2,541	5,509		
R^2	.20	.25	-	-	.22	.13		
N	529	208	-	-	425	173		

Tabelle 2: Schätzwerte des modifizierten Statuszuweisungsmodells (Vollzeitbeschäftigte)

erheblichen Anteil des Einkommensabstands zwischen Weißen und Farbigen in den USA durch kumulierte Nachteile im Lebensverlauf aufzuklären, gibt das vorliegende SZ-Pfadmodell keinen über die Humankapitaltheorie hinausgehenden Hinweis auf die Quelle des geschlechtsspezifischen Einkommensabstands.

Zur Erklärung der Einkommensstreuung und zur Klärung der Frage, auf welchen Wegen und mit welcher Stärke der Prozeß der Statusvererbung bei Frauen und Männern vonstatten geht, kann das SZ-Modell hingegen einen Beitrag leisten. Dabei steigt die Erklärungskraft des modifizierten Modells mit der Berücksichtigung der Berufsaltersvariablen. Zudem wird das statische Modell mit dem quadratischen Berufsalterseffekt sozusagen durch einen dynamischen Aspekt ergänzt. Es ist jetzt nämlich möglich, Berufs- und Einkommensprofile aus dem Modell abzuleiten.

3. Das Maximum der Berufs- und Einkommenskarriere

Gemäß dem modifizierten Modell wird sowohl für das Einkommen als auch für das Berufsprestige ein mit dem Berufsalter zunächst steiler ansteigendes, dann flacher verlaufendes Profil unterstellt. In beiden Gleichungen wurde daher neben dem linearen ein quadratischer Berufsaltersterm berücksichtigt. Es zeigt sich, daß die Vorzeichen (positives Vorzeichen beim Berufsalter, negatives Vorzeichen beim Quadrat des Berufsalters) in allen Fällen in die erwartete Richtung weisen, jedoch sind die Koeffizienten in der Berufsprestigegleichung nicht immer signifikant. Fener ist zu vermuten, daß das Maximum der Berufskarriere dem Einkommensmaximum vorangeht. Das Einkommen wird auch dann noch steigen, wenn der Gipfel der Berufskarriere bereits erklommen ist. Diese These des Nachhinkens des Einkommensgipfels hinter dem Berufsmaximum bei Frauen und Männern wird durch die Daten vollauf bestätigt (Tabelle 3). Läßt man den extremen Wert von 13,4 Jahren beiseite, so ergibt sich ein "Einkommens-Berufs-lag" von vier bis sieben Jahren.[4)]

	Allbus 82		Allbus 80	
	M	F	M	F
Einkommens-maximum*	30,8	26,7	31,9	31,6
Berufsprestige-maximum*	24,3	20,6	27,8	18,2
Differenz	6,5	6,1	4,1	13,4

* Maximum = Koeffizient des linearen Terms dividiert durch (-2) mal Koeffizient des quadratischen Terms in Tabelle 2. Abweichungen gegenüber Tabelle 5 in Kap. III resultieren aus der Einbeziehung der Berufsprestige- und Elternhausmerkmale in der Einkommensgleichung.

Tabelle 3: Maximum der Berufsprestige- und Einkommensprofile bei Frauen und Männern

4. Indirekte Effekte des Elternhauses

Die Bildungskoeffizienten der Einkommensgleichung in Tabelle 2 sind nicht als Ertragsraten pro Bildungsjahr zu interpretieren, da hierfür zu dem direkten Effekt jeweils noch der indirekte Effekt über den Berufsstatus hinzuaddiert werden muß. Bei den Männern der Allbus-82-Stichprobe z.B. beträgt der direkte Effekt 0,0511, der Effekt auf den Berufsstatus 2,478 und der Koeffizient für die Berufsstatus/Einkommensrelation 0,0068, so daß sich ein Gesamteffekt von 0,0511 + 2,478 . 0,0068 = 0,068 - also etwa 7% - errechnet. Ein Vergleich mit Tabelle 2 in Kap. III macht deutlich, daß dieser Wert ziemlich genau mit der Ertragsrate auf Bildung übereinstimmt.

In analoger Weise kann auch der indirekte Effekt der Elternhausressourcen bzw. der Indikatoren für die Elternhausressourcen "Schulbildung und Berufsprestige des Vaters" bestimmt werden. Wir machen jedoch von einer alternativen Methode Gebrauch und berechnen die Koeffizienten der reduzierten Form des Pfadmodells in Abbildung 1. Die reduzierte Einkommens-

gleichung enthält nur noch die exogenen Variablen Bildung und Berufsprestige des Vaters sowie das Berufsalter. Die Koeffizienten der Gleichung (Tabelle 4) sind dann als Gesamteffekte der jeweiligen exogenen Variablen zu deuten, die ja - wie sich bereits zeigte - den Einkommensstatus primär indirekt über den Bildungsweg beeinflussen.

	Allbus 82		Allbus 80	
	M	F	M	F
Schulbildung Vater	0,0584* (.0135)	0,0397* (.0188)	0,0413* (.0122)	0,0441* (.0199)
Berufsprestige-Vater	0,0036* (.0017)	0,000086 (.0029)	0,0077* (.0017)	0,0051 (.0028)

Tabelle 4: Effekte des Elternhauses auf die Einkommenshöhe

Wenn auch bei Frauen der Berufsprestigeindikator nichtsignifikante Werte liefert, so informieren die Ergebnisse doch insgesamt über einen relativ starken indirekten Einfluß des Elternhausmilieus auf den späteren Einkommensstatus. Ein Kind aus einem Elternhaus mit einem Berufsprestigevorsprung des Vaters von zehn Punkten auf der Treiman-Skala (mit den Extremen 14-78 (= Beruf "Arzt"), siehe Treiman 1979) darf sich danach einen späteren Einkommensvorteil von 4-8% erhoffen. Hat der Vater auch eine um ein Jahr längere Schulbildung als beispielsweise der Vater des Nachbarkindes, so erhöht sich der Einkommensvorsprung um weitere 4-6%, allerdings um den Preis (oder zusätzlichen Vorteil) einer verlängerten Ausbildungszeit.

XI. Klassenstruktur und Einkommen

In dem vorliegenden Kapitel untersuchen wir nicht nur die Einkommen von Arbeitnehmern. Wie in Kap. I, 5.7 erläutert, unterscheidet Wright (1979, Wright und Perrone 1977) vier Klassenpositionen, wobei Kleinbürger und Arbeitgeber ("employer") Einkünfte aus selbständiger Tätigkeit beziehen. Wrights These unterstellt neben Bildungs- und Alterseffekten einen genuinen Effekt der Klassenposition auf das Einkommen. Die Unterbezahlung von Frauen erklärt sich zum großen Teil dadurch, daß Frauen ungünstiger über die Klassenpositionen verteilt sind:

> "It is important to stress that some of the most significant race and sex effects undoubtedly operate through mechanisms which sort people into the various class categories in the first place. Both women and blacks are underrepresented in the employer category, and women are underrepresented in the manager category as well" (Wright and Perrone 1977, S. 49).

Bei der Analyse der Einkommensdaten interessiert insbesondere der geschlechtsspezifische Aspekt der Hypothesen von Wright.[1] Drei Fragen sind hierbei vorrangig zu beantworten:

1. Welcher Anteil am Einkommensabstand zwischen den Geschlechtern ist durch die Unterrepräsentation der Frauen in den einkommensprivilegierten Klassenpositionen erklärbar?
2. Wie hoch ist der zusätzliche Varianzbeitrag des Geschlechts bei der Erklärung der Einkommensstreuung im Vergleich mit den Prädikatoren Klasse und Bildung?
3. Um wieviel größer oder kleiner ist der Einkommensabstand zwischen Männern und Frauen im Vergleich zur Einkommensdiskrepanz bei den Klassen und Bildungsgruppen?

1. Effekte der Klassenposition

Die Allbus-82-Daten erlauben eine relativ genaue Klassifikation der erwerbstätigen Personen nach dem Schema von Wright, da hier auch das Kriterium, ob eine Person Untergebene hat, erhoben wurde. Operationalisiert wurden die Klassenpositionen wie folgt:

Arbeitgeber: Selbständige und akademische freie Berufe (ohne Landwirte) mit mehr als einem Mitarbeiter.

Kleinbürger: Selbständige und akademische Berufe (ohne Landwirte) mit höchstens einem Mitarbeiter.

Leitende Arbeitnehmer ("Manager"): Vorarbeiter/Meister, Beamte im höheren Dienst und höhere Angestellte, wenn zusätzlich das Kriterium "hat Untergebene" erfüllt ist.

Einfache Arbeitnehmer: Einfache und mittlere Beamte, Angestellte und Arbeiter ohne Untergebene.

Im Unterschied zu Wright berücksichtigen wir anstelle der Altersvariablen den erklärungskräftigeren, parabolischen Berufsalterseffekt. Wie in den vorhergehenden Analysen wird "Bildung" in Bildungsjahren gemessen.[2)]

Der quantitative Einfluß der Klassenposition auf das Einkommen ist Tabelle 1 zu entnehmen. Geschätzt wurde an beiden Datensätzen jeweils eine Regressionsgleichung mit einem additiven Geschlechtseffekt.[3)] Die Ergebnisse verdeutlichen, daß

- die Klassenposition neben dem Bildungsstatus, dem Berufsalter und dem Geschlecht eine zusätzliche Bestimmungsgröße des Einkommens darstellt,
- der mittlere Abstand zwischen den Klassenpositionen relativ groß ist - so erhalten leitende Arbeitnehmer 507 DM, Kleinbürger 769 DM und Arbeitnehmer 1729 DM mehr als einfache Arbeitnehmer -

	Koeffizienten	
	DM-Einkommen	ln-Einkommen
Bildungsjahre	142,7 (18,0)	.0604 (.0050)
Berufsalter	73,7 (14,4)	.0346 (.0040)
Berufsalter^2	-1,26 0,30	-.000581 (.00008)
Leitende Arbeitnehmer	507 (111)	.207 (.031)
Kleinbürger	769 (216)	.230 (.060)
Arbeitgeber	1729 (180)	.479 (.049)
Gechlecht (Männer = 1)	445 (97)	.232 (.027)
Konstante (einfache weibl. Arbeitnehmer)	-797	6,281
R^2	0,36	0,54
N	547	

Standardfehler in Klammern. Alle Koeffizienten sind bei alpha = 0,05 signifikant.

Tabelle 1: Einkommensregression mit Klassenpositionen und additiver Variable "Geschlecht" (Vollzeitbeschäftigte, Allbus 82)

- und daß der "reine" Geschlechtseffekt mit einem Mehrverdienst der Männer von 445 DM (bzw. einem Anteil von zwei Drittel am unbereinigten Einkommensabstand) ebenfalls stark ausgeprägt ist.

Außerdem ist erkennbar, daß die Messung des Einkommens auf der ln-Skala die Erklärungskraft des Modells erhöht. Die Angaben über die Einkommensabstände zwischen den Klassenpositionen sind allerdings - bezogen auf die Frauen - stark verzerrt, da das Geschlecht in erheblichem Maße mit dem Klasseneffekt interagiert. Die Regressionsgleichung wurde daher mit den Klassenpositionsvariablen getrennt für Frauen und Männer berechnet (Tabelle 2). Ein Problem stellt bei dieser - bisher routinemäßig angewandten Strategie - die äußerst geringe Fallzahl der Frauen in den Selbständigenkategorien dar.[4)] Insbesondere der Koeffizient für die Kleinbürgerposition ist daher mit einiger Vorsicht zu interpretieren.

Auf der Grundlage von Tabelle 2 ist es leicht möglich, jeweils das "bereinigte" (d.h. bei gleicher Bildung und gleichem Berufsalter) Einkommensvielfache für eine Klassenposition gegenüber der Basiskategorie "einfache Arbeitnehmer" zu berechnen. Der Multiplikator berechnet sich nach der Formel exp(Koeffizient i). Die Werte lauten für die Frauen (Männer): 1,10 (1,27) bei den leitenden Arbeitnehmern, 1,90 (1,19) bei den Kleinbürgern und 1,47 (1,72) bei den Arbeitgebern. Leitende Arbeitnehmerinnen (wobei dieser Begriff relativ weit gefaßt ist) verdienen somit 10% mehr als einfache Arbeitnehmerinnen bei hypothetisch gleicher Bildung und gleichem Berufsalter, während der Mehrverdienst bei den männlichen leitenden Arbeitnehmern gegenüber den einfachen (männlichen) Arbeitnehmern 27% beträgt. Der absolute und auch der prozentuale Effekt der Klassenposition hängt also in starkem Maße von der Geschlechtszugehörigkeit ab. Natürlich sind die "unbereinigten" Einkommensvielfache wesentlich größer, da Bildungs- und Berufsaltersunterschiede zwischen den Klassenpositionen die Einkommensdiskrepanzen noch verstärken (Tabelle 3).

	Koeffzienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,692	7,362
			(2191 DM)	(1575 DM)
Bildungsjahre	.0505 (.0059)	.0830 (.0086)	11,15	10,79
Berufsalter	.0380 (.0051)	.0289 (.0060)	23,06	19,89
Berufsalter^2	-.000630 (.0001)	-.000501 (.00013)	676,83	564,12
Leitende Arbeitnehmer	.238 (.035)	.091 (.062)	0,273	0,135
Kleinbürger	.175 (.063)	.643 (.156)	0,055	0,018
Arbeitgeber	.544 (.060)	.382 (.083)	0,065	0,074
Konstante (einfache Arbeitnehmer)	6,569	6,120	0,607	0,773
R^2	.49	.51	-	-
N	384	163	-	-

Alle Koeffizienten mit Ausnahme der leitenden Arbeitnehmer bei den Frauen sind für alpha = 0,05 signifikant.

Tabelle 2: Einkommensregression mit Klassenpositionseffekten bei vollzeitbeschäftigten Männern und Frauen (Allbus 82)

	Einkommensmultiplikatoren gegenüber der Kategorie "einfache Arbeitnehmer"			
	Einkommensvielfache bei gleicher Bildung und gleichem Berufsalter		Unbereinigte Einkommensvielfache	
	M	F	M	F
Leitende Arbeitnehmer	1,27	1,10	1,50	1,22
Kleinbürger	1,19	(1,90)*	1,43	(2,22)*
Arbeitgeber	1,72	1,47	2,29	1,88

* Geringe Fallzahl von N=3

Tabelle 3: Einkommensmultiplikatoren der Klassenpositionen

2. Klassenhierarchie und geschlechtsspezifische Einkommen

Gemäß Wrights These ist die ungünstigere Verteilung der Frauen auf die Klassenpositionen eine wesentliche Komponente der geringen Frauneinkommen. Um diese These zu prüfen und damit eine Antwort auf die erste der eingangs gestellten Fragen geben zu können, berechnen wir den hypothetischen Mehrverdienst der Frauen bei Angleichung der weiblichen Klassenpositionsverteilung an die Verteilung der Männer aufgrund der Angaben in Tabelle 2. Der Verdienst der Frauen nach Verteilungsangleichung beträgt auf der ln-Skala 7,395 (DM 1628) im Vergleich zum Mittelwert der Frauen von 7,362 (DM 1575). Bei gleicher Klassenpositionsverteilung von Frauen und Männern würde sich somit die Einkommensrelation von 0,719 um ca. 2,5 Prozentpunkte auf 0,743 erhöhen. Der durch die Klassenpositionsverteilung erklärte Anteil am (logarithmischen) Einkommensabstand beträgt 10%.[5] Wenn dieser Wert auch nicht zu vernachlässigen ist, so zeigt sich doch, daß der größere Anteil am Einkommensabstand auf das Konto von Einkommensunterschieden innerhalb der einzelnen Klassenpositionen geht.

3. Klassenposition, Geschlecht und Bildung

Zur Bestimmung des zusätzlichen Varianzbetrags der Klassenpositionsvariablen, des Geschlechts und der Bildung formulieren wir unter Einbeziehung des Berufsalters eine additive Regressionsgleichung, wobei die Schätzung jeweils mit und ohne "Testvariable" (Geschlecht, Klassenpositionsvariablen, Bildung) erfolgt. Gefragt wird also danach, welchen zusätzlichen Beitrag zur Erklärung der Einkommensvarianz das Merkmal "Geschlecht" beisteuert, wenn das Berufsalter, die Bildungsjahre und die Klassenpositionsvariablen in der Gleichung berücksichtigt werden. Tabelle 4 enthält die Resultate für die DM-Einkommensregression und die ln-Einkommensregression.

	DM-Einkommen		ln-Einkommen	
	R^2	R^2-Zuwachs	R^2	R^2-Zuwachs
alle Variablen*	0,364	-	0,542	-
ohne Bildung	0,291	0,073	0,417	0,125
ohne Klassen	0,246	0,118	0,442	0,100
ohne Geschlecht	0,340	0,024	0,479	0,063

* Berufsalter, Berufsalter^2, Bildung, Geschlecht, Klassenpositionsvariablen

Tabelle 4: Zusätzliche Varianzbeiträge der Variablen Bildung, Klassen, Geschlecht bei ganztags Erwerbstätigen (Allbus 82)

Alle drei Variablen weisen erhebliche und signifikante, eigenständige Effekte auch bei Kontrolle der übrigen Einkommensdeterminanten auf. Bei der Regression mit absoluten DM-Beträgen ist der Klasseneffekt am stärksten, gefolgt vom Bildungs- und Geschlechtseffekt. Im Falle der ln-Regression ist die Bildungsvariable ein besserer Prädikator für die Einkommenshöhe als die Klassenposition. Bildungs- und Klasseneffekte bestimmen das Einkommen - gemessen am Kriterium zusätzlich erklärter

Varianz (d.h. der Prognosegüte) - in stärkerem Maße als die Variable Geschlecht.[6] In Übereinstimmung mit Wright und Perrone (1977, S. 37, 44) zeigt sich ferner, daß die Klassenvariablen einen größeren zusätzlichen Beitrag zur erklärten Varianz leisten als das Berufsprestige. R^2 unter Einschluß des Berufsprestiges beträgt bei der ln-Regression 0,565. Auf die Variable Berufsprestige entfällt dabei ein Zusatzbeitrag von 0,02, auf den Klasseneffekt hingegen 0,08.[7]

Neben dem Varianzbeitrag ist auch die Frage nach der Einkommensdistanz zwischen den Bildungsgruppen, den Klassenkategorien und dem Geschlecht von Interesse. Wright und Perrone (1977) kommen hier zu dem Ergebnis, daß der bereinigte Einkommensabstand zwischen den Klassen (der Einkommensabstand bei Kontrolle von Bildung, Berufsalter und Geschlecht) stärker ausgeprägt ist als der bereinigte Einkommensabstand zwischen den Geschlechtern. Tabelle 5 zeigt die bereinigten Abstände zwischen polaren Bildungsgruppen, Klassenkategorien und den Geschlechtern. Die absoluten Abstände entsprechen den Koeffizienten in Tabelle 1, wobei der Bildungseffekt mit zehn zu multiplizieren ist. Die Multiplikatoren errechnen sich aus den Schätzwerten der ln-Regression in Tabelle 1.[8] Die Werte in der Tabelle belegen die These einer größeren (bereinigten) Einkommensdistanz zwischen den Klassen (DM 1729) als den Geschlechtern (DM 445).

	Einkommensabstand in DM	Einkommens-multiplikator
10 Jahre Bildungsunterschied (Hauptschulabschluß/Hochschule)	1427	1,83
Einfache Arbeitnehmer/Arbeitgeber	1729	1,61
Frauen/Männer	445	1,26

Tabelle 5: Einkommensabstände zwischen polaren Bildungsgruppen, Klassenpositionen und den Geschlechtern (Vollzeiterwerbstätige, Allbus 82)

Zusammenfassend zeigt sich, daß den Bildungs- und Klassenvariablen bei der Erklärung der Einkommensstreuung jeweils ein stärkeres Gewicht als dem Merkmal Geschlecht zukommt. Auch die bereinigten Einkommensabstände zwischen polaren Bildungsgruppen und Klassenpositionen sind weitaus deutlicher ausgeprägt als die Einkommensdistanz zwischen Frauen und Männern. Dennoch spielen Geschlechtsunterschiede absolut gesehen auch bei Berücksichtigung von Bildungs-, Berufsalters- und Klassenpositionseffekten eine erhebliche und signifikante Rolle im Rahmen der Einkommensschätzung. Dies ist auch daran erkennbar, daß nicht mehr als zehn Prozent des Einkommensabstands zwischen Frauen und Männern der ungünstigeren Verteilung der Frauen auf die Klassenpositionen anzulasten sind.

4. Mechanismen der Verteilung auf die Klassenpositionen

Wright und Perrones Bemühungen zielen ausschließlich darauf hin, die Rolle der Klassenposition als Determinante der Entlohnung zu bestimmen. Sie blenden dabei die Untersuchung der Ursachen der Verteilung auf die Klassenpositionen aus ihrer Betrachtung aus. Dies ist aber ein Aspekt, der gerade in der Mobilitäts- und Statuszuweisungsforschung im Vordergrund steht. Hier geht es ja primär darum, den Prozeß der Klassen- und Statusreproduktion theoretisch und empirisch zu analysieren.

Nach Wright und Perrones "strukturellem" Schema sind Klassenpositionen "empty places", denen Individuen zugeordnet werden. Nun interessiert aber bei der Einkommensanalyse auch und besonders der Modus der Zuordnung von Individuen auf einkommensrelevante Positionen in einer hierarchischen Klassen- und Statusstruktur. Die Vernachlässigung von Sortierungsmechanismen wird besonders dann kritisch, wenn eine Variable als direkte Determinante des Einkommensniveaus anzusehen ist und darüber hinaus auch Einfluß auf den Zuordnungsmechanismus ausübt. Dies ist sicher bei der Bildung und dem Berufsalter der Fall. Beide Merkmale beeinflussen zum einen die Position, die eine Person in dem Klassen- und Statusgefüge einnimmt, und damit auf indirekte Weise die Einkommenshöhe. So steigt ja mit dem Bildungsgrad und dem Berufsalter die Chance, die Position eines

"leitenden Arbeitnehmers" einzunehmen. Zum anderen aber haben die beiden Variablen auch einen direkten Effekt auf das Einkommen (Abbildung 1). Mit der von Wright und Perrone vorgeschlagenen Spezifikation der Regressionsgleichungen wird daher nur derjenige Teil des Bildungseffekts bestimmt, der wirksam wird, wenn eine Person Eingang in eine bestimmte Position gefunden hat. Der Gesamtbildungseffekt (direkter und indirekter Effekt über die Steuerung der Sortierung auf die Positionen) wird demzufolge unterschätzt. Die gleiche Überlegung gilt natürlich auch für andere Folgen der Bildung, die gleichzeitig als unabhängige Variablen in der Regressionsgleichung auftreten wie z.B. der Berufsstatus, die Branchenzugehörigkeit etc. Als einfaches Modell der Reproduktion sozialer Ungleichheit, das sowohl Wright und Perrones Intentionen trifft als auch den Sortierungsmechanismus zumindest rudimentär berücksichtigt, könnte das in Abbildung 1 skizzierte Pfaddiagramm einen Ausgangspunkt darstellen. Dies Pfadmodell enthält sowohl klassifikatorische als auch metrische Variablen.

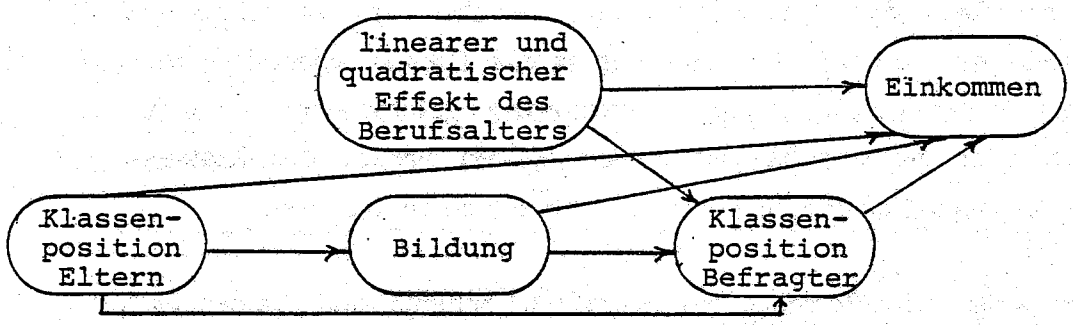

Abbildung 1 Einfaches Pfadmodell zur Untersuchung von Klassen- und Bildungseffekten

Ungeklärt bleiben bei Wright und Perrone auch die Ursachen der ungünstigeren Verteilung der Frauen auf die Hierarchie der Klassenpositionen. Beck-Gernsheims Berufshierarchiehypothese (Kap. I, 5.8) könnte hierfür ebenso wie andere der in Kap. I dargestellten Theorien eine Erklärung liefern.

Wenn auch diese Probleme zunächst offen bleiben und Wright und Perrones Hypothesen ebenso wie die Pfadmodelle der Statuszuweisungsforschung weitgehend deskriptiven Charakter haben (d.h. Beziehungen zwischen Variablen ohne tiefere Begründung beschreiben), so ist der Vorzug des Ansatzes von Wright und Perrone doch darin zu sehen, daß eine Variante der Klassentheorie präzise formuliert und der empirischen Untersuchung zugänglich gemacht wird. Darüber hinaus zeigen die Arbeiten der beiden Autoren sowie auch die Untersuchungen anhand deutscher Daten (Terwey 1984), daß Strukturvariablen wie das Merkmal der Klassenposition als Bestimmungsgrößen der Entlohnungsmuster und der Einkommenshöhe auch dann eine bedeutsame Rolle spielen, wenn Humankapitalvariablen berücksichtigt werden.

XII. Netzwerkstruktur und Einkommen

Im Rahmen einer Untersuchung über die Job-Mobilität von Arbeitskräften gelangt Granovetter (1974, 1981) zu der Erkenntnis, daß erstens persönliche Kontakte eine zentrale Informationsquelle über neue Berufschancen darstellen, daß zweitens diese Informationen nicht zielorientiert eingeholt werden, sondern sich häufig als Nebenprodukt bei Treffen aus irgendwelchen gesellschaftlichen Anlässen ergeben, und daß drittens in den professionellen Berufen die Jobsuche - im Gegensatz zu den ökonomischen Theorien der "Sucharbeitslosigkeit"- nicht aus der Position der Arbeitslosigkeit heraus stattfindet. Eng verbunden mit der Art der Jobsuche ist die Höhe des Einkommens. In Granovetters Studie erzielen Personen, die ihren neuen Arbeitsplatz durch Informationen aus persönlichen Kontakten gefunden haben, deutlich höhere Einkommen als jene Arbeitskräfte, die sich an Arbeitsvermittlungsstellen gewandt hatten.

Ergiebigste Informationsquellen sind häufig nicht die engsten Freunde, sondern eher weiter entfernt stehende Bekannte, die als "weak ties" im sozialen Netzwerk fungieren. Anders als die Beziehungen zu engen Freunden, die meist in den gleichen, sich überschneidenden Cliquen verkehren, haben "weak ties" wichtige Brückenfunktionen. Über sie werden neue Informationen aus entfernter liegenden Netzwerken transportiert.

> "From the individual's point of view, then, weak ties are an important resource in making possible mobility opportunity" (Granovetter 1973, S. 1373).

Es ist zu vermuten, daß Vereinsmitgliedschaften die Chance der Pflege von "weak ties" erhöhen. Weiterhin kann man aus Granovetters Überlegungen folgern, daß die Dichte von Netzwerken einen Einfluß auf die Informationschancen hat. Personen, die in offenen Netzwerken verkehren, d.h. die Freunde oder Bekannte angeben, die untereinander keine Beziehung aufweisen, dürften mehr Beziehungen mit Brückenfunktionen haben als Personen in homogenen Cliquen. Je weniger "dicht" und somit heterogener das soziale Netzwerk einer Person und je mehr Vereinsmitgliedschaften, desto

größer sind - so vermuten wir im Anschluß an Granovetter - die beruflichen Informations- und damit auch die Einkommenschancen. Darüber hinaus fragt es sich, ob sowohl bei der Zahl der Vereinsmitgliedschaften als auch bei der Netzwerkdichte geschlechtsspezifische Unterschiede vorliegen.

1. Die Verteilung von Netzwerktypen

In der Allbus-80-Umfrage wurden die befragten Personen gebeten, bis zu drei Freunde oder Verwandte anzugeben und auch eine Auskunft über mögliche Beziehungen dieser Personen untereinander zu erteilen.[1] Bei drei Kontaktpersonen (A, B, C) existieren zwölf mögliche Konfigurationen, die sich auf acht Netzwerke reduzieren, wenn man die Bezeichnungen der Personen als vertauschbar betrachtet. Tabelle 1 informiert über die Verteilung der Netzwerktypen in der Stichprobe, wobei die Verteilung (1) sich auf alle Befragte und Verteilung (2) nur auf die ganztags erwerbstätigen Arbeitnehmer und erwerbstätigen Freunde/Verwandte bezieht.[2]

Es fällt auf, daß - wie in der Sozialpsychologie seit langem beobachtet - ein sehr starker Trend zur Ausbalancierung, d.h. zu geschlossenen Netzwerken mit einem Dichteindex von eins, besteht. Bei den 2-er Konfigurationen ist eine geschlossene Struktur unter Zufallsbedingungen mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,5 zu erwarten. Tatsächlich ist die relative Häufigkeit bei allen Befragten 365/485 = 0,75. Im Falle der 3-er Netzwerke ist die Chance eines maximal verbundenen Zufalls-Graphen nur ein Achtel. Der empirische Wert liegt dagegen mit 0,54 (926/1731) wesentlich höher.

Existieren systematische Variationen der Einkommenshöhe bei Frauen und Männern mit dem Typ der Netzwerk-Konfiguration? Tabelle 2 kann einen Hinweis auf die Frage liefern. In der Tabelle sind die Einkommensmittelwerte nach Konfiguration und Geschlecht aufgeführt.

Interessanterweise korrelieren die Einkommensmittelwerte der Männer stark negativ mit dem Grad der Geschlossenheit einer Konfiguration. Bei

Konfiguration Nr.	Zahl der angegebenen Freunde/Verwandte	Netzwerk-dichte+	Art der Struktur	Häufigkeit alle (1)	Häufigkeit Erwerbstätige mit erwerbstätigen Freunden++ (2)
1	0	-	P	11% (309)	15% (148)
2	1	-	P — A	10,1% (285)	19,2% (190)
3	2	0	P, A, B	4,3% (120)	9,7% (96)
4	2	1	P, A, B	13,0% (365)	22,4% (222)
5	3	0	P, A, B, C	7,4% (207)	3,6% (36)
6	3	0,33	P, A, B, C	15,9% (447)	10,4% (103)
7	3	0,67	P, A, B, C	5,4% (151)	2,3% (23)
8	3	1	P, A, B, C	33% (926)	17,3% (171)
				100% (2810)	100% (989)

+ Anzahl existierender Beziehungen dividiert durch Anzahl möglicher Beziehungen bei A, B, C

++ Ganztags erwerbstätige Arbeitnehmer mit erwerbstätigen Freunden
P = befragte Person, Fallzahlen in Klammern

Tabelle 1: Verteilung der Netzwerkkonfigurationen (Allbus 80)

dem 2-er Netzwerk sind die Einkommensmittelwerte in Typ 3 höher als in Typ 4 und bei den 3-er Konfigurationen verringert sich das Einkommen systematisch von Typ 5 bis Typ 8. Derartige Regelmäßigkeiten sind bei den Frauen einkommen nicht zu beobachten, obwohl auch hier die Einkommen in den offenen Netzwerken (Typ 3 und Typ 5) über dem Durchschnittseinkommen aller Frauen liegen.

Konfigurations Nr.	M		F	
1	2182	(91)	1354	(37)
2	2052	(106)	1414	(59)
3	2145	(55)	1586	(32)
4	2070	(142)	1351	(60)
5	2428	(25)	1790	(7)
6	2333	(78)	1456	(22)
7	2172	(20)	2300	(2)
8	1935	(116)	1465	(33)
alle	2115	(633)	1440	(252)

Fallzahlen in Klammern, Art der Konfigurationen siehe Tabelle 1

Tabelle 2: Einkommen nach Geschlecht und Netzwerktyp bei der Erwerbstätigen-Gruppe

2. Netzwerkeffekte in der Einkommensregression

Zur Untersuchung der Stärke der Netzwerkeffekte bei Berücksichtigung von Bildungs- und Berufsaltersvariationen formulieren wir eine Einkommensregressionsgleichung mit dem Dichteindex (zur Definition siehe Tabelle 1) und einem Vereinsindex als unabhängige Variablen. Gemäß den Netzwerkhypothesen wird ein negativer Koeffizient als Dichteindex und ein

positiver Effekt der Zahl der Vereinsmitgliedschaften erwartet.[3)] Tabelle 3 enthält die Ergebnisse der Regressionsschätzung anhand derjenigen ganztags erwerbstätigen Personen, die mindestens zwei erwerbstätige Freunde oder Verwandte angegeben haben.

	Koeffzienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,604	7,218
Bildungsjahre	.0791* (.0060)	.0634* (.0139)	11,10	11,76
Berufsalter	.0392* (.0049)	.0663* (.0124)	22,93	16,44
Berufsalter^2	-.000632* (.0001)	-.00131* (.0003)	648,55	392,33
Netzwerkdichte	-.0465 (.0364)	.0661 (.0921)	0,668	0,680
Vereinsmitgliedschaften	-.00298 (.0152)	.0293 (.0498)	1,88	1,46
Konstante	6,275	5,808	-	-
R^2	0,41	0,38	-	-
N	350	96	-	-

Tabelle 3: Einkommensregression mit Netzwerkvariablen bei vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern mit mindestens zwei angegebenen Freunden/Verwandten (Allbus 80)

Die Schätzergebnisse entsprechen nicht den Erwartungen der Netzwerktheorie. Signifikante Koeffizienten zeigen sich einzig bei den Humankapitalvariablen. Nur bei den Männern weist das Vorzeichen des Dichteindex in die erwartete Richtung, aber auch hier ist der Koeffizient nicht signifikant. Die Zahl der Vereinsmitgliedschaften steht in überhaupt keinem

nennenswerten Zusammenhang mit dem Einkommen. Die Mittelwerte deuten darauf hin, daß die Frauen etwas mehr zu ausbalancierten Netzwerken tendieren und im Durchschnitt weniger Vereinen angehören.

Wird die Regressionsschätzung auf Personen beschränkt, die genau drei Freunde/Verwandte angegeben haben (um die Variation des Netzwerkumfangs zu kontrollieren), dann steht das Vorzeichen des Dichteindex ebenfalls nur bei den Männern im Einklang mit den Hypothesen. Die Koeffizienten der Netzwerkvariablen sind auch bei dieser Schätzung nicht signifkant (Tabelle 4).

	Koeffzienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
Netzwerkdichte	-.0968 (.060)	.2674 (.202)	0,632	0,718
Vereinsmitgliedschaft	.0134 (.021)	-.0793 (.089)	1,98	1,53

Regressionsschätzung unter Einschluß von Bildung, Berufsalter, Berufsalter^2

Tabelle 4: Einkommensregression mit Netzwerkvariablen bei Personen mit drei angegebenen Freunden/Verwandten

Die vorliegenden Daten stellen keine Stütze der Netzwerkhypothese dar. Wenn überhaupt, dann ist allenfalls bei den Männern ein schwacher Effekt in der erwarteten Richtung erkennbar. Hinzuzufügen ist aber auch, daß die Daten der Allbus-Umfrage nur einen vorläufigen Test darstellen. Für eine genauere Evaluierung der Theorie sind sicher differenziertere Forschungsinstrumente erforderlich.

XIII. Einkommensungleichheit durch Arbeitsmarktsegmentierung

1. Abgrenzung der Arbeitsmarktsegmente

Trotz des großen Interesses von Arbeitsmarktforschern und Industriesoziologen an der Untersuchung strukturierter Arbeitsmärkte in der Bundesrepublik erstaunt es, daß bisher keine klaren und operationalisierbaren Schemata entwickelt wurden, die eine empirische Abgrenzung der in der theoretischen Literatur vorgeschlagenen Arbeitsmarkttypen erlauben. Dies aber ist die Voraussetzung, um so naheliegende deskriptive Fragestellungen beantworten zu können, wie diejenige nach der Verteilung von Arbeitskräften auf einzelne Arbeitsmarkttypen, dem Anteil von Frauen im sekundären Arbeitsmarktbereich oder die Verteilung der Einkommen nach Segmenten. Eine genauere Identifikation der Teilarbeitsmärkte und der zwischen ihnen existierenden Barrieren setzt im Idealfall Mobilitätsdaten voraus. Aber auch über die Merkmale von Arbeitsplätzen und Arbeitskräften, wie sie in Querschnittsbefragungen erfaßt werden, dürfte zumindest eine näherungsweise Bestimmung möglich sein. Ausgehend von dem Münchener ISF-Konzept des dreigeteilten Arbeitsmarktes (Kap. I, 5.2) versuchen wir, die relativ vagen Hinweise auf Abgrenzungsindikatoren in der Segmentierungsliteratur mit den Merkmalen "Qualifikationsniveau", "Stellung in der Berufshierarchie", "Betriebsgröße" und "Perioden ohne Arbeitslosigkeit" (als Indikator stetiger Beschäftigung) zu konkretisieren. Der gesamte Bereich des öffentlichen Dienstes mit weitgehend stabilen Berufskarrieren wird dem primären Arbeitsmarktsegment zugerechnet. Das Operationalisierungsschema nimmt damit folgende Form an:[1)]

Arbeitsmarktsegment 1 (sekundärer Bereich mit "Jedermannsqualifikationen")	Ungelernte und angelernte Arbeiter, einfache Angestellte ohne Berufsausbildung, nicht im öffentlichen Dienst tätig
Arbeitsmarktsegment 2 (berufsfachlicher Arbeitsmarkt)	Mittlere und höhere Angestellte, gelernte und Facharbeiter, Vorarbeiter, Meister mit Berufsausbildung (Lehre, Berufsfachschule) sowie Akademiker jeweils in kleineren Betrieben (bis zu 80 Mitarbeitern) und nicht im öffentlichen Dienst

Arbeitsmarktsegment 3 primärer Bereich mit betriebsinternen Arbeitsmärkten)	Qualifikation und Berufsstellung wie in Segment 2, jedoch Tätigkeit in größeren Betrieben (mehr als 80 Mitarbeiter) und ohne Arbeitslosigkeit in den letzten 10 Jahren. Ferner angelernte Arbeiter mit Lehre in größeren Betrieben ohne Perioden der Arbeitslosigkeit und generell Arbeiter, Angestellte und Beamte im öffentlichen Dienst.[2)]

Segment 1 umfaßt somit Arbeitskräfte mit geringen Qualifikationen in kleineren und größeren Unternehmen. In den größeren Unternehmen stellen diese Beschäftigten vermutlich teilweise das Potential für die "Randbelegschaften" dar. Segment 2 werden Arbeitskräfte mit berufsfachlichen Qualifikationen zugerechnet, die in kleineren Betrieben tätig sind, bei denen betriebsinterne Arbeitsmärkte mit starker Betriebsbindung eine geringere Rolle spielen dürften als im Segment 3. Hier wäre auch ein häufigerer Firmenwechsel zu erwarten. Zum primären Bereich (Segment 3) schließlich sind Personen zu zählen, die als qualifizierte Arbeitskräfte in größeren Betrieben mit internen Arbeitsmärkten beschäftigt sind und mit ihren betriebsspezifischen Fertigkeiten ein hohes Maß der Betriebsbindung aufweisen.

Nach den Thesen der Segmentierungstheorie ist zu erwarten, daß Merkmale der Arbeitskräfte und Beschäftigungssituation wie Entlohnungsmuster und Einkommensprofile systematisch mit den Segmenten variieren. Insbesondere wird angenommen, daß Frauen in stärkerem Maße als Männer im sekundären Bereich beschäftigt sind und daß der geschlechtsspezifische Einkommensabstand zumindest teilweise durch die höhere Konzentration von Frauen bei den geringer entlohnten sekundären Arbeitsplätzen erklärbar ist.

2. Geschlechtsspezifische Verteilung auf die Arbeitsmarktsegmente

Nach dem hier benutzten Operationalisierungsschema sind weniger als 10% der abhängig Erwerbstätigen in Segment 1, etwa 30% in Segment 2 und 60% in Segment 3 beschäftigt (Tabelle 1). Die Verteilung aller Erwerbstätigen folgt somit ungefähr dem Schlüssel 1 : 3 : 6. Der hohe Anteil von Arbeitsplätzen im Bereich interner Arbeitsmärkte ist dabei auf die dominierende Stellung des öffentlichen Dienstes zurückzuführen. Hier sind allein etwa ein Drittel aller Erwerbstätigen beschäftigt. Auch ist zu berücksichtigen, daß der Anteil der sekundären Arbeitsplätze eher eine untere Schätzung darstellt. Ein Teil der Arbeitsplätze, die von Arbeitnehmern mit Berufsausbildung besetzt sind und hier dem Segment 2 oder 3 zugerechnet werden, sind sicherlich als typische sekundäre Arbeitsplätze anzusehen - etwa die gelernte Verkäuferin, die nach Erwerbsunterbrechungen als Fabrikarbeiterin tätig wird. Derartige Unschärfen sind bei den vorliegenden Daten allerdings nicht vermeidbar.

Betrachtet man nur die Privatwirtschaft, so lautet der Verteilungsschlüssel ungefähr 1 : 5 : 4. Fast die Hälfte der Arbeitsplätze in der Privatwirtschaft ist damit im berufsfachlichen Bereich angesiedelt, was die starke Bedeutung dieses Arbeitsmarktes in der Bundesrepublik unterstreicht.

Gemäß den Erwartungen zeigen sich deutliche Unterschiede bei den geschlechtsspezifischen Verteilungen. Die "Chance" der Frauen, eine Beschäftigung im sekundären Bereich zu finden, ist mit 16,4% viermal so hoch als bei den Männern mit 4%. Zwei Drittel der Arbeitsplätze mit "Jedermannsqualifikationen" sind Frauenarbeitsplätze. Starke geschlechtsspezifische Unterschiede sind auch innerhalb des Bereichs interner Arbeitsmärkte erkennbar. Der überwiegende Anteil der Frauenarbeitsplätze in Segment 3 ist dem öffentlichen Dienst zuzurechnen. Die internen, betriebsspezifischen Arbeitsmärkte in den größeren Betrieben der Privatwirtschaft haben weitgehend den Charakter einer Männerdomäne.

Segmente	Alle %	Männer %	Frauen %	% Frauenanteil in Segmenten
Jedermann (1)	8,08	4,01	16,40	67
Berufsfachlich (2)	31,60	32,10	30,60	32
a Privatwirtschaft	25,70	32,25	12,30	16
interne Arbeitsmärkte (3)	60,31	63,89	53,00	29
b öffentlicher Dienst	34,61	31,64	40,69	39
zusammen (N = 965)	99,99	100,00	100,00	33

Tabelle 1: Geschlechtsspezifische Verteilung voll- und teilzeitbeschäftigter Arbeitnehmer auf Arbeitsmarktsegmente in Prozent (Allbus 82)

3. Arbeitsmarktsegmente und Merkmale der Beschäftigungssituation

Eine Aufschlüsselung verschiedener Merkmale der Arbeitsstruktur und der Beschäftigten (die nicht Definitionsbestandteil der Segmente sind) nach den Teilarbeitsmärkten ergibt ein Bild, das mit dem Segmentierungskonzept zumindest teilweise in Einklang steht. Bei der Definition der Segmente u.a. durch Qualifikationsmerkmale ist es natürlich nicht überraschend, daß die Einkommen in Segment 1 geringer sind als in den übrigen Teilarbeitsmärkten (Tabelle 2). Darüber hinaus zeigt sich aber bei Frauen und Männern auch ein systematischer Unterschied zwischen den berufsfachlichen und internen Arbeitsmärkten. Beide Geschlechter erzielen die höchsten Einkommen im Bereich der internen Arbeitsmärkte. Allerdings sind die ge-

Segmente	Einkommensmittelwerte		Variationskoeffizienten+		Einkommensmittelwerte bei Vollzeitbeschäftigten		Variationskoeffizienten+ bei Vollzeitbeschäftigten		Durchschnittl. Beschäftigungsdauer in gleichem Betrieb (Jahre)		Durchschnittsalter		%-Anteil Halbtagsarbeitsplätze	%-Anteil Arbeitsplätze mit Untergebenen	%-Anteil verheirateter Frauen++	Erste fünf Branchen mit höchster Besetzungszahl
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F				
"Jedermann"	1760	1104	0,223	0,351	1760	1283	0,223	0,214	11,0	11,4	42,5	41,5	23,1	20,8	59,6	Bauhauptgewerbe, Elektro, Leder/Textil, Einzelhandel Dienstleistungen
Berufsfachlich	2068	1487	0,322	0,334	2072	1576	0,308	0,268	10,7	7,6	38,6	34,6	8,9	48,8	45,4	Dienstleistungen Einzelhandel, Bauhauptgewerbe, Ausbau- und Bauhilfsgewerbe, Großhandel
Interne Arbeitsmärkte	2342	1631	0,335	0,429	2351	1884	0,331	0,339	14,7	9,5	40,7	38,1	10,0	50,2	46,4	(Öffentl. Sektor)+++ Maschinen-/Fahrzeugbau, Eisen/Stahl, Elektro, Chemie
Abhängig Erwerbstätige insgesamt	2222	1490	0,336	0,417	2229	1665	0,332	0,337	13,3	9,2	40,1	37,6	10,7	47,4	48,3	-

\+ Standardabweichung dividiert durch Mittelwert
++ Anteil verheirateter Frauen an allen im Segment tätigen Frauen
+++ Definitionsbestandteil des Segments

Tabelle 2: Merkmale der Arbeitsstruktur und der Beschäftigten nach Segmenten bei Voll- und Teilzeitbeschäftigten (Allbus 82)

schlechtsspezifischen Einkommensunterschiede als auch die Einkommensstreuungen bei Frauen und Männern innerhalb der Segmente beträchtlich. Die Segmente können damit allenfalls einen Teil der Einkommensvarianz erklären.

Wegen der bei Frauen weit häufigeren Halbtagsarbeit ist hier auch die Einkommensungleichheit stärker ausgeprägt als bei den Männern. Werden nur vollzeitbeschäftigte Personen berücksichtigt, so verringern sich die geschlechtsspezifischen Streuungsdifferenzen. Es ist ferner erkennbar, daß die Einkommensungleichheit bei beiden Geschlechtern mit den Segmenten ansteigt. Dieses Resultat ergibt sich erwartungsgemäß bei einer rechtsschiefen Einkommensverteilung.

Die durchschnittliche Beschäftigungsdauer der Frauen im gleichen Betrieb ist vor allem aus Altersgründen geringer als bei den Männern. Insgesamt sind ja die erwerbstätigen Frauen wegen der familienzyklisch bedingten Erwerbsunterbrechungen jünger als die erwerbstätigen Männer. Das hohe Ausmaß der Betriebsbindung im "Jedermannsbereich" widerspricht aber eindeutig den Erwartungen. Hier wird in der arbeitsmarkttheoretischen Literatur im allgemeinen eine hohe Fluktuation angenommen, die sich mit den vorliegenden Daten nicht belegen läßt. Zu bedenken ist aber auch, daß die Unterschiede in der Beschäftigungsdauer zwischen den Segmenten teilweise Alterseffekte widerspiegeln. So sind im Jedermannssegment insbesondere ältere männliche und insbesondere weibliche Arbeitnehmer beschäftigt. Sowohl die Beschäftigungsdauer als auch das Durchschnittsalter weist ein mit den Segmenten variierendes u-förmiges Muster auf.

In Übereinstimmung mit dem Segmentierungskonzept ist im untersten Segment die höchste Konzentration von Halbtagsstellen, der höchste Anteil von verheirateten Frauen und der geringste Anteil von Arbeitsplätzen mit Untergebenen erkennbar. Die Halbtagsstellen im Segment 3 sind hauptsächlich im öffentlichen Dienst vorzufinden. Weiterhin zeigt sich, daß die sekundären Arbeitsplätze stärker im Baugewerbe, der Elektroindustrie und im Bereich Leder/Textil als in den übrigen Branchen angesiedelt sind, während sich die internen Arbeitsmärkte besonders in den "Kernbranchen"

(vgl. Kap. VIII) herausgebildet haben.

Insgesamt gesehen sind die internen Arbeitsmärkte durch hohe Einkommen und hohe Einkommensungleichheit, einen geringeren Frauenanteil, starke Betriebsbindung bei den Männern, ein geringes Ausmaß an Halbtagsarbeitsplätzen und einen hohen Anteil von hierarchisch strukturierten Arbeitsplätzen mit Untergebenen gekennzeichnet. In Übereinstimmung mit dem Segmentierungskonzept sind im niedrig entlohnten "Jedermannsbereich" vorwiegend Frauen konzentriert. Allerdings ist die Betriebsbindung in diesem Bereich stärker als erwartet. Ein Grund hierfür mag auch sein, daß im Einklang mit der Alternativrollentheorie (Kap. I, 5.5) sowie als Ausdruck von Kohorteneffekten im "Jedermannsbereich" besonders häufig ältere verheiratete Frauen und generell ältere Arbeitnehmer anzutreffen sind.

Wenn Frauen auf internen Arbeitsmärkten zum Zuge kommen, so geschieht dies primär im Bereich des öffentlichen Dienstes. Der öffentliche Dienst ist somit derjenige Teil des primären, gut entlohnten und geschützten Arbeitsmarktes, bei dem Frauen eine überdurchschnittliche Chance haben. Die Schließungstendenz in diesem Bereich wird sich daher besonders negativ auf die Einkommenschancen von Frauen auswirken.

4. Verteilung auf die Arbeitsmarktsegmente und Einkommensabstand

Die voranstehenden Ergebnisse dokumentieren, daß Frauen überdurchschnittlich häufig niedrig entlohnte Tätigkeiten im sekundären Arbeitsmarkt ausüben. Es stellt sich nun aber in Fortsetzung dieses qualitativen Befunds die Frage, welcher quantitative Anteil am Einkommensabstand durch die geschlechtsspezifischen Verteilungsunterschiede auf die Teilarbeitsmärkte erklärbar ist. Wie groß also ist der hypothetische Mehrverdienst der Frauen, wenn ihre Verteilung an diejenige der Männer angepaßt wird? In Tabelle 3 sind noch einmal die Einkommensmittelwerte nach Segmenten und die Häufigkeitsverteilungen der Frauen und Männer aufgeführt. Der auf der Basis dieser Daten berechnete Mehrverdienst beträgt bei (weitgehender) Ausblendung von Arbeitszeiteffekten, d.h. bei Analyse der

Vollzeitbeschäftigten, 87 DM oder 15% bezogen auf den Einkommensabstand von 564 DM (siehe auch Kap. II, 1.1). Bei den Teil- und Vollzeitbeschäftigten ergibt die Rechnung einen etwas geringeren Betrag (wegen der relativ hohen Teilzeitquote der Frauen im höher entlohnten öffentlichen Dienst) von 67 DM bzw. einen Anteil von 9,2% am Einkommensabstand von 732 DM. Ungefähr 10-15% des Einkommensabstands sind somit durch die ungünstige Verteilung der Frauen auf die drei Teilarbeitsmärkte erklärbar, wobei Bildungs- und Berufsaltersunterschiede zunächst aus der Berechnung ausgeklammert wurden (dazu weiter unten). Dieser Anteil ist sicherlich nicht unbeträchtlich. Auf der anderen Seite aber zeigt sich doch, daß die unerklärten Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern innerhalb der Segmente ein weit größeres Gewicht haben als der durch das Segmentierungskonzept erklärbare Anteil. Die quantitative Erklärungskraft der Segmentierungstheorie in der hier diskutierten Fassung und in Hinblick auf die geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede sollte daher auch nicht überschätzt werden.[3)]

Segmente	Vollzeitbeschäftigte				Voll- und Teilzeitbeschäftigte			
	Einkommen		Häufigkeiten		Einkommen		Häufigkeiten	
	M	F	M	F	M	F	M	F
"Jedermann"	1760	1283	.0517	.1798	1760	1104	.0512	.1811
Berufsfachlich	2072	1576	.3264	.3596	2068	1487	.3279	.3189
Interne Arbeitsmärkte	2351	1884	.6219	.4607	2342	1631	.6209	.5000
Alle	2229	1665	1,0000	1,0001	2222	1490	1,0000	1,0000

Tabelle 3: Nettomonatseinkommen nach Segmenten und Geschlecht und geschlechtsspezifische Verteilungen auf die Teilarbeitsmärkte (Allbus 82)

5. Einkommensprofile auf Teilarbeitsmärkten

Nach der Segmentierungstheorie unterscheiden sich die Entlohnungsmuster auf den einzelnen Teilarbeitsmärkten in charakteristischer Weise. Im Bereich der internen Arbeitsmärkte sind stabile Karrieren mit festen Lohnskalen und Senioritätsregeln typisch. Hier ist eine besonders deutliche Ausprägung der konkaven Berufsaltersfunktion, allerdings aus anderen als von der Humankapitaltheorie genannten Gründen, zu erwarten. Institutionelle Regeln und nicht Steigerungen im Produktivitätsniveau der Arbeitskräfte werden von der Theorie interner Arbeitsmärkte als Ursachen für die Form des Berufsalters-Einkommensprofils geltend gemacht. Demnach ist zu vermuten, daß die Humankapitalgleichung für den sekundären Arbeitsmarkt eine besonders schlechte Anpassung an die Daten liefert, während das Gegenteil für den Bereich des öffentlichen Dienstes zu erwarten ist. Die Ergebnisse in Tabelle 4 bestätigen diese Vermutung. Zu beachten ist allerdings, daß die Bildungskoeffizienten und die niedrigen R^2-Werte für das sekundäre Segment insofern ein statistisches Artefakt darstellen, als die Varianzen der Bildungsvariablen aufgrund der definitorischen Abgrenzung des Segments äußerst gering sind.

Das Berufsalters-Einkommensprofil ist im sekundären Bereich nicht signifikant, und bei den Frauen ist das Vorzeichen des linearen Terms sogar negativ. Für die übrigen drei Teilarbeitsmärkte - der öffentliche Dienst wird hier wegen einiger Besonderheiten wie z.B. des relativ hohen Frauenanteils als viertes Segment behandelt - ergibt die Schätzung das gewohnte Bild eines stark signifikanten parabolischen Berufsalterseffekts und einer segmentspezifischen Bildungsertragsrate von 6-7%. Diese Koeffizienten geben Auskunft über den Einkommenszuwachs pro Bildungsjahr für Personen, die sich bereits in einem Segment befinden. Sie unterschätzen insofern die "wahre" Ertragsrate auf Bildung, da ja das Ausmaß der Bildung auch den Eintritt in einen Teilarbeitsmarkt steuert. Der Vergleich mit den Schätzungen bei der männlichen Stichprobe in Kap. III macht jedoch deutlich, daß die Abweichungen relativ gering sein dürften.[4)]

Segmente	Variablen	Koeffizienten M	Koeffizienten F	Mittelwerte M	Mittelwerte F
"Jeder-Mann" (1)	ln-Einkommen	-	-	7,448	7,132
	Bildung	-.014 (.140)	.0038 (.1250)	8,08	8,031
	Berufsalter	.0148 (.0177)	-.0077 (.0165)	28,28	26,66
	Berufsalter^2	-.000130 (.00032)	.000292 (.00032)	953,16	839,28
	Konstante	7,266	7,060	-	-
	R^2	.11	.02	-	-
	N	25	32	-	-
Berufs-fachlich (2)	ln-Einkommen	-	-	7,590	7,326
	Bildung	.059* (.010)	.0711* (.0178)	10,68	11,25
	Berufsalter	.0562* (.0067)	.0392* (.0114)	21,05	15,33
	Berufsalter^2	-.000996* (.00015)	-.000810* (.00029)	572,26	340,27
	Konstante	6,344	6,200	-	-
	R^2	.40	.27	-	-
	N	158	64	-	-
Interne Arbeits-märkte (3)	ln-Einkommen	-	-	7,697	7,408
	Bildung	.0730* (.0084)	.0708* (.0267)	10,72	11,35
	Berufsalter	.0377* (.0072)	.0649* (.0165)	24,01	16,91
	Berufsalter^2	-.000713* (.00015)	-.00144* (.00038)	706,26	451,89
	Konstante	6,513	6,160	-	-
	R^2	.41	.39	-	-
	N	151	23	-	-
Öffent-licher Dienst (4)	ln-Einkommen	-	-	7,738	7,520
	Bildung	.0673* (.0058)	.0630* (.0095)	12,51	12,53
	Berufsalter	.0309* (.0065)	.0410* (.0078)	20,80	18,70
	Berufsalter^2	-.000421* (.00014)	-.000728* (.00017)	565,46	537,27
	Konstante	6,491	6,372	-	-
	R^2	.51	.52	-	-
	N	148	59	-	-

Tabelle 4: Einkommensregression nach Segmenten bei Vollzeitbeschäftigten (Allbus 82)

In Übereinstimmung mit den eingangs geäußerten Vermutungen wird die beste Anpassung der Humankapitalfunktion an die Daten im Bereich des öffentlichen Dienstes erzielt. Der Anteil erklärter Varianz ist mit über 50% bei Frauen und Männern in diesem Segment am höchsten. Auch das Einkommensmaximum ist im öffentlichen Dienst zeitlich am weitesten hinausgeschoben (bei den Männern 36,7 Berufsjahre, bei den Frauen 27,5).[5)]

6. Effekte der Beschäftigungsdauer

Wenn auf internen Arbeitsmärkten betriebsspezifische Kenntnisse und feste Karriereleitern eine dominierende Rolle spielen, dann ist zu erwarten, daß die Beschäftigungsdauer im gleichen Betrieb ein besserer Prädikator der Einkommenshöhe sein wird als die Berufsaltersvariable der Humankapitaltheorie. Diese These wird jedoch eindeutig anhand der Daten widerlegt. Eine Einkommensschätzung analog zu Tabelle 4 mit einem linearen und quadratischen Beschäftigungsdauerterm anstelle des Berufsalters-Einkommensprofils liefert wesentlich niedrigere R^2-Werte als die in Tabelle 4 ausgewiesenen Werte (Tabelle 5).

Segment	adjustiertes R^2 M	F
1	0,10	0^+
2	0,11	0,21
3	0,34	0^+
4	0,47	0,45

\+ Das adjustierte R^2 ist negativ.

Tabelle 5: Erklärte Varianz der Einkommensregression mit der Beschäftigungsdauer im gleichen Betrieb

Der negative Befund ist dadurch erklärbar, daß Firmen auch auf internen Arbeitsmärkten Vorerfahrungen von Arbeitskräften deutlich honorieren. So dürften Personen mit längerer Berufserfahrung bei einem Betriebswechsel höher eingestuft und entlohnt werden, als Arbeitskräfte mit geringer Vorerfahrung. Daß das Ausmaß an Vorerfahrungen eine signifikante Rolle als Einkommensdeterminante spielt, zeigen die Ergebnisse einer Einkommensschätzung, bei der das Berufsalter in zwei Abschnitte - die Zeit vor dem Eintritt in die gegenwärtige Firma (Vorerfahrung) und die Beschäftigungsdauer in der gegenwärtigen Firma - zerlegt wird (Tabelle 6). Gemessen am Kriterium der erklärten Varianz, beschreibt allerdings die einfache Humankapitalfunktion die Daten besser als die vorliegende Gleichung mit der Aufspaltung des Berufsalterseffekts.

7. Einkommensfunktionen mit Strukturvariablen

Bei den bisherigen Berechnungen der Teilarbeitsmarkteffekte wurden Unterschiede in der Schulbildung und dem Berufsalter unberücksichtigt gelassen. Es fragt sich aber, welchen Effekt die Segmente auf das Einkommen ausüben, wenn eine Reihe weiterer Determinanten der Einkommenshöhe kontrolliert werden.

Ausgehend von der Annahme, daß die Einkommenshöhe als Resultat individueller und struktureller Bestimmungsgründe aufgefaßt werden kann, formulieren wir eine Einkommensgleichung, in der neben den Segmenten ein Brancheneffekt (Kernbranchen bzw. periphere Branchen), der Hierarchieaspekt von Arbeitsplätzen (mit bzw. ohne Untergebene), die Beschäftigungsdauer im gleichen Betrieb, das Humankapital, der Familienstand und die Wohndauer - als Indikator der Mobilitätsbereitschaft - berücksichtigt werden. Dabei ist zu vermuten, daß in Kernbranchen (siehe zur Definition Kap. VIII), bei Arbeitsplätzen mit Untergebenen und bei längerer Beschäftigungsdauer jeweils höhere Verdienste erzielt werden. Die mit längerer Wohndauer einhergehende abnehmende Mobilitätsbereitschaft dürfte dagegen einen negativen Effekt auf das Einkommen ausüben. Beim Familienstand schließlich ist der in Kap. VII beschriebene Interaktionseffekt zu er-

	Koeffizienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,674	7,317
Bildung	.0679* (.0044)	.0732* (.0079)	11,04	10,73
Vorerfahrung	.0149* (.0043)	.0123* (.0061)	11,47	11,29
Vorerfahrung^2	-.000286* (.00013)	-.000372* (.00019)	202,82	218,06
Beschäftigungs-dauer	.0147* (.0039)	.0258* (.0083)	11,76	8,29
Beschäftigungs-dauer^2	-.000176 (.00012)	-.000650 (.00033)	223,02	115,51
Konstante	6,677	6,335	-	-
R^2	.37	.33	-	-
N	464	200	-	-

Fälle mit Berufsalter - Beschäftigungsdauer <0 wurden nicht berücksichtigt.

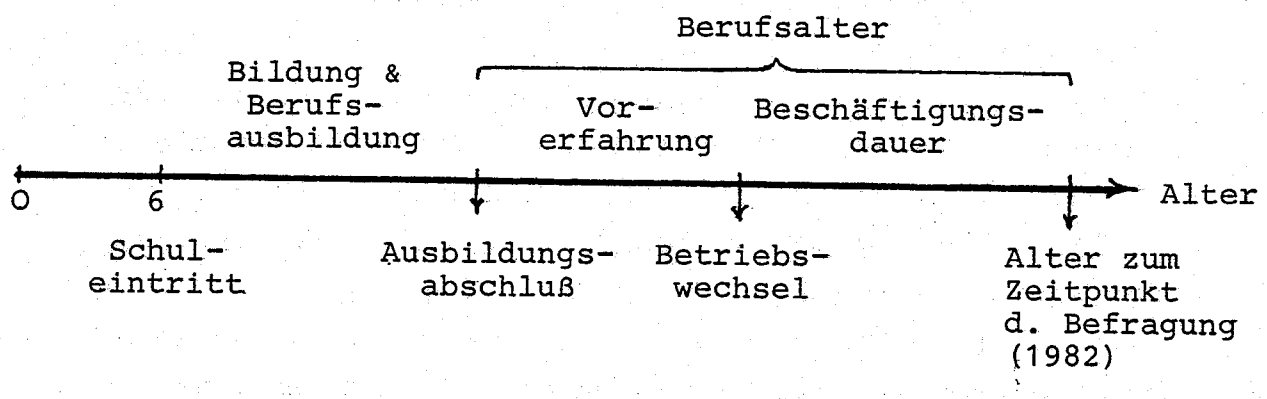

Tabelle 6: Einkommensregression mit separaten Effekten der Vorerfahrung und Beschäftigungsdauer bei Vollzeitbeschäftigten (Allbus 82)

warten. Verheiratete Männer erhalten höhere und verheiratete Frauen niedrigere Einkünfte als ledige Männer bzw. Frauen.

Da die Segmente u.a. durch das Merkmal der beruflichen Qualifikation definiert wurden, verwenden wir anstelle der Bildungsjahrevariablen nur die Schulbildungsjahre. Die Berufsausbildung kommt also nicht in der Bildungsvariable, sondern implizit in den Segmenten zur Geltung. Der Schulbildungskoeffizient ist dann jedoch nicht mehr als Ertragsrate pro Bildungsjahr interpretierbar.[6)]

Die Ergebnisse in Tabelle 7 machen deutlich, daß die Vorzeichen sämtlicher Koeffizienten mit den Erwartungen übereinstimmen. Allerdings sind eine Reihe von Koeffizienten nicht signifikant. Gegenüber der einfachen Humankapitalgleichung ist die erklärte Varianz bei den Männern um sechs und bei den Frauen um neun Prozentpunkte angestiegen.

Interpretieren wir nur die signifikanten Effekte, so zeigt sich bei den Männern ein Einkommenszuwachs von 9% und bei den Frauen von 8% pro Schulbildungsjahr. Bei beiden Geschlechtern ergibt sich das bekannte, mit zunehmendem Berufsalter flacher verlaufende Einkommensprofil. Das geschätzte Maximum wird bei den Männern nach 30 Jahren und bei den Frauen nach 23 Jahren erzielt, wobei allerdings Berufsunterbrechungen der Frauen zu Verzerrungen der Schätzung führen. Auf Arbeitsplätzen im primären Bereich in der Privatwirtschaft erhöht sich das Einkommen der Männer im Vergleich zu Arbeitsplätzen mit "Jedermannsqualifikationen" um $100.(\exp(0{,}112 - 1)) = 12\%$, bei den Frauen um 23%. Den gleichen Zuwachs erzielen Frauen auch im öffentlichen Dienst. Arbeitsplätze mit Untergebenen erhöhen das Einkommen der Männer um 13% und dasjenige der Frauen um 9%. Bei letzteren ist der Koeffizient allerdings knapp nicht signifikant. Die Länge der Wohndauer hat nur bei den Männern einen signifikanten negativen Effekt. Das mag seinen Grund möglicherweise darin haben, daß ein Wohnungswechsel erwerbstätiger Ehefrauen dann keinen Mobilitätsgewinn für die Frauen bringt (sondern vielmehr Einkommensverluste), wenn der Wechsel eine Folge der Mobilität des Ehemannes ist. Über das Berufsalter hinaus hat die Beschäftigungsdauer im gleichen Betrieb nur

	Koeffizienten		Mittelwerte	
	M	F	M	F
ln-Einkommen	-	-	7,665	7,353
Schulbildungs-jahre	.0896* (.007)	.0768* (.014)	9,18	9,71
Berufsalter	.0278* (.0048)	.0394* (.0075)	21,87	15,66
Berufsalter^2	-.000467* (.00009)	-.000850* (.00018)	617,89	385,61
Berufsfachlicher Arbeitsmarkt	.0743 (.054)	.120 (.068)	0,282	0,364
Interne Arbeits-märkte - Privat-wirtschaft	.112* (.053)	.207* (.076)	0,333	0,163
Öffentlicher Dienst	.0850 (.054)	.208* (.076)	0,331	0,310
Kernbranchen	.0414 (.036)	.0578 (.055)	0,871	0,729
Wohndauer	-.00183* (.0008)	-.00102 (.0018)	24,67	20,15
Untergebene (ja = 1)	.1228* (.0226)	.0830 (.043)	0,506	0,380
Beschäftigungs-dauer	.00168 (.0016)	.00742* (.0036)	13,36	7,77
Familienstand (verheiratet = 1)	.1787* (.036)	-.1032* (.046)	0,803	0,442
Konstante	6,216	6,111	-	-
R^2	.48	.45	-	-
N	411	129	-	-

Tabelle 7: Einkommensregression mit Segmenten und weiteren Strukturvariablen bei Vollzeitbeschäftigten (Allbus 82)

bei den Frauen einen signifikanten Effekt von 0,7% pro Jahr. Deutlich ausgeprägt ist der Interaktionseffekt des Familienstands. Bei den verheirateten Männern ergibt sich ein Bonus von 20%. Verheiratete (vollzeitbeschäftigte) Frauen verdienen dagegen 11% weniger als ledige Frauen mit vergleichbaren Arbeitsplatz- und Arbeitskräftemerkmalen.

Die Mittelwerte in Tabelle 7 deuten darauf hin, daß Frauen ungünstigere Werte als Männer beim Berufsalter und der Beschäftigungsdauer aufweisen. Der Unterschied beträgt im Mittel etwa sechs Jahre. Ferner sind Frauen bei den "Jedermannsqualifikationen" über- und im Bereich der internen Arbeitsmärkte der Privatwirtschaft unterrepräsentiert. Darüber hinaus haben sie seltener Positionen mit Untergebenen inne. Die Schuldauer der Frauen ist - wegen des häufiger gewählten Realschulabschlusses - etwas länger als bei den Männern.

Tabelle 8 informiert über die Effekte der unterschiedlichen Ausstattung von Frauen und Männern mit einkommensbestimmenden Ressourcen. Der negative Effekt der Schulbildung ist im wesentlichen auf die Tatsache des erwähnten höheren Realschulanteils der Frauen zurückzuführen. Berufsalters- und Beschäftigungsdauerunterschiede erklären 15 bzw. 13% des (logarithmischen) Einkommensabstands. Die ungünstigere Verteilung auf die Teilarbeitsmärkte ist für ca. 10% des Einkommensabstands verantwortlich. Entspräche unter ansonsten gleichen Bedingungen die Verteilung der Frauen auf die Segmente derjenigen der Männer, so erzielten die Frauen im (geometrischen) Mittel 1608 DM anstelle von 1561 DM. Wie schon in Abschnitt 4 erwähnt, ist mit dem Segmentierungskonzept nur ein kleiner Teil des Einkommensabstands erklärbar.[7)]

Genauerer Erläuterung bedarf der errechnete Beitrag des Familienstands. Wegen der entgegengesetzten Vorzeichen der Koeffizienten bei Frauen und Männern - bei Männern ist das Merkmal "verheiratet" ja mit einem Bonus, bei Frauen mit einem Malus verbunden - errechnet sich ein negativer Prozentanteil am Einkommensabstand. Dies ist jedoch nicht so auszulegen, daß Frauen mit einem größeren Anteil von Ledigen unter den Erwerbstätigen als die Männer in Hinblick auf den Aspekt Familienstand als privile-

	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen
Einkommen Männer	7,665	-	2132	-
Einkommen Frauen	7,353	-	1561	-
Einkommens-diskrepanz	0,312	100	571	0,732
Schulbildung	-0,0407	-13,0	-62	0,703
Berufsalter	0,0472	15,1	75	0,767
Segmente	0,0297	9,5	47	0,754
Kernbranchen	0,0082	2,6	13	0,738
Wohndauer	-0,0046	-1,5	-7	0,729
Untergebene	0,0105	3,4	16	0,740
Beschäftigungs-dauer	0,0415	13,3	66	0,763
Familienstand	-0,0373	-11,9	-57	0,705
Z-Effekt	0,0545	17,5	87	0,773
G-Effekt	0,1919	61,5	330	0,887
I-Effekt	0,0656	21,0	-	-

Tabelle 8: Zerlegung des geschlechtsspezifischen Einkommensabstands

gierter anzusehen sind. Das negative Vorzeichen besagt ja nur, daß bei Konstanz der Entlohnungsunterschiede, d.h. des Auseinanderdriftens der Einkommen bei verheirateten Frauen und Männern, ein höherer Prozentsatz von verheirateten Frauen unter den weiblichen Erwerbspersonen zu einer Absenkung der Durchschnittseinkommen und somit zu einer Vergrößerung der Einkommenslücke führen würde. Tatsächlich kann das negative Vorzeichen in Tabelle 8 wegen der Besonderheit des starken Interaktionseffekts als doppelte Benachteiligung der Frauen ausgelegt werden. Wenn verheiratete Frauen wie die Männer einen Bonus erzielten und eine ebenso starke Erwerbsquote wie die Männer aufwiesen, dann würde die Summe beider Effekte das Durchschnittseinkommen der Frauen stark erhöhen. Diese Summe läßt sich leicht berechnen. Sie beträgt in logarithmischen Einheiten $X_{Mi}b_{Mi} - X_{Fi}b_{Fi} = 0{,}1891$.[8] Der Mittelwert der logarithmischen Einheiten steigt damit auf 7,542 oder 1886 DM. Mit anderen Worten erhielten Frauen im Durchschnitt 1886 DM anstelle von 1561 DM, wenn unter Berücksichtigung aller sonstigen Unterschiede zwischen den Arbeitskräften einzig die Einkommensnachteile bezüglich des Familienstands ausgeglichen werden. Damit aber ist der differentielle "Bonus-Malus-Effekt" des Familienstands für einen weitaus größeren Teil des Einkommensabstands zwischen Frauen und Männern verantwortlich, als etwa Bildungsunterschiede oder die geschlechtsspezifische Verteilung auf die Teilarbeitsmärkte. Als Erklärung für den Familienstandseffekt kann die möglicherweise stärkere Diskriminierung von Arbeitgebern gegenüber verheirateten Frauen als auch die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Familie angeführt werden. Hinzu kommt allerdings auch noch der bereits in Kap. VII erwähnte steuerrechtliche Grund. Die Steuerklassenwahl unter Eheleuten dürfte eine gewisse Überschätzung der tatsächlichen Einkommensdiskrepanz zwischen verheirateten Frauen und Männern zur Folge haben.

Ein ähnliches Bild ergibt sich, wenn in der Einkommensgleichung anstelle der Segmente die Betriebsgröße (als kategoriale Variable mit sechs Ausprägungen - siehe Tabelle 9), die Sozialkategorie (Arbeiter, Angestellte, Beamte) und das Berufsprestige[9] berücksichtigt werden. Die Bildungsjahre beziehen sich hierbei auf die Schul- und Berufsausbildung. Wiederum zeigt

	Koeffizienten alle	Koeffizienten M	Koeffizienten F	Mittelwerte M	Mittelwerte F
ln-Einkommen	-	-	-	7,657	7,300
Bildungsjahre	.0483* (.0051)	.0473* (.0056)	.0475* (.0112)	11,07	11,15
Berufsalter	.0282* (.0035)	.0279* (.0044)	.0292* (.0066)	21,71	15,75
Berufsalter^2	-.000476* (.00007)	-.000456* (.00009)	-.000620* (.00016)	608,23	382,46
Beschäftigungsdauer	.00318* (.0014)	.000681 (.0015)	.00790* (.0033)	12,96	7,629
Betriebsgröße+ 2	.0360 (.0412)	.0798 (.0524)	-.0294 (.0669)	0,1964	0,2075
3	.0265 (.0416)	.0633 (.0526)	-.0202 (.0683)	0,2098	0,2201
4	.0616 (.0412)	.0994 (.0520)	.0488 (.0692)	0,2388	0,2830
5	.0682 (.0430)	.1190* (.0530)	-.0471 (.0785)	0,2031	0,1321
6	.0879 (.0499)	.1357* (.0583)	-.0095 (.1256)	0,1049	0,0314
Untergebene (ja = 1)	.0900* (.0190)	.0993* (.0211)	.0786* (.0392)	0,4911	0,3774
Kernindustrie	.0574* (.0260)	.0439 (.0308)	.0795 (.0497)	0,8549	0,6541
Angestellte	.0391 (.0237)	.0291 (.0261)	.0311 (.0543)	0,3705	0,6918
Beamte	.0165 (.0347)	.0041 (.0356)	.1238 (.1015)	0,1719	0,0881
Berufsprestige	.00577* (.0012)	.00577* (.00127)	.00565* (.00255)	41,89	41,44
Wohndauer	-.00207* (.00068)	-.00133 (.00074)	-.00183 (.00160)	24,51	20,50
Familienstand (verheiratet = 1)	.0363 (.0254)	.1298* (.0328)	-.1004* (.0407)	0,7946	0,4780
Geschlecht (Männer = 1)	.259* (.023)	-	-	-	-
Konstante	6,119	6,295	6,228	-	-
R^2	0,60	0,53	0,49	-	-
N	607	448	159	-	-

\+ Basiskategorie 1 bis 6 Mitarbeiter, 2 : 7-24, 3 : 25-80, 4 : 81-400, 5 : 401-2000, 6 : mehr als 2000 Mitarbeiter

Tabelle 9: Einkommensregression mit Strukturvariablen

sich ein starker Interaktionseffekt des Familienstands. Auffallend ist ferner, daß die Betriebsgröße nur bei den Männern einen signifikanten Einfluß ausübt. (Tabelle 9). In mittleren und größeren Betrieben mit mehr als 400 Beschäftigten erzielen Männer 13-15% höhere Einkommen als in Kleinbetrieben bis zu sechs Mitarbeitern. Bei den Frauen ist kein systematischer Einkommenseffekt der Betriebsgröße erkennbar. Daß Frauen in Großbetrieben - bei Kontrolle zahlreicher anderer Merkmale der Arbeitsstruktur - keine höheren Verdienste als in Kleinbetrieben aufweisen, mag auch damit zusammenhängen, daß Frauen in größeren Betrieben stärker in der Randbelegschaft konzentriert sind. Somit ist auch bei der Betriebsgröße ein deutlicher Interaktionseffekt feststellbar, der allerdings im Ausmaß nicht an den Familienstandseffekt heranreicht. Bei vergleichbarer Ausstattung der weiblichen und männlichen Arbeitskräfte und gleichen Merkmalen der Arbeitsstruktur erhalten Männer in Großbetrieben gegenüber den Frauen einen Einkommensbonus.

Wie erwartet ist der Koeffizient des Berufsprestiges bei beiden Geschlechtern positiv und signifikant. Die Sozialkategorie (Arbeiter, Angestellte, Beamte) übt dagegen keinen eigenständigen, signifikanten Effekt auf die Einkommenshöhe aus. Beide Variablen tragen auch nur in äußerst geringem Maße zur Erklärung des geschlechtsspezifischen Einkommensabstands bei (Tabelle 10).[10] Unterschiede in der Beschäftigungsdauer und im Berufsalter zwischen ganztags erwerbstätigen Frauen und Männern sowie die Interaktionseffekte des Familienstands und der Betriebsgröße leisten dagegen einen höheren Erklärungsbeitrag.[11]

Zusammenfassend zeigt sich, daß das Konzept der segmentierten Arbeitsmärkte in der hier noch relativ grob operationalisierten Form mit einer Reihe von Beobachtungen (wie der segmentspezifischen Einkommensprofile und der in charakteristischer Weise mit den Teilarbeitsmärkten variierenden Merkmale der Beschäftigten und der Arbeitsplätze) übereinstimmt. Weiterhin ist erkennbar, daß ein Teil der Unterbezahlung von Frauen darauf zurückzuführen ist, daß Frauen in stärkerem Maße als Männer niedriger entlohnte sekundäre Arbeitsplätze innehaben. Der quantitative Anteil des

	ln-Skala	prozentual	DM-Werte	Relationen
Einkommen Männer	7,657	-	2115	-
Einkommen Frauen	7,300	-	1480	-
Einkommens-diskrepanz	0,357	100	635	0,700
Bildungsjahre	-0,0038	-1,1	-5	0,697
Berufsalter	0,0341	9,5	52	0,724
Kernbranchen	0,0160	4,5	24	0,711
Wohndauer	-0,0073	-2,1	-11	0,695
Untergebene	0,0089	2,5	14	0,706
Beschäftigungs-dauer	0,0421	11,8	64	0,730
Familienstand	-0,0318	-8,9	-46	0,678
Betriebsgröße	-0,0057	-1,6	-8	0,696
Arbeiter/Ange-stellte/Beamte	0,0004	0,1	1	0,700
Berufsprestige	0,0025	0,7	4	0,702
Z-Effekt	0,0554	15,5	85	0,740
G-Effekt	0,2318	64,9	386	0,882
I-Effekt	0,0698	19,6	-	-

Tabelle 10: Zerlegung des Einkommensabstands mit den Schätzwerten in Tabelle 9

Segmentierungseffekts ist jedoch wesentlich geringer als derjenige Teil des Einkommensabstands, der durch den Interaktionseffekt des Familienstands, d.h. die Öffnung der "Einkommensschere" zwischen verheirateten Frauen und Männern, erklärbar ist.

XIV. Experimentelle Untersuchung von Beschäftigungsdiskriminierung

Die Analyse sozialökonomischer Umfragedaten ist eine Methode, um das Ausmaß an Beschäftigungs- und Einkommensdiskriminierung auf indirektem Wege abzuschätzen. Die direkte Methode, nämlich die Befragung von z.B. Personalchefs nach geschlechtsspezifischen Einstellungs- und Entlohnungskriterien kann dagegen erhebliche Probleme in Hinblick auf mögliche Verzerrungen der Antworten in Richtung auf das sozial erwünschte Verhalten aufwerfen. Wie häufig der Fall, dürfte die Untersuchung des tatsächlichen Verhaltens von Personen verläßlicher sein als erfragtes Verhalten. Wie aber läßt sich das tatsächliche Verhalten von Arbeitgebern bei der Einstellung von Arbeitskräften ermitteln?

Wir haben zu diesem Zweck eine einfache experimentelle und "nicht-reaktive" Methode entwickelt, mit der das Ausmaß von Beschäftigungsdiskriminierung bei verschiedenen Berufstätigkeiten untersucht werden kann.

1. Das "Tootsie-Experiment"

In dem Film "Tootsie" spielt Dustin Hoffmann eine Rolle, bei der er abwechselnd als Mann und in entsprechender Kostümierung als Frau auftritt, was natürlich zu einer Reihe von Verwicklungen führt. Das gleiche Prinzip - wenn auch ohne die Komplikationen der filmischen Handlung - liegt dem folgenden Experiment zugrunde. Auf Stelleninserate in Zeitungen hin werden jeweils Paare von Bewerbungen abgesandt, wobei sich jedes Paar aus einer weiblichen und männlichen Bewerbung zusammensetzt. Der Bewerber oder die Bewerberin tritt somit mal in der männlichen und mal in der weiblichen Rolle mit leicht variiertem Lebenslauf, aber unter Konstanthaltung der Qualifikationsmerkmale auf. Als Hinweis auf geschlechtsspezifische Benachteiligungen kann der Anteil positiver Bescheide, d.h. Einladungen zu einem Bewerbungsgespräch, sowie die Antwortzeit bis zu einem positiven Bescheid gewertet werden.[1)]

Für die Durchführung des Experiments wurden zwei Testberufe ausgewählt: Der stärker männlich besetzte Beruf "Programmierer" und als Tätigkeit mit hohem Frauenanteil der Beruf "Buchhalter". Auf Inserate in der Wiener Tageszeitung "Kurier" wurde mit insgesamt 22 experimentellen Bewerbungen reagiert. Jeweils 16 Bewerbungspaare bei Programmierer-Anzeigen und 25 Paare bei Buchhalter-Ausschreibungen. Jede Bewerbung bestand aus einem Anschreiben und einem fingierten Lebenslauf. Die zwei Bewerbungen pro Inserat unterschieden sich im wesentlichen nur durch das Geschlecht. Werdegang, Ausbildung, Praxiserfahrungen, Alter, Nationalität und Familienstand (verheiratet) wurden jeweils konstant gehalten.[2)] Das Hauptinteresse der Untersuchung gilt geschlechtsspezifischen Unterschieden der Chancen in der ersten Phase einer Bewerbung. Darüber hinaus wurde auch danach gefragt, inwieweit die Art des Ausschreibungstextes (weiblich, männlich oder neutral) die Bewerbungschancen beeinflußt.

	Programmierer		Buchhalter	
	M	F	M	F
positiver Bescheid	13	14	9	12
negativer Bescheid	3	2	16	13

Tabelle 1: Verteilung der absoluten Häufigkeiten der Arbeitgeberreaktionen nach Beruf und Geschlecht (Ergebnisse nach Lechner 1985)

2. Ergebnisse

Auf den ersten Blick stellen die Ergebnisse des Experiments zweifellos eine Überraschung dar. Obwohl Programmiererstellen zumeist männlich ausgeschrieben werden, sind praktisch keine geschlechtsspezifischen Chancenunterschiede feststellbar. Von den je 10 Bewerbungspaaren sind die Reaktionen bei den Frauen 14mal und bei den Männern 13mal positiv (Tabelle 1).

Die männliche Ausschreibung ("Programmierer") ist offenbar eine sprachliche Konvention, die noch keine Präferenz für einen männlichen Bewerber beinhaltet. Bei rein weiblichen Ausschreibungen ("Buchhalterin") verhält es sich dagegen genau umgekehrt. In diesem Fall kommt nur eine Bewerberin in Frage.

Bei den Buchhalter-Inseraten sind die Frauen im Vorteil. Hier erhalten die fiktiven Bewerberinnen zwölf positive Bescheide von 25 Bewerbungen, die Männer dagegen nur neun.[3)]

Werden auch die Antwortzeiten in der Gruppe mit positivem Bescheid (Zeit in Tagen bis zur Benachrichtigung) analysiert, so zeigt sich bei beiden Berufen, daß die sogenannten "Überlebenskurven" der Männer oberhalb der Kurven der Frauen liegen (Abbildung 1).[4)] Die Zeit bis zu einem positiven Bescheid ist bei den Frauen etwas kürzer als bei den Männern. Wiederum nur bezogen auf die 48 "nicht-immunen" Personen mit positiver Nachricht lassen sich die Effekte der drei unabhängigen Variablen Geschlecht, Ausschreibungsart des Inserats (neutral versus geschlechtsspezifisch) und Beruf auf die Hazardrate (d.h. die Chance, im nächsten Zeitintervall einen positiven Bescheid zu erhalten) mit dem Verfahren der Cox-Regression schätzen. Bei Frauen, neutraler Ausschreibung und den Buchhaltern ist die Hazardrate höher und die Antwortzeit damit kürzer als bei den Männern, geschlechtsspezifischer Ausschreibung und den Programmierern, wobei der Effekt nur bezüglich der Ausschreibungsart signifikant ist (Tabelle 2).[5)]

Das Ergebnis der gegenüber den Männern erhöhten Frauenchancen im Tätigkeitsfeld Buchhaltung ist durchaus im Einklang mit der Crowding-Theorie und der Hypothese des geschlechtspezifischen Arbeitsmarktes (Kap. I). "Buchhalter" ist ja ein Beruf mit relativ hohem Frauenanteil. Nicht erklärbar ist mit diesen Hypothesen jedoch die Chancengleichheit der Programmiererbewerbungen. Auch eine einfache Version der Theorie statistischer Diskriminierung (Kap. I, 4.5) wird durch das Experiment widerlegt. Hiernach wäre zu erwarten, daß - aus der Sicht des Arbeitgebers - wegen möglicher späterer Berufsunterbrechungen und der damit verbundenen kürzeren (vermuteten) Verweildauer im Betrieb gleich qualifizierte männ-

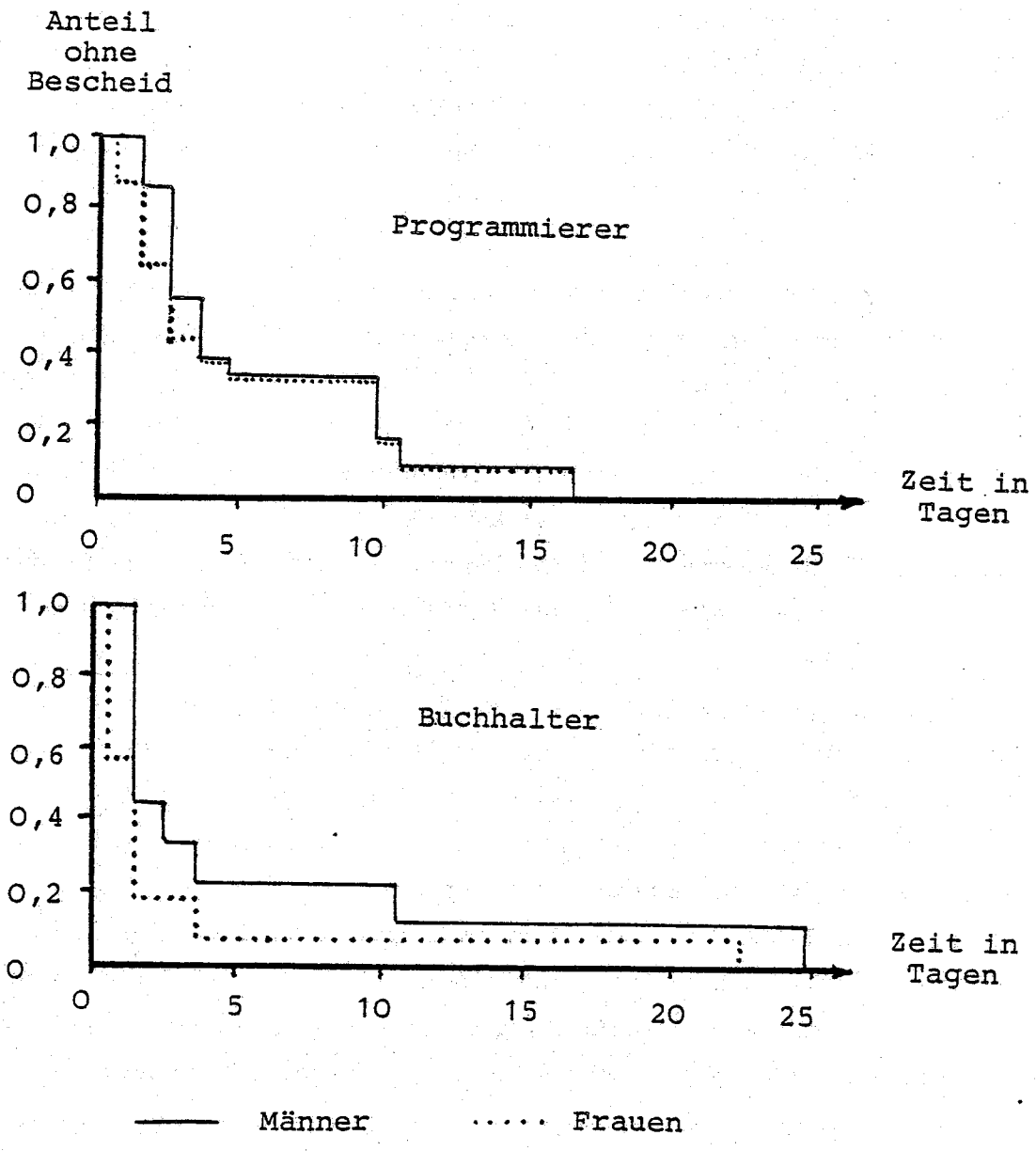

Abbildung 1 Reaktionszeiten bei Personen mit positiver Nachricht ("Überlebenskurven")

	Koeffizient+
Geschlecht (Frauen = 1)	0,352 (0,295)
Ausschreibungsart (neutral = 1)	1,331* (0,375)
Beruf (Programmierer = 1)	-0,107 (0,314)

+ Standardfehler in Klammern. Geschätzt werden die Koeffizienten der Gleichung $r(t) = h_o(t) \cdot \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3)$ mit der Hazardrate r(t) und einer unspezifizierten Zeitabhängigkeit $h_0(t)$.

Tabelle 2: Analyse der Ankunftszeiten mit der Cox-Regression

liche Bewerber in jedem Fall den weiblichen Mitbewerbern vorgezogen werden.

Wie aber sind dann die experimentellen Resultate erklärbar? Natürlich kann sofort darauf hingewiesen werden, daß es sich nur um die erste Phase des Bewerbungsvorgangs handelt. Weder zeigt das Experiment, ob nicht die faktischen Einstellungschancen nach dem Vorstellungsgespräch geschlechtsspezifisch differieren, noch gibt es Auskunft über die Entlohnung der eingestellten Kandidaten. Es liefert demnach nur eine Aussage über einen Filter einer mehrstufigen Selektion bei zwei ausgewählten Berufstätigkeiten. Solange nicht weiteres empirisches Material präsentiert wird, läßt sich über diese Kritikpunkte nur spekulieren. Aus theoretischer Sicht existiert jedoch auch eine alternative Interpretation der Ergebnisse. U.E. ist die Art des in einer Tätigkeit benötigten Humankapitals der Schlüssel zur Erklärung geschlechtsspezifischer Beschäftigungschancen.

3. Spezifisches Humankapital, generelles Humankapital und statistische Diskriminierung

Ökonomische Analysen zeigen, daß die Kosten der Investition in generelles Humankapital von den Arbeitnehmern, die Kosten spezifischer Humankapitalinvestitionen dagegen von den Arbeitgebern getragen werden (Becker 1975). Arbeitgeber werden nur bereit sein, die Qualifikation der Mitarbeiter auf ihre Kosten zu erhöhen, wenn sie den von der Firma finanzierten Qualifikationszuwachs längerfristig nutzen können. Da spezifisches Humankapital in anderen Unternehmen nicht verwertbar ist, brauchen die Arbeitgeber nicht zu befürchten, daß ihre Investitionen von konkurrierenden Unternehmen kostenlos genutzt werden. Auch für die Arbeitnehmer existiert kein Anreiz, den Betrieb zu wechseln. Die spezifischen Kenntnisse werden ja von anderen Unternehmen nicht honoriert. Zur Verhinderung möglicher Abwanderungstendenzen existiert ein quasi-automatischer Sanktionsmechanismus in Form von Lohneinbußen beim Betriebswechsel. Die Nutzungsdauer des investierten spezifischen Humankapitals und damit die erwarteten Erträge sind somit bei denjenigen Arbeitnehmergruppen am höchsten, die nicht aus anderen Ursachen, etwa Berufsunterbrechungen aus familiären Gründen, eine im Durchschnitt kürzere Verweildauer im Betrieb aufweisen. Wenn nun Arbeitgeber davon ausgehen, daß insbesondere jüngere Frauen ihre Berufstätigkeit mit höherer Wahrscheinlichkeit unterbrechen, werden sie gleich qualifizierte Männer bei der Besetzung von Arbeitsplätzen mit hohen Trainingskosten vorziehen. Wenn die Einstellungspolitik sich in erster Linie an dem Screening-Merkmal Geschlecht orientiert, praktizieren Arbeitgeber statistische Diskriminierung (siehe auch Kap. I, 4.5)

Die skizzierte Problematik stellt sich dagegen nicht bei Arbeitsplätzen mit geringen oder ausschließlich generellen Humankapitalerfordernissen. Da hier keine oder nur geringe Anlernzeiten erforderlich sind, fällt die erwartete Beschäftigungsdauer bei der Nutzen-Kosten-Kalkulation des Unternehmens weniger ins Gewicht. Aufgrund dieser Überlegungen läßt sich die Hypothese formulieren, daß statistische Beschäftigungsdiskriminierung von Frauen insbesondere bei Arbeitsplätzen mit einem hohen Ausmaß betriebsspezifischen Wissens und damit verbundenen langen Anlernzeiten,

deren Kosten vom Arbeitgeber getragen werden, zu erwarten ist. Bei Arbeitsplätzen mit generellen Humankapitalerfordernissen wird dagegen statistische Diskriminierung nicht oder nur in geringem Maße zu beobachten sein.

Diese Hypothese steht auch mit den Ergebnissen des Experiments im Einklang. Bei beiden Berufen - Programmierer und Buchhalter - dürften hauptsächlich generelle, vor einem möglichen Eintritt in die annoncierende Firma erworbene Kenntnisse für die Ausübung der Tätigkeit von Bedeutung sein. So hatten die fiktiven Programmierer-Bewerber und Bewerberinnen laut Lebenslauf die Kenntnis verschiedener Programmiersprachen und Betriebssystemkenntnisse vorzuweisen. Bei dem hohen, praxisbezogenen Kenntnisstand sind die Anlernkosten vermutlich relativ gering.[6)]

Im vorhergehenden Kapitel (Kap. XIII) zeigte sich, daß Männer bei gleicher Qualifikation wie Frauen in größeren Betrieben einen Einkommensbonus von 13-15% erzielen. Unter der Voraussetzung, daß in Großbetrieben spezifisches Humankapital eine bedeutendere Rolle als in Kleinbetrieben spielt, ist auch das Schätzergebnis erhöhter Einkommensdiskriminierung in Großbetrieben mit der skizzierten Hypothese gut erklärbar.

XV. Perspektiven und Maßnahmen

Die empirischen Befunde lassen zunächst erkennen, daß eine Vielzahl von Bedingungen auf der Angebots- und Nachfrageseite für die Erklärung der geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede von Bedeutung sind. Damit sind die Einkommensunterschiede das Resultat einer multifaktoriell gesteuerten Entwicklung. Hinter der Mehrzahl der analysierten Bedingungen verbirgt sich jedoch ein gemeinsamer Faktor: Die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Familie. Zum zweiten ist die Einkommensentwicklung kumulativ. Nachteile bezüglich des Einkommenspotentials in einer früheren Phase des Lebenszyklus beeinflussen die Einkommenschancen in späteren Phasen und verstärken das Ausmaß des Einkommensabstands: Zu vermuten ist, daß dabei Rückwirkungen oder Feed-Back-Mechanismen, deren Effekte anhand der vorliegenden Querschnittsdaten nur schwer abgeschätzt werden können, eine wichtige Rolle spielen. Schließlich sollte - vor allem auch bei Politikempfehlungen - in Betracht gezogen werden, daß bestimmte Effekte und sozialökonomische Prozesse unerwartete Konsequenzen und Nebenwirkungen hervorrrufen. Diese "paradoxen Effekte" stellen bei Einkommensanalysen eine gewichtige Problematik dar. Die vier Aspekte wollen wir im folgenden kurz skizzieren.

1. Multifaktorielle Erklärung des Einkommensabstands

Mit der empirischen Analyse gelingt es, eine Vielzahl von Bedingungen für den Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern zu identifizieren und das quantitative Ausmaß der Effekte abzuschätzen. Dabei zeigt sich auf der anderen Seite auch, daß - von dem starken Arbeitszeiteffekt und der spezifischen Rolle des Familienstands abgesehen - auf die einzelnen Komponenten jeweils nur relativ geringe Erklärungsanteile entfallen. Bildungs-, Beschäftigungsdauer und Berufsaltersunterschiede, Branchen- Berufs- und Arbeitsmarktsegregation erklären jeweils für sich genommen maximal 15% des Einkommensabstands. Gemeinsam erklären diese Komponenten bei Vollzeitbeschäftigten ungefähr ein Viertel der durchschnitt-

lichen Differenz weiblicher und männlicher Einkommen (Tabelle 10 in Kap. XIII). Bei den Daten der Arbeitseinkommensumfrage beziffert sich der erklärte Anteil auf nahezu 40% (Kap. VIII).

Die multifaktorielle Betrachtungsweise ist insofern noch ergänzungsbedürftig, als die geschlechtsspezifischen Unterschiede bei den erwähnten Einkommensdeterminanten zumindest teilweise eine gemeinsame Ursache haben und sozusagen durch einen Faktor zweiter Ordnung, nämlich die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Familie, produziert werden. Dieser kommt in mehrfacher Hinsicht eine Schlüsselrolle zu:

- Als antizipierte Lebensform beeinflußt sie die familiäre Sozialisation und das Bildungs- und Ausbildungsverhalten,
- in aktualisierter Form wirkt sich die familiäre geschlechtsspezifische Arbeitsteilung bei Frauen negativ auf wichtige Bestimmungsgründe des Einkommens aus. Hier ist in erster Linie an das verringerte Arbeitszeitangebot verheirateter Frauen und an familienzyklisch bedingte Berufsunterbrechungen zu denken.
- Verschärft wird der Konflikt zwischen Familie und Beruf noch durch die Tatsache, daß der Zeitraum der Familiengründung genau in die Zeitspanne der karriereentscheidenden Berufsjahre im Alter zwischen 20 und 35 Jahren fällt,
- und schließlich beeinflussen erwartete, eventuelle Berufsunterbrechungen das Unternehmerverhalten, wobei wegen statistischer Diskriminierung auch Frauen mit geplanter durchgehender Berufskarriere betroffen sein können.

Der starke Interaktionseffekt des Familienstands, d.h. die sich öffnende Einkommensschere zwischen Frauen und Männern nach der Heirat (Kap. VII), ist hierfür ein gewichtiger empirischer Beleg. Eine vorläufige schematische Darstellung der "Zwei-Faktoren-Hypothese" vermittelt Abbildung 1.

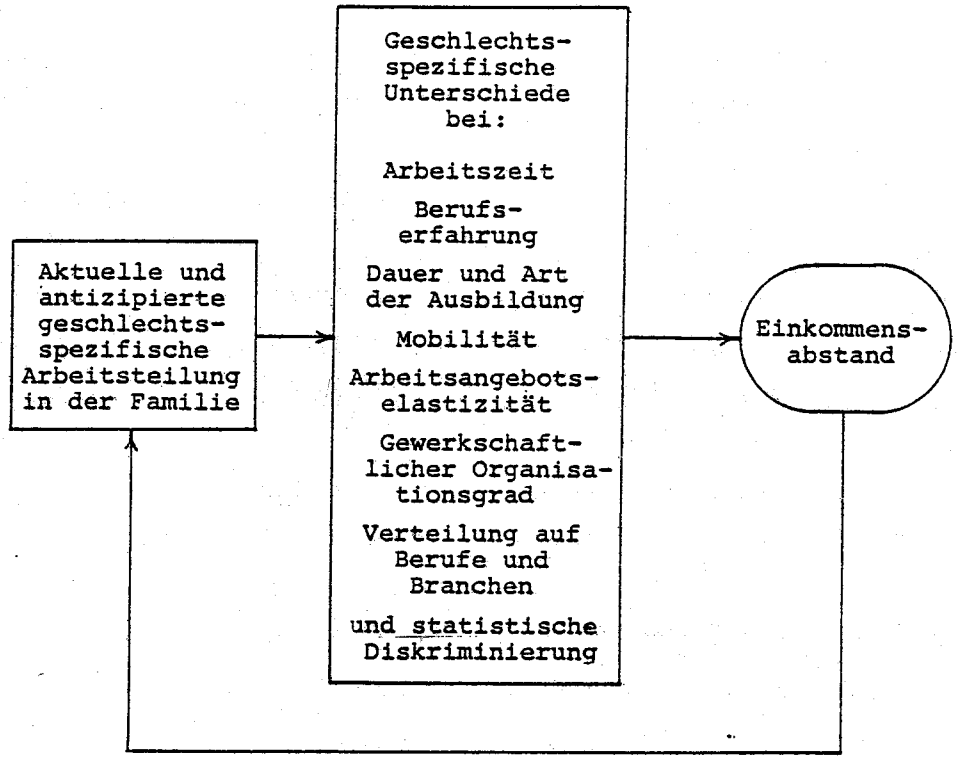

Abbildung 1: Die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Familie als "Faktor zweiter Ordnung"

2. Dynamik der Einkommensentwicklung und Rückwirkungen

Wenn zwischen den Ehepartnern im allgemeinen stark ausgeprägte Einkommensunterschiede bestehen, so wird dies eine Verstärkung und Stabilisierung der geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung in der Familie zur Folge haben (siehe den "Rückpfeil" in Abbildung 1). Wie sich in Kap. VII zeigte, ist es aus der individuellen Sicht eines Haushalts eine rationale Entscheidung, daß sich der Ehepartner mit einem höheren Einkommenspotential in stärkerem Maße auf Marktarbeit als auf Familienarbeit konzentrieren wird als der Ehepartner mit geringerem Einkommenspotential. Je größer die Einkommensunterschiede, desto stärker die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Familie und je stärker die Spezialisierung der Frauen auf Hausarbeit und der Männer auf marktentlohnte Arbeit, desto größer die Einkommensunterschiede. Derartige Rückwirkungen steuern die Dynamik

von Berufskarrieren auf vielfache Weise (siehe auch Abbildung 2). Statistische Diskriminierung etwa kann im Sinne sich selbst bestätigender Prognosen dazu führen, daß Frauen gut bezahlte Arbeitsplätze mit langen Anlernzeiten versperrt bleiben. Dies aber hat zur Folge, daß die Beschäftigungsdauer von Frauen im Mittel unter das Niveau gedrückt wird, das bei Abwesenheit statistischer Diskriminierung zu beobachten wäre. Auch auf verzerrten Informationen basierende statistische Diskriminierung kann durch diesen Mechanismus relativ dauerhaft aufrecht erhalten werden.

Ein weiteres Beispiel: Freiwerdende Positionen werden häufig durch Bewerber mit den Merkmalen des Vorgängers besetzt. Wenn hierbei auch das Geschlecht eine Rolle spielt, wird der Nachfolger eines männlichen Arbeitnehmers mit höherer Wahrscheinlichkeit ein Mann sein. Dadurch aber wird in das System geschlechtsspezifischer Segregation eine zusätzliche Tendenz zur Selbstreproduktion eingebaut.

Positive Rückwirkungen erhöhen auf der anderen Seite aber auch das Ausmaß von Veränderungen, wenn erst einmal eine "kritische Masse" erreicht ist. Gewissermaßen kommt es zu Multiplikatoreffekten. Verringern sich die Einkommensunterschiede, so stellt dies einen Anreiz zum Abbau geschlechtsspezifischer Spezialisierung in der Familie dar, wodurch wiederum die Einkommensunterschiede reduziert werden. Exogene Anstöße wie die Bildungsexpansion, die steigende Erwerbstätigkeit verheirateter Frauen usf. können derartige Prozesse auslösen. Zunehmende Scheidungsraten und sinkende Ehequoten haben vermutlich einen unerwarteten Nebeneffekt: Bei steigenden Trennungsrisiken wird die Berufsorientierung und Ausbildungsinvestition der Frauen anwachsen. Auf der anderen Seite sind aber auch starke Gegenentwicklungen erkennbar wie die Schließungstendenz der "Hochlohn-Frauenbranche" öffentlicher Dienst und die Rationalisierungswelle im Dienstleistungsbereich, so daß Prognosen aufgrund monokausaler Überlegungen äußerst fragwürdig sein dürften.

Abbildung 2 veranschaulicht zusammenfassend die Wirkungen und Wechselwirkungen, die von den in Kap. I präsentierten Theorien behauptet werden. Wie die empirische Analyse deutlich gemacht hat, sind einige der vermute-

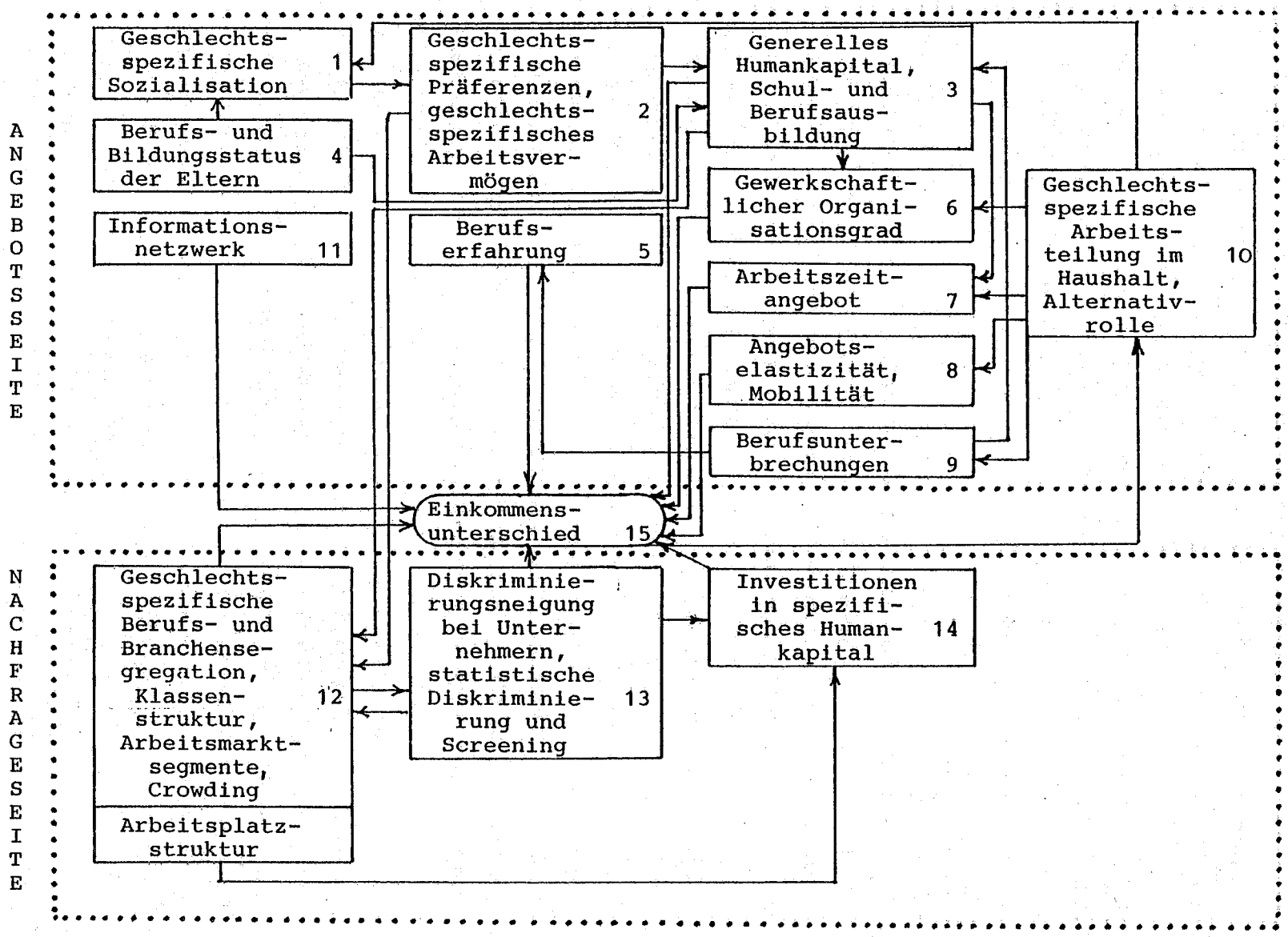

Abbildung 2 Faktoren der Angebots- und Nachfrageseite zur Erklärung von Einkommensunterschieden

ten Effekte allerdings sehr schwach. Anhand des Schemas kann ferner verfolgt werden, daß sich Einkommensvor- oder nachteile im Sinne eines "Trichtereffekts" mit den Ebenen geschlechtsspezifische Sozialisation, Art und Dauer der Ausbildung, Berufswahl, betriebsinterne Ausbildung (Berufserfahrung, spezifisches Humankapital) usf. im Ablauf einer Berufskarriere kumulieren.

Für ein genaueres Studium der Dynamik von Berufskarrieren und der in dem Schema behaupteten Zusammenhänge werden jedoch spezielle Daten benötigt. Derartige Verlaufsdaten können nur in Spezialuntersuchungen erhoben werden, mit denen entweder die Berufskarrieren befragter Personen rückblickend erhoben oder aber mit noch aufwendigeren Paneldesigns prospektiv erforscht werden. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie basieren dagegen in erster Linie auf der Auswertung von Daten einer Querschnittsbefragung. Mit unserer Untersuchung war ja die Absicht verbunden, vorliegende Einkommensdaten aus Befragungen in Hinblick auf die erklärenden Komponenten der geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede sozusagen systematisch "abzuklopfen". Dabei werden einer Sekundäranalyse durch die Art der Daten naturgemäß Beschränkungen auferlegt. Insbesondere wird mit wenigen retrospektiven Fragen zum Bildungsabschluß, der Beschäftigungsdauer im Betrieb etc. das Ausmaß der Karrieredynamik nur rudimentär erfaßt. Hier sind von den gegenwärtig durchgeführten und geplanten Verlaufsstudien tiefere Einsichten und genauere Überprüfungsmöglichkeiten der ökonomischen und soziologischen Hypothesen zu erwarten.[1)]

3. Ansatzpunkte für Maßnahmen

Wie generell in der Sozialpolitik ist bei der Planung gesetzlicher Maßnahmen und Eingriffe besonderes Augenmerk auf die Nebenfolgen und indirekten Wirkungen zu richten. Bekanntlich ist mit guten Absichten noch nicht die Garantie verbunden, daß sich auch die Summe der Folgen als positiv herausstellt. Gesetze gegen Einkommensdiskriminierung können das Ausmaß der Beschäftigungsdiskriminierung verstärken. Ein Verbot der Be-

schäftigungsdiskriminierung wiederum kann zur Erhöhung von Einkommensdiskriminierung führen. Daher liegt es nahe, beide Probleme gemeinsam durch die legislative Regelung von Einkommens- und Beschäftigungsdiskriminierung zu lösen. Möglicherweise wird sich dann aber in bestimmten Bereichen das Selektionsverfahren von Bewerbern durch die Neudefinition von Qualifikationsprofilen ändern. Diskriminierung kann auf dem Umweg aufrecht erhalten werden, daß Arbeitgeber mit dem Geschlecht korrelierte Qualifikationen verlangen, die in keinem Zusammenhang mit der Produktivität stehen. Wirksame und sinnvolle gesetzliche Regelungen müssen sich dieser Problematik stellen und gleichzeitig Vorkehrungen treffen, um die Sekundärfolgen gesetzlicher Maßnahmen zu kontrollieren.

Gesetze gegen Einkommens- und Beschäftigungsdiskriminierung sind darüber hinaus aber auch wegen ihres deklamatorischen Charakters von Bedeutung. Wie die Rechtssoziologie weiß, können Gesetze zum Abbau von Vorurteilen und zur Veränderung von Einstellungen beitragen (siehe Lautmann 1972).

Aus der Sicht der in dieser Studie diskutierten Theorien und empirischen Ergebnisse ist besonders auf zwei Ansatzpunkte zum Abbau geschlechtsspezifischer Einkommensungleichheit hinzuweisen. Diese beiden miteinander verknüpften Problemkreise heißen "statistische Diskriminierung" und "Vereinbarkeit von Familie und Beruf".

Bildungspolitik auf der anderen Seite ist nicht mehr der entscheidende Hebel zur Herstellung von Chancengleichheit der Geschlechter im Berufsleben. Im Zuge der Bildungsexpansion ist eine Angleichung der quantitativen Vollzeitbildungs- und Ausbildungszeiten nahezu erreicht worden. Ein Nachholbedarf existiert aber noch bei der beruflichen und innerbetrieblichen Weiterbildung und bei der qualitativen Verteilung der Geschlechter auf die Ausbildungsabschlüsse. So sind bei der Studienfächerwahl markante geschlechtsspezifische Trennungslinien zwischen den technisch-naturwissenschaftlichen und den geisteswissenschaftlichen Fächern beobachtbar. Relativ hoch ist am unteren Ende der Ausbildungsskala auch noch der Anteil von Frauen ohne beruflichen Ausbildungsabschluß. Zu bedenken ist

aber auch, daß Frauen nicht in allen Ausbildungssparten von einer Angleichung der qualitativen Bildungsverteilung an die Verteilung der Männer profitieren. In den männlich dominierten, gewerblichen Arbeiter-Lehrberufen werden Frauen relativ niedrig entlohnt. Ein Zustrom von Frauen in diesen Bereich könnte unter sonst gleichen Bedingungen das Durchschnittseinkommen der Frauen absenken.[2)] Ein Abbau der Segregation bei den Lehrberufen erfordert daher eine begleitende Lohnpolitik, um negative Einkommenseffekte zu vermeiden.

Insgesamt gesehen ist jedoch das Problem der Einkommensungleichheit weniger eine Frage der Bildungspolitik, als vielmehr ein Problem der Umsetzung von Bildungsqualifikationen in Einkommensstatus. Die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Familie mit ihren direkten und indirekten Auswirkungen auf der Angebots- und Nachfrageseite des Arbeitsmarktes stellt für die Frauen hierbei die entscheidende Hürde dar.
Wie die empirischen Ergebnisse verdeutlichen, spielt die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Familie eine zentrale Rolle bei der Erklärung des Einkommensabstands.

Ledige Frauen verdienen fast 90% des Einkommens lediger Männer, verheiratete Frauen dagegen - wohlgemerkt bei Vollzeitbeschäftigung - weniger als zwei Drittel des Nettoeinkommens verheirateter Männer. Diese Diskrepanz ist noch ausgeprägter bei Berücksichtigung der höheren Teilzeitbeschäftigungsquote verheirateter Frauen - gleichfalls eine Folge der familiären Arbeitsteilung. Gesetzliche Maßnahmen und Regelungen der Tarifparteien zur besseren Vereinbarkeit von Familie und Beruf sind daher der entscheidende Hebel zum Abbau der Ungleichheit geschlechtsspezifischer Einkommens- und Berufschancen. Als Leitprinzip sollte gelten, daß nicht nur Frauen und Männer zwischen Familie und Beruf wählen können, sondern daß für beide Geschlechter Beruf nicht Verzicht auf Familie und Familie nicht Verzicht auf Beruf bedeuten darf.

Es ist hier nicht der Ort, das gesamte Arsenal möglicher Maßnahmen wie bessere Kinderbetreuungsmöglichkeiten, Arbeitszeitregelungen, Steuerrecht usf. zu diskutieren. Eine Vielzahl von Erfahrungen aus anderen

Ländern und Vorschlägen zur Realisierung des "Vereinbarkeitsprinzips" werden z.B. in der Studie von Calame und Fiedler (1982) untersucht. Hinzuweisen ist aber auf einige Probleme, die gesetzliche und tarifpolitische Regelungen in Hinblick auf die Möglichkeit statistischer Diskriminierung aufwerfen.

Aus der Sicht von Unternehmern ist statistische Diskriminierung zwischen gleich qualifizierten Arbeitnehmergruppen ja durchaus rational, wenn sich bei einer speziellen Arbeitnehmergruppe aufgrund von Schutzbestimmungen und Sonderregelungen im Durchschnitt die realen Lohnkosten erhöhen oder im Falle langer Anlernzeiten bei häufigeren Berufsunterbrechungen geringere Renditen auf spezifische Humankapitalinvestitionen erzielen lassen. Alle Sonderregelungen, die einseitig die Lohnkosten einer speziellen Arbeitnehmergruppe über das Niveau der anderen Gruppen erhöhen, erhöhen damit auch die Wahrscheinlichkeit statistischer Diskriminierung. Deshalb sollten Schutzbestimmungen und kostenintensive Maßnahmen für benachteiligte Gruppen entweder für alle Arbeitnehmergruppen gelten, oder aber die Zusatzkosten für gruppenspezifische Regelungen sind kollektiv durch den Staat, die Sozialversicherung, spezielle Versicherungen etc. zu finanzieren. Mit der Befolgung dieser Maxime entfällt für Arbeitgeber ein Anreiz zu statistischer Diskriminierung.[3)]

Eine höhere Wahrscheinlichkeit der Berufsunterbrechungen wegen Mutterschaft bei jungen Frauen ist ein weiteres Problem, das zu statistischer Diskriminierung bei Arbeitsplätzen mit hohen Trainingskosten Anlaß gibt. Auch hier ist es zunächst einmal zweckmäßig, die Sonderregelung "Mutterschaftsurlaub" durch die allgemeine Regelung des "Elternurlaubs" (d.h. der wahlweisen Unterbrechung der Berufstätigkeit durch die Mutter, den Vater oder eine Aufteilung der "Urlaubszeit" zwischen beiden Elternteilen) zu ersetzen. Solange allerdings in erster Linie Frauen von der Wahlmöglichkeit Gebrauch machen, wird das Ausmaß statistischer Diskriminierung durch die allgemeine Regelung "Elternurlaub" allenfalls abgemildert.[4)] Es wäre daher sinnvoll, Anreize zu setzen, die es für Väter attraktiver erscheinen lassen, von der Wahlmöglichkeit "Vaterschaftsurlaub" Gebrauch zu machen. Zu plädieren ist somit für eine Elternurlaubsregelung, bei der entweder der für

Väter ausgezahlte Anteil am Arbeitslohn über demjenigen der Mütter liegt oder aber Väter nach der Geburt eines Kindes eine längere Beurlaubung als Mütter in Anspruch nehmen können. So paradox es klingen mag, könnten Privilegien für Männer zum Abbau statistischer Diskriminierung der Frauen beitragen.

Zusammenfassung nach einzelnen Kapiteln

I. Determinanten von Einkommensunterschieden

Im Anschluß an die Diskussion nationaler und internationaler Einkommensstatistiken werden verschiedene neoklassische Einkommens- und Diskriminierungstheorien sowie soziologische und ökonomische Theorien der Arbeitsmarktsegmentierung dargestellt und einer Kritik unterzogen. Hypothesen dieser Theorien werden im weiteren Verlauf der Arbeit an empirischen Daten überprüft.

II. Methoden zur Zerlegung des Einkommensabstands

Es werden Methoden entwickelt, mit denen der durchschnittliche Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern in drei Komponenten zerlegt werden kann: Einen Zugangschanceneffekt (Z-Effekt), einen Gruppeneffekt (G-Effekt) und einen Interaktionseffekt (I-Effekt). Der Z-Effekt gibt darüber Auskunft, in welchem Ausmaß Einkommensunterschiede auf Unterschiede zwischen Frauen und Männern bei den unabhängigen Variablen (Zugangschancen zu einkommensbestimmenden Ressourcen wie Bildung, Berufserfahrung etc.) zurückführbar sind. Der G-Effekt, der unter bestimmten Bedingungen als Diskriminierungskomponente gedeutet werden kann, informiert darüber, welcher quantitative Anteil des Einkommensabstands verbleibt, wenn Frauen und Männer hypothetisch die gleichen Werte bei den einkommensbestimmenden Ressourcen aufweisen. Es lassen sich mit diesen Methoden somit zwei Fragen beantworten: Wie groß sind die Einkommensunterschiede bei Frauen und Männern mit gleicher Bildung, gleicher Berufserfahrung, gleicher Verteilung auf die Arbeitsmärkte etc., und welcher Anteil am Einkommensabstand ist durch Bildungsunterschiede, Unterschiede bei der Verteilung auf die Branchen usf. erklärbar?

III. Humankapitaltheorie

Die Humankapitalgleichung in der Fassung von Mincer wird nach Geschlecht getrennt an drei verschiedenen Datensätzen geschätzt. Die übereinstimmenden Schätzergebnisse - Ertragsraten auf Bildung zwischen 7 und 8% - werden mit den Ergebnissen anderer Studien verglichen. Berechnet wird ferner das Einkommensprofil nach Berufsalter, dessen Gipfel nach 29 bis 31 Berufsjahren erreicht wird, sowie der Arbeitszeiteffekt in der Einkommensgleichung. Das Maximum des Einkommensprofils liegt bei den Frauen zeitlich etwas vor dem Maximum der Männer. Das weibliche Einkommensprofil verläuft flacher und erwartungsgemäß unterhalb des männlichen Einkommensprofils.

Im Vergleich zu anderen Theorien wird die Humankapitaltheorie zwar hervorragend durch die Daten gestützt, der Einkommensabstand zwischen vollzeitbeschäftigten Frauen und Männern ist auf der Basis der einfachen Mincer-Gleichung aber nur zu einem geringen Teil erklärbar. 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 der vollzeitbeschäftigten Frauen und Männer nur zu einem kleinen Teil erklären. Berufserfahrungsunterschiede erklären einen etwas größeren Prozentsatz. Auf geschlechtsspezifische Unterschiede bei den beiden Humankapitalvariablen zusammen entfallen 15-20% des Einkommensabstands. Betrachtet man alle voll- und teilzeiterwerbstätigen Frauen und Männer mit abhängiger Beschäftigung, dann ist als Hauptfaktor die geschlechtsspezifische Verteilung der Arbeitszeit zu nennen. Letztere erklärt etwa ein Drittel des Einkommensabstands.

Insgesamt zeigt sich, daß Frauen auch bei gleicher Arbeitszeit, gleicher Anzahl von Bildungsjahren und gleichem Berufsalter im Durchschnitt nur 72-75% des Einkommens der Männer erzielen.

IV. Bildungsabschlüsse und Einkommen

Unter Berücksichtigung von Berufsalterseffekten werden die Einkommen der Frauen und Männer nach qualitativen Bildungsabschlüssen geschätzt. Es werden "Bildungs-Einkommensmultiplikatoren" berechnet, die über den Effekt einer Ausbildungsstufe (z.B. Hochschulabschluß) gegenüber der Basiskategorie "Volksschule ohne Berufsausbildung" informieren. Dabei zeigt sich, daß Frauen besonders niedrige Einkommen nach Absolvierung gewerblicher Lehrberufe erzielen. Auch in den Männerberufen mit gewerblicher Lehre sind die Fraueneinkommen vermutlich geringer als in den - von der Ausbildungsdauer her vergleichbaren - kaufmännischen Angestelltenberufen.

V. Folgen der Bildungsexpansion

Anhand der Humankapitalgleichung wird der Einfluß der Bildungsexpansion auf die Angleichung der Einkommen von Männern und Frauen abgeschätzt. Durch die Egalisierung von Bildungsunterschieden im Zuge der Bildungsexpansion hat sich die Einkommensrelation der vollzeitbeschäftigten Frauen und Männer um etwa ein bis zwei Prozentpunkte auf einen Wert von 0,72 erhöht. Bildungsinvestitionen haben aber nicht nur einen individuellen Mikro-, sondern auch einen Makroeffekt. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen anderer Studien zeigt ein Kohortenvergleich, daß die Bildungsertragsrate infolge der Bildungsexpansion bei beiden Geschlechtern gesunken ist.

VI. Beckers Hypothese der Arbeitgeberdiskriminierung

Nach der Diskriminierungstheorie von Becker ist zu erwarten, daß Einkommensdiskriminierung auf Wettbewerbsmärkten eher abgebaut wird als auf monopolisierten Märkten. Die Berechnung von Marktdiskriminierungskoeffizienten für Monopol- und Wettbewerbsmärkte liefert keinen Hinweis auf die Gültigkeit der aus Beckers Erklärungsmodell ableitbaren Hypothese.

VII. Die Rolle des Familienstands

Eine Untersuchung der Einkommensdaten nach dem Familienstand läßt eine deutliche "Einkommensschere" nach der Heirat erkennen. Bei Vollzeitbeschäftigung verdienen verheiratete Männer etwa 15% mehr als ledige Männer, verheiratete Frauen dagegen 10% weniger als ledige Frauen. Diese Einkommensschere ist wegen der hohen Teilzeitquote verheirateter Frauen bei allen Erwerbstätigen (Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer mit Voll- und Teilzeitbeschäftigung) noch ausgeprägter. In der Einkommensgleichung macht sich die Einkommensschere als deutlicher Interaktionseffekt des Familienstands bemerkbar. Verheiratete Männer erzielen einen Einkommensbonus, verheiratete Frauen dagegen - auch bei Vollzeitbeschäftigung, gleicher Bildung und gleichem Berufsalter - einen Einkommensmalus.

Anhand der Einkommensangaben von Ehepartnern wird der Einfluß der Kinderzahl und Ehedauer auf die innerfamiliären Einkommensabstände geschätzt (Polachek-Gleichung). Ein Vergleich lediger Frauen und Männer liefert ferner Hinweise auf das quantitative Ausmaß der Einkommensdiskriminierung. Bei gleicher Bildung und gleichem Berufsalter verdienen vollzeitbeschäftigte ledige Frauen ca. 90% des Nettoeinkommens der männlichen Vergleichsstichprobe.

VIII. Folgen der Branchensegregation

Als Ursache der Einkommensunterschiede wird häufig die geschlechtsspezifische Segregation nach Wirtschaftsbranchen verantwortlich gemacht. Es fragt sich daher, ein wie hoher quantitativer Anteil am Einkommensabstand bei Berücksichtigung von Arbeitszeit, Bildung und Berufsalter allein durch die Tatsache der Branchensegregation erklärbar ist. Die rechnerische Angleichung der Branchenverteilungen von Frauen und Männern liefert das folgende Resultat: Würden sich die Frauen in gleicher Weise wie die Männer auf die Branchen verteilen, so verminderte sich der Einkommensabstand hypothetisch um 17%. Die Einkommensrelation würde damit um fünf Prozentpunkte von 0,67 auf 0,72 ansteigen. Bei Verwendung des dichotomen

Konzepts der Peripherie- und Kernbranchen beziffert sich die Branchenkomponente auf 10%. Frauen sind stärker in peripheren Branchen konzentriert und erzielen dort geringere Einkommen als in Kernbranchen. 10-17% des Einkommensabstands zwischen vollzeitbeschäftigten Frauen und Männern sind somit durch Branchensegregation erklärbar.

IX. Folgen der Berufssegregation

Bei der geschlechtsspezifischen Berufsverteilung ist anhand von Mikrozensusdaten sowohl geschlechtsspezifische Segregation als auch - im Unterschied zur Branchenverteilung - eine erhöhte Konzentration ("Crowding") von Frauen in bestimmten Berufsfeldern nachweisbar. Auf der anderen Seite wird der Effekt der Berufssegregation auf den Einkommensabstand aber zumeist überschätzt. Dieser beträgt nach unserer Berechnung (ohne Kontrolle von Bildung etc.) nur 5,5%. Bei Angleichung der Berufsverteilungen von Frauen und Männern würde der Einkommensabstand nur um 5,5% reduziert werden. Damit sind geschlechtsspezifische Einkommensunterschiede innerhalb der Berufe von weit größerem Gewicht als Unterschiede zwischen den Berufen. Für den Zusammenhang zwischen Frauenberufen und Fraueneinkommen wird - im Gegensatz zur These der Konzentration von Frauen in Niedriglohnberufen - ein umgekehrt u-förmiger Zusammenhang vermutet. Danach erzielen Frauen sowohl in reinen Frauenberufen als auch in Männerberufen geringere Löhne als in "gemischten" Berufstätigkeiten. Die niedrigeren Frauenlöhne in Männerberufen sind möglicherweise als "Kosten der Pioniere" aufzufassen. Den Vorzeichen der Koeffizienten nach liefert die empirische Untersuchung zwar einen Hinweis auf die Existenz eines nichtlinearen (umgekehrt u-förmigen) Zusammenhangs zwischen dem Prozentsatz der Frauen in einem Beruf und dem durchschnittlichen Frauneinkommen. Dieser Zusammenhang mit einem Maximum bei einem Frauenanteil von 28% ist jedoch sehr schwach und nicht signifikant.

X. Statuszuweisungsmodelle

Ein Vergleich der Einkommensgleichung der Statuszuweisungstheorie mit der Humankapitaltheorie läßt erkennen, daß mit der Humankapitalgleichung ein höherer Anteil der Einkommensvarianz erklärbar ist. Die Modifikation der Statuszuweisungstheorie durch Berücksichtigung von Berufsalterseffekten erhöht die Erklärungskraft der Theorie und liefert eine Bestätigung für die These, daß das Einkommensmaximum dem Maximum der Berufslaufbahn nachfolgt. Elternhausressourcen üben starke direkte Effekte auf den Bildungsweg, hingegen allenfalls geringe direkte Effekte auf den Einkommensstatus der Töchter und Söhne aus. Die intergenerationale Statusvererbung erfolgt damit im wesentlichen auf indirektem Wege über das Bildungssystem. Empirische Hinweise zu direkten Effekten des Elternhauses auf den Berufsstatus der Kinder finden sich nur bei den Männern.

XI. Klassenstruktur und Einkommen

Ausgehend von der Klassenstrukturtheorie von Wright stehen drei Fragen im Mittelpunkt dieses Kapitels:

- Welcher Anteil am Einkommensabstand zwischen den Geschlechtern ist durch die Unterrepräsentation der Frauen in den einkommensprivilegierten Klassenpositionen erklärbar?
- Wie hoch ist der zusätzliche Varianzbeitrag der Geschlechter bei der Erklärung der Einkommensstreuung im Vergleich mit den Prädikatoren Klasse und Bildung?
- Um wieviel größer oder kleiner ist der "bereinigte" Einkommensabstand zwischen Männern und Frauen im Vergleich zur Einkommensdiskrepanz bei den Klassen und Bildungsgruppen?

Es zeigt sich, daß ein Anteil von 10% des Einkommensabstands durch die unterschiedliche Verteilung von Frauen und Männern auf die Klassenpositionen erklärbar ist, wobei auch die Einkommen von Selbständigen berück-

sichtigt wurden. Weiterhin ist der zusätzliche Varianzbeitrag des Geschlechts geringer als der Klassen- und Bildungseffekt. Drittens läßt sich für die polaren Gruppen auf den drei Dimensionen Bildung, Klasse, Geschlecht jeweils eine bereinigte Einkommensdiskrepanz von DM 1400 (bei zehn Jahren Bildungsunterschied, d.h. Volksschule versus Hochschulabschluß), DM 1700 zwischen unteren Arbeitnehmern und Arbeitgebern und DM 450 zwischen Frauen und Männern errechnen. Der Geschlechtseffekt hat damit zwar absolut gesehen ein großes Gewicht bei der Einkommenserklärung; dies ist aber immer noch geringer als der Effekt der Bildungsvariablen und Klassenposition.

XII. Netzwerkstruktur und Einkommen

Nach der Theorie von Granovetter hat die Form des sozialen Netzwerks einer Person und die Zahl von "weak-tie"-Kontakten mit Bekannten einen Einfluß auf die Berufs- und Einkommenschancen. Eine Einkommensregression mit den Variablen "Netzwerkdichte" und "Zahl der Vereinsmitgliedschaften" (als Indikator von Informationschancen über berufliche Möglichkeiten) liefert jedoch keine signifkanten Resultate zur Stützung der Hypothese. Allenfalls bei den Männern ist ein schwacher, jedoch nicht-signifikanter Effekt der Netzwerkdichte in der erwarteten Richtung erkennbar.

XIII. Einkommensungleichheit durch Arbeitsmarktsegmentierung

Nach dem Konzept des Münchener "Instituts für Sozialforschung" lassen sich drei Arbeitsmarkttypen unterscheiden: Der "Jedermannsarbeitsmarkt" (1) mit geringen Qualifikationserfordernissen, berufsfachliche Arbeitsmärkte (2) und interne Arbeitsmärkte in größeren Betrieben. Wird bei den internen Arbeitsmärkten noch nach den Bereichen "interne Arbeitsmärkte in der Privatwirtschaft" (3) und öffentlicher Dienst (4) unterschieden, dann erhält man für die voll- und teilzeitbeschäftigten Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer die folgenden Verteilungen auf die vier Teilarbeitsmärkte: Frauen (1) 16,4%, (2) 30,6%, (3) 12,3% und (4) 40,7%. Männer: (1) 4,0%, (2)

32,1%, (3) 32,3% und (4) 31,6%. Frauen haben damit eine viermal größere "Chance", einen Arbeitsplatz im niedrig entlohnten "Jedermannsbereich" zu erhalten. Die Unterrepräsentation der Frauen im Bereich interner Arbeitsmärkte und die Überrepräsentation bei unqualifizierten Arbeitsplätzen erklärt etwa 10-15% des Einkommensabstands zwischen Frauen und Männern. Bei einer anderen Stichprobe allerdings - dem Allbus 1980 - sind keine Effekte der Segmente in diesem Umfang nachweisbar.
Von großer Bedeutung ist für die Frauen die "Hochlohnbranche" öffentlicher Dienst. Schließungstendenzen in diesem Bereich werden sich negativ auf die Einkommenschancen von Frauen auswirken.
Die empirische Analyse macht ferner deutlich, daß die Einkommens-Berufsalters-Profile zwischen dem "Jedermannsbereich" einerseits und den berufsfachlichen und internen Arbeitsmärkten andererseits in charakteristischer Weise variieren. Die Berücksichtigung von Arbeitsmarktsegmenten und Merkmalen der Arbeitsstruktur in der Einkommensgleichung liefert Hinweise dafür, daß Strukturvariablen neben den Humankapitalvariablen eigenständige Effekte auf die Einkommenshöhe ausüben. Dabei zeigt sich ein Interaktionseffekt der Betriebsgröße: Nur Männer erzielen in Großbetrieben einen Einkommensbonus; Frauen dagegen erhalten bei Kontrolle von Bildung, Berufsalter und weiteren Merkmalen der Arbeitsstruktur in Großbetrieben keine höheren Einkommen als in Kleinbetrieben.

XIV. Experimentelle Untersuchung von Beschäftigungsdiskriminierung

Mögliches diskriminierendes Verhalten von Arbeitgebern in der ersten Phase einer Stellenbewerbung wurde mit einer einfachen experimentellen Methode untersucht. Auf Stelleninserate in einer Zeitung wurden jeweils Paare von "Bewerbungen" eingesandt. Die Bewerbungspaare bestanden jeweils aus einem Anschreiben und einem bezüglich relevanter Merkmale (Alter, Familienstand, Qualifikation) gleich gehaltenen Lebenslaufs, wobei nur das Geschlecht variiert wurde ("Tootsie-Experiment"). Bei insgesamt 82 Einsendungen auf Annoncen zu zwei Berufen (Programmierer und Buchhalter) ergaben sich keine Hinweise auf diskriminierendes Verhalten der Arbeitgeber gegenüber Frauen in der ersten Bewerbungsphase (Einla-

dung zu einem Vorstellungsgespräch). Es wird argumentiert, daß auf der anderen Seite statistische Einkommens- und Beschäftigungsdiskriminierung primär in Berufstätigkeiten mit einem hohen Ausmaß spezifischer Humankapitalerfordernisse und damit verbundenen langen Trainingszeiten zu beobachten sein wird. Geschlechtsspezifische Diskriminierung ist nach dieser Hypothese seltener in Berufen mit geringer Qualifikation oder Arbeitsplätzen mit primär generellen Humankapitalerfordernissen - wie bei den ausgeschriebenen Programmierer- und Buchhalterpositionen - zu erwarten. Ein empirischer Hinweis auf die Gültigkeit der Hypothese ist auch der in Kap. XIII. erwähnte Interaktionseffekt der Betriebsgröße. In größeren Betrieben existieren mehr Arbeitsplätze mit spezifischen Humankapitalerfordernissen, so daß hier der geschlechtsspezifische Einkommensabstand stärker ausgeprägt ist als in kleineren Betrieben.

XV. Perspektiven und Maßnahmen

Bei der Untersuchung der Dynamik von Berufskarrieren spielen Rückkoppelungseffekte eine besondere Rolle. Es werden hierzu einige Forschungsperspektiven aufgezeigt, wobei dafür plädiert wird, empirische Analysen auf der Basis von Längsschnitt- und Verlaufsdaten durchzuführen.
Während Frauen im Zuge der Bildungsexpansion bei der quantitativen Bildungsdauer mit den Männern nahezu gleichgezogen haben, stellt der Interaktionseffekt des Familienstands (die "Einkommensschere" bei verheirateten Frauen und Männern) eine Hauptquelle der geringeren Einkommen von Frauen dar. Hinzu kommen direkte und indirekte Auswirkungen der geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung in der Familie auf das Verhalten von Arbeitgebern ("statistische Diskriminierung") und die Arbeitsmarktorientierung von Frauen. Zum Abbau geschlechtsspezifischer Einkommensunterschiede ist daher vorrangig auf Maßnahmen zur Förderung der Vereinbarkeit von Familie und Beruf hinzuweisen. In diesem Zusammenhang wird eine "Elternurlaubsregelung" diskutiert, die differentielle Anreize für Mütter und Väter vorsieht und damit auch zum Abbau statistischer Diskriminierung beitragen könnte.

Anmerkungen zu Kap. VII:

1) Der Interaktionseffekt ist auch beim Allbus 1980 und bei der Arbeitseinkommensumfrage nachweisbar. In allen drei Datensätzen weist der Koeffizient des Familienstands (mit der Kodierung verheiratet = 1) bei den Frauen ein negatives und bei den Männern ein positives Vorzeichen auf. Der negative Effekt ist allerdings bei der Arbeitseinkommensumfrage und dem Allbus 1980 nicht signifikant.
2) Wobei die Vergrößerung des Unterschieds nicht linear erfolgen muß. Für den Einfluß der Ehedauer ist vielmehr eine parabolische Funktion angemessen, da in späteren Ehephasen das Interesse der Frauen an Marktarbeit wieder steigt (Polachek 1975, S. 217ff).
3) Größere Abweichungen bei genauer Erhebung der Erwerbskarrieren werden allerdings von Helberger (1982) berichtet.
4) In die gleiche Richtung weisen auch Schätzungen anhand der Allbus-80-Stichprobe und der Arbeitseinkommensumfrage.
5) Absolut geringe Effekte wie bei den Bildungsunterschieden führen daher zu prozentual relativ großen Werten. Außerdem wirken sich Stichprobenschwankungen stark aus. So ist z.B. das Vorzeichen für die Bildungskomponente bei der Arbeitseinkommensumfrage und den Allbus-80-Daten negativ!

Anmerkungen zu Kap. VIII:

1) Die Schätzung erfolgt auf der Basis der Daten der Arbeitseinkommensumfrage. Der Allbus 1982 erlaubt keine Schätzung der separaten Brancheneffekte, da die Fallzahl in mehreren Branchen sehr niedrig oder sogar null ist. In Abschnitt 1.2 werden Schätzungen aggregierter Brancheneffekte mit Allbus-Daten berichtet.
2) In einem ähnlichen Ergebnis gelangt auch Addison 1975, S. 123 mit einer etwas anderen Berechnungsmethode (und ohne Kontrolle von Humankapitalunterschieden) auf der Basis deutscher Mikrozensusdaten vom Oktober 1971. Siehe auch Langkau 1977 und Walch 1980, S. 90ff. Für das Jahr 1976 errechnet Langkau (1977, S. 113) einen Brancheneffekt von

19,6%.

3) Nicht zugeordnet werden können nach dem Schema von Beck et al. die folgenden Kategorien der Allbus-Umfrage: Organisationen ohne Erwerbscharakter, Ausbau- und Bauhilfsgewerbe und Handelsvermittlung. Die relativ wenigen befragten erwerbstätigen Personen in diesen Bereichen bleiben unberücksichtigt.
4) $Z = 0{,}1668\,(0{,}86 - 0{,}654) = 0{,}0344$ mit den Werten in Tabelle 4. Z% beträgt dann $(0{,}0344/0{,}327) \cdot 100 = 10{,}5\%$. Die erhöhte Einkommensrelation nach Angleichung der Verteilungen beträgt
$\exp(7{,}325 + 0{,}0344)/\exp(7{,}652) = 0{,}746$.
5) Dissimilaritätsindex $= 1/2\sum|f_{iM} - f_{iF}|$, wobei f_{iM} und f_{iF} die relativen Häufigkeiten der Männer bzw. Frauen in Branche i bezeichnen.
6) $D = 1 - \sum f_i^2$ und $IQV = (I/I-1)) \cdot D$ mit der Kategorienzahl I.
7) Genauere Angaben zur Branchensegregation und ihrer Veränderung im Zeitablauf auf der Basis von Mikrozensusdaten sind der Arbeit von Willms (1983) zu entnehmen.

Anmerkungen zu Kap. IX:

1) Der baden-würtembergische Mikrozensus 1978 ist der jüngste Mikrozensus mit Einkommensangaben, der für Zwecke der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse zur Verfügung steht. Für die Überlassung eines Datenfiles mit den Berufs- und Einkommensangaben bedanke ich mich bei Dr. Johan Handl vom VASMA-Projekt in Mannheim.
2) Nicht berücksichtigt wurden Lehrlinge, Praktikanten und Volontäre ohne feststehenden Beruf, mithelfende Familienangehörige außerhalb der Landwirtschaft und Arbeitskräfte ohne nähere Tätigkeitsangabe.
3) Für die Berechnung bedanke ich mich bei Dr. Karl Pichelmann am Institut für Höhere Studien in Wien.
4) Als Problem stellt sich bei der Berechnung, daß als Folge der geringeren Fallzahl und stärkeren Konzentration bei den Frauen 72 von 317 Berufen eine Besetzungszahl von null aufweisen. Bei den Männern liegen nur für 5 Berufe keine Einkommensangaben vor. Für die Berufe mit

Nullbesetzung wurde eine Regressionsschätzung mittels der im folgenden Abschnitt erläuterten U-Funktion unternommen. Die geschätzten Einkommensmittel der Frauen in den 100%-Männerberufen betragen DM 1035 und die Werte der Männer in den 100%-Frauenberufen DM 1424. Eine Alternative ist die Schätzung der fehlenden Einkommensmittel anhand der globalen Einkommensrelation von 0,584 (Tabelle 2). Eine Neuberechnung nach dieser Methode ergibt nur geringfügige Abweichungen: Der Z-Effekt in Tabelle 2 steigt dann von 5,5 auf 6,2%.

5) Gewiß hängen die Ergebnisse auch vom Klassifikationsschema der Berufe ab. Einige Kategorien sind nach dem "Wiesbadener" Schema sehr umfassend ("Bürofachkräfte"), andere ausgesprochen "fein" ("Edelsteinbearbeiter") definiert. Die breiten Kategorien führen dabei zur Unterschätzung des Segregationseffekts.

6) Die Fallzahl beträgt bei den Frauen 245, da für 72 Berufe keine Einkommensangaben vorliegen.

Anmerkungen zu Kap. X:

1) Zu einer Anwendung in der BR-Deutschland siehe Müller 1975.

2) Zu dem entgegengesetzten Ergebnis kommt Kerber (1983) bei einem Vergleich der beiden Theorien. Nach ihren Berechnungen auf der Basis der Daten der Mannheimer Lebensverlaufsstudie (N=104) beträgt die erklärte Varianz bei der SZ-Theorie für die Männer 22,4% und für die Frauen 25%. Für die Humankapitaltheorie ergibt sich nur 18,2% bzw. 6,2%. Die Ergebnisse zur Humankapitaltheorie liegen in dieser Untersuchung jedoch weit unter den Werten, die von den meisten empirischen Humankapitalstudien (siehe die Hinweise in Kap. III, insbesondere die Studien in Tabelle 3) berichtet werden. In der Gesamtstichprobe wiederum schneidet auch bei Kerber die Humankapitaltheorie besser ab als das SZ-Modell.

3) Das Berufsprestige wird hierbei auf der Skala von Treiman gemessen (siehe Treiman 1979).

4) Dabei ist aber immer zu berücksichtigen, daß die Schätzungen an Querschnittsdaten vorgenommen wurden. Die Profile werden gewisser-

maßen aus dem Beitrag verschiedener Kohorten rekonstruiert, wobei die Abwesenheit von Kohorteneffekten unterstellt werden muß.

Anmerkungen zu Kap. XI:

1) Zu einer Replikation der Studien von Wright anhand deutscher Mikrozensusdaten siehe auch die Arbeit von Terwey (1984).
2) Wright und Perrone 1977 (S. 42f) verwenden stattdessen eine äußerst fragwürdige "Credential-Skala", bei der einfach die Rangziffern der Bildungsabschlüsse als "Credential-Einheiten" aufgefaßt werden. Wieso aber sollte der Abstand zwischen der "abgeschlossenen Elementarschule" (0) und "some high school" (1) genauso groß sein, wie zwischen College-Examen (5) und Post-College-Ausbildung (6)? In Grunde genommen handelt es sich um eine Rangskala. Ohne genaues Wissen über die Abstände zwischen den "Credentials" wäre es zweckmäßiger im Sinne der Credential-Hypothese, die Bildungsabschlüsse als qualitative Variablen (wie in Kap. IV unserer Untersuchung) zu behandeln. Für eine vereinfachte quantitative Analyse empfiehlt es sich dagegen, von Bildungsjahren auszugehen. Nach unseren Erfahrungen dürfte aber der Unterschied zwischen den verwendeten Bildungsskalen - wie auch Wright und Perrone bemerken - die Ergebnisse nicht wesentlich beeinträchtigen.
3) Nach dem Operationalisierungsschema können nicht alle Fälle eindeutig einer Klassenposition zugewiesen werden (z.B. gelernte Arbeiter mit Untergebenen). Zweifelsfälle bleiben bei der Analyse unberücksichtigt, so daß die Stichprobe auf 384 ganztags erwerbstätige Männer und 163 ebenfalls ganztags erwerbstätige Frauen schrumpft.
4) Bei den Arbeitgebern sind es zwölf, bei den Kleinbürgern nur drei Frauen.
5) Der hypothetische Gewinn der Frauen auf der ln-Skala beträgt 7,395 - 7,362 = 0,033. Dies sind ein Zehntel des unbereinigten ln-Abstands von 7,692 - 7,362 = 0,330. Aufgrund der geringen Fallzahlen in den Selbstständigenkategorien ist die Schätzung als vorläufig anzusehen. Als relativ hoch erscheint der Anteil der Frauen in der Arbeitge-

berkategorie. Sollte dieser Wert überschätzt sein, so ist die Konsequenz eine Unterschätzung des Klasseneffekts. Auf der anderen Seite führt der möglicherweise überschätzte Koeffizient der Kleinbürgerkategorie bei den Frauen von 0,643 zu einer Überschätzung des Klasseneffekts. Es handelt sich also um zwei mögliche Verzerrungen mit entgegengesetzter Wirkungsrichtung.

6) Bei der ln-Regression mit den Allbus-80-Daten ist allerdings der Geschlechtseffekt stärker als der Klassen- und geringer als der Bildungseffekt. Bei der DM-Einkommensregression ergibt sich wieder die Reihenfolge Bildungs-, Klassen-, Geschlechtseffekt.

7) Nicht in Übereinstimmung mit den Hypothesen und Ergebnissen von Wright und Perrone (1977) sind die Ertragsraten auf Bildung (Koeffizienten der ln-Regression) sowie die Koeffizienten der DM-Einkommensregression getrennt nach Klassenpositionen. Die Schätzwerte anhand der Allbus-82-Daten (Ertragsraten) lauten: Einfache Arbeitnehmer 0,059, leitende Arbeitnehmer 0,071, Kleinbürger -0,0068 (nicht signifikant), Arbeitgeber 0,060. Während die Ertragsraten - bis auf die Kleinbürger - nur wenig differieren, unterscheiden sich natürlich die Werte in der absoluten DM-Einkommensregression, auf die sich Wright und Perrone (1977) beziehen. Die Gruppenunterschiede (insbesondere die starken Bildungseffekte bei den Arbeitgebern) sind jedoch nicht im Einklang mit den Hypothesen der Autoren. Siehe hierzu auch die Untersuchung von Terwey (1984).

8) Eine genauere Berechnung hätte auch Interaktionseffekte einzubeziehen, wobei die Zerlegungsmethode in Kap. II einfach auf die Zerlegung des Einkommensabstands zwischen den Klassen oder Bildungsgruppen angewandt werden kann. Dazu sind aber Regressionsschätzungen getrennt nach den polaren Gruppen erforderlich.

Anmerkungen zu Kap. XII:

1) Damit ist natürlich nur ein kleiner Ausschnitt aus dem gesamten sozialen Netz einer Person gegeben, der sich zudem nur auf die Freunde (die "strong ties") bezieht. Es ist aber erstens anzunehmen, daß die Stichprobe aus dem vollständigen Netzwerk Eigenschaften des Gesamtnetzwerks indiziert. Zum zweiten besteht die Stärke der "weak ties" nach Granovetters Theorie darin, daß sie mit hoher Wahrscheinlichkeit die Eigenschaft der "Brückenrelation" aufweisen. Für den Informationsfluß ist aber gerade diese Eigenschaft von Bedeutung. Die Hypothesen können daher auch anhand von sozialen Netzen geprüft werden, die sich nur auf Freundschaft beziehen, sofern die sozialen Netze in Hinblick auf die Eigenschaft "Brückenrelation" variieren.
2) Bei der Verteilung (2) und den folgenden Einkommensanalysen werden nur erwerbstätige Freunde (voll- und teilzeitbeschäftigte, Selbständige und Arbeitnehmer) berücksichtigt, da zu vermuten ist, daß als Informationsquellen über Berufschancen primär erwerbstätige Freunde fungieren.
3) Der Vereinsindex ist einfach die Summe der "Vereinsmitgliedschaften" in Parteien, Berufsverbänden, kirchlichen Vereinen sowie Sport- und Freizeitclubs.

Anmerkungen zu Kap. XIII:

1) Die Gratifikationen (Einkommen) werden nicht als Definitionsmerkmale der Arbeitsmarkttypen verwendet, da es ja das Ziel ist, Einkommensunterschiede durch die geschlechtsspezifische Verteilung auf die Segmente zu erklären.
2) Ohne die äußerst geringe Anzahl von Industrie- und Werkmeistern im öffentlichen Dienst in der Stichprobe, die im Angestelltenverhältnis beschäftigt sind.
3) Der Anteil der erklärten Einkommensvarianz durch die Segmente (wobei der öffentliche Dienst als vierter, separater Teilarbeitsmarkt behandelt wurde) bewegt sich mit 12% bei logarithmischer und 10% bei nicht-lo-

garithmischer Einkommensskala in der gleichen Größenordnung wie der erklärte Anteil am Einkommensabstand.

4) Zu dem Problem verzerrter Schätzungen bei Unterteilung der Stichprobe nach Merkmalen, die mit dem Einkommen korrelieren (Segmente, Klassen etc.) siehe z.B. Cain (1976) und die Untersuchung von Bellmann, Gerlach und Hübler (1984, S. 214ff). Der Vergleich mit der männlichen Stichprobe ist deshalb angebracht, da hier die geringsten Verzerrungen vorliegen. Zum einen sind Berufsunterbrechungen bei den Männern relativ selten, zum anderen stellt sich hier nicht das Problem des "sample selection bias", d.h. die männliche Stichprobe ist noch am ehesten ein Abbild der Gesamtheit der Männer.

5) Zu ähnlichen Ergebnissen anhand österreichischer Mikrozensusdaten vgl. Christl (1984). Siehe auch die Studie von Osterman (1975), in der die Segmente durch Berufstätigkeiten definiert wurden. Auch in dieser Studie zeigten sich auf der Basis US-amerikanischer Daten erhebliche Unterschiede zwischen den Regressionsschätzungen beim sekundären und primären Teilarbeitsmarkt. Trotz Vergleichbarkeitsproblemen und anders gewählten Operationalisierungen weisen die Ergebnisse von Osterman in eine Richtung, die mit den hier diskutierten Ergebnissen weitgehend übereinstimmen.

6) Da die Schulbildung mit der Länge der Berufsausbildung positiv korreliert ist, handelt es sich um eine Überschätzung der Ertragsraten.

7) Bei den hier nicht aufgeführten Allbus-80-Schätzungen ist dieser Effekt sogar nahe null.

8) Der Wert von 0,1891 entspricht der Summe der Effekte $Z_i = -0{,}0373$; $G_i = 0{,}1246$ und $I_i = 0{,}1018$. Es gilt nämlich die Beziehung:

$$X_{iM}b_{iM} - X_{iF}b_{iF} = (X_{iM} - X_{iF})b_{iF} + (b_{iM} - b_{iF})X_{iF} + (X_{iM} - X_{iF})(b_{iM} - b_{iF}).$$

Man sieht auch, daß I_i, der Interaktionseffekt bezüglich des Familienstands, stark positiv ist und allein ein Drittel der logarithmischen Einkommensdifferenz erklärt.

9) Gemessen auf der Skala von Treiman (1979).

10) Die Unterschiede im Berufsprestige zwischen Männern und Frauen (41,89 versus 41,44 in Tabelle 10) sind vermutlich deshalb relativ gering, da Frauen einen Ausgleich durch die starke Konzentration in den höher bewerteten Angestelltenberufen erzielen. Wegen der geringen geschlechtsspezifischen Differenz ist auch der Erklärungsanteil am Einkommensabstand - wie bei den Bildungsjahren - sehr gering.

11) Bei ganztags und halbtags beschäftigten Arbeitnehmern ist der Erklärungsanteil des Berufsalters und der Beschäftigungsdauer wesentlich geringer (3,4% und 2,9% Anteil am logarithmischen Einkommensabstand von 0,560). Der Grund hierfür ist, daß halbtags erwerbstätige Frauen im Durchschnitt älter sind und damit der Abstand zu den Männern beim Berufsalter und der Beschäftigungsdauer schrumpft. Die erklärten Prozentanteile bei der Stichprobe teil- und vollzeitbeschäftigter Frauen und Männer lauten wie folgt: Bildungsjahre 1,4%, Berufsalter 3,4%, Arbeitszeit (ganztags versus halbtags) 31,0%, Untergebene 3,9%, Beschäftigungsdauer 2,9%, Betriebsgröße 2,0%, Kernbranchen 2,0%, Wohndauer -1,3%, Arbeiter/Angestellte/Beamte 4,2%, Berufsprestige 1,7% und Familienstand -2,2%. Bei ganz- und halbtags Beschäftigten ist der Interaktionseffekt der Betriebsgröße insofern abgeschwächt, da hier der Koeffizient der Frauen in größeren Betrieben ein positives Vorzeichen wie bei den Männern hat, wenn auch der Betriebsgrößeneffekt bei den Frauen nicht signifikant ist.

Anmerkungen zu Kap. XIV:

1) Das Experiment wurde als Teilprojekt im Rahmen des von der VW-Stiftung unterstützten Einkommensprojekts von Ferdinand Lechner am Institut für Höhere Studien in Wien durchgeführt. Siehe hierzu auch die genaue Darstellung der Studie in Lechner (1985). Ein ähnliches, in den USA durchgeführtes Experiment mittels telephonischer Bewerbungen wird von Levinson berichtet.

2) Alle Bewerber waren verheiratet, im Alter von 28-29 Jahren, Österreicher, mit Beufspraxis und hatten für die jeweilige Tätigkeit eine sehr gute Qualifikation vorzuweisen. Siehe zu einer genauen Beschreibung Lechner 1985.

3) Dabei hat ein männlicher Bewerber zunächst eine Ablehnung, später aber - möglicherweise, weil sich die experimentelle Mitbewerberin auf die Einladung nicht gemeldet hat - einen zustimmenden Bescheid erhalten. Klassifiziert man diesen Fall als Ablehnung, so handelt es sich nur um acht positive Reaktionen.

4) Zur Analyse von Antwortzeiten und der Schätzung von Überlebenskurven siehe Diekmann und Mitter 1984.

5) Zu einer genaueren Beschreibung des Verfahrens siehe Diekmann und Mitter 1984. Personen ohne Bescheid nach Abschluß der Studie und Personen mit negativem Bescheid werden als "immune" (und nicht als zensierte) Fälle behandelt. Bezüglich des Geschlechtseffekts ist der Signifikanztest nicht interpretierbar, da die Ankunftszeiten paarweise voneinander abhängig sind. Die Berufs- und Ausschreibungseffekte ändern sich nicht wesentlich, wenn die Schätzung getrennt für Frauen und Männer erfolgt.

6) Es wäre sicherlich von Interesse, das Experiment bei anderen Berufen und mit variierenden Merkmalen der Lebensläufe zu wiederholen, wobei auch andere Arten von Diskriminierung - beispielsweise Altersdiskriminierung, Diskriminierung ausländischer Arbeiter usf. - untersucht werden könnten. Zur Prüfung der Hypothese höherer geschlechtsspezifischer Diskriminierung bei einem hohen Ausmaß von spezifischem Humankapital wären Berufe mit langen, möglicherweise mehrjährigen Anlernzeiten, auszuwählen.

Anmerkungen zu Kap. XV:

1) Die aufwendigste, derzeit durchgeführte Studie ist das "Sozioökonomische Panel" (zu einer Kurzbeschreibung siehe Hanefeld 1982). Ein weiteres Projekt mit dem Thema "Lebensverläufe und Wohlfahrtsentwicklung" wird von Mayer (1979) geleitet. In Planung befindet sich ferner eine Berufskarrierestudie von Diekmann, Voss und Ziegler (1985).

2) Wobei allerdings die niedrige Entlohnung von Frauen in Arbeiterberufen mit gewerblicher Lehre auch noch teilweise auf die "innere" Segregation zurückzuführen ist. Frauen sind in diesem Bereich ja auch als

Näherinnen, d.h. in den wenigen typischen Frauenberufen mit gewerblicher Lehre tätig (siehe dazu genauer Kap. IV und Kap. IX).

3) Eine andere Möglichkeit ist auch in der Erhöhung der Lohnkosten der privilegierten Gruppe oder in Maßnahmen zur Verteuerung statistischer Diskriminierung (wie beispielsweise die Arbeitsmarktabgabe bei der Nichteinstellung von behinderten Arbeitnehmern) zu sehen. "Affirmative-Action-Programme" können ebenfalls wirksame positive und negative Anreize für die Einstellungspolitik von Unternehmern setzen.
Welche Merkmale unter welchen Bedingungen und in welchem Ausmaß statistische Diskriminierung erzeugen, ist allerdings empirisch weitgehend ungeklärt. Mit experimentellen Methoden (siehe Kap. XIV), Befragungen von Personalchefs und Unternehmern etc. könnte versucht werden, hierüber genauere Erkenntnisse zu sammeln.
Zu einer Untersuchung möglicher beschäftigungsdiskriminierender Folgen von Arbeitsschutzregelungen siehe Wiederschwinger 1985.

4) In Schweden, wo der Elternurlaub bei Geburt eines Kindes 1974 mit maximal 180 Tagen für beide Elternteile eingeführt wurde, entfielen auf die Männer 1980 nur 2% der 17,4 Millionen insgesamt in Anspruch genommenen Freistellungstage. 10% der Väter haben jedoch von dem Elternurlaub wenigstens zu einem Teil (d.h. mindestens ein Freistellungstag) Gebrauch gemacht (Calome und Fiedler 1982, S. 126).

LITERATURVERZEICHNIS

ADDISON, J.T.: Gleichberechtigung - The German Experience, in: B.O. Pettman, Hrsg., Equal Pay for Women, Bradford 1975, S. 99-128

AGRESTI, B.F. und A. AGRESTI: Statistical Analysis of Qualitative Variation, in: K. Schuessler, Hrsg., Sociological Methodology 1978, San Francisco 1978

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

CALAME, A. und M. FIEDLER: Maßnahmen zugunsten einer besseren Vereinbarkeit von Familie und Beruf. Erfahrungen aus der DDR, Frankreich, Großbritannien und Schweden sowie Empfehlungen für die Bundesrepublik. Gruppe Politik - Information am IIMV/Arbeitsmarktpolitik, Wissenschaftszentrum Berlin 1982

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.: The Explanatory Power of the Human Capital Earnings Function, Empirica-Austrian Economic Papers, 1984, S. 47-57

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

DIEKMANN, A. und P. Mitter: Methoden zur Analyse von Zeitverläufen, Stuttgart 1984

DIEKMANN, A., Th. VOSS und R. ZIEGLER: Organisationen und Berufsverläufe: Struktur, Dynamik, Wechselwirkungen, in: Antrag auf Einrichtung eines Sonderforschungsbereichs "Entwicklungsperspektiven von Arbeit", Universität München 1985

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

HANEFELD, U.: Das sozioökonomische Panel. Eine Kurzinformation, Arbeitspapier Nr. 65 des Sonderforschungsbereichs 3, Universität Frankfurt und Mannheim 1982

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

KERBER, U.: Erwerbskarriere und Arbeitseinkommen. Eine vergleichende empirische Auswertung der Mannheimer Lebensverlaufsstudie, Arbeitspapier Nr. 126 des SFB 3, Frankfurt und Mannheim 1983

LANGKAU, J.: Lohn- und Gehaltsdiskriminierung von Arbeitnehmerinnen in der Bundesrepublik Deutschland. Bestimmung und Analyse des geschlechtsspezifischen Einkommensabstands 1960-1976, Bonn 1979

LAUTMANN, R.: Abbau von Vorurteilen durch Gesetze, in: M. Rehbinder und H. Schelsky, Hrsg., Jahrbuch für Rechtssoziologie und Rechtstheorie. Zur Effektivität des Rechts (Bd. III), Düsseldorf 1979, S. 187-204

LECHNER, F.: Geschlechtsspezifische Diskriminierung am Anzeigenmarkt. Inhaltsanalyse von Stellenanzeigen und Bewerbungsexperiment, For-

schungsbericht des Instituts für Höhere Studien Nr. 217, Wien 1985

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

LEVINSON, R.M.: Sex Discrimination and Employment Practices: An Experiment with Unconventional Job Inquiries, Social Problems, Bd. 22, S. 533-543

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

MAYER, K.U.: Lebensverläufe und Wohlfahrtsentwicklung. Antrag auf Einrichtung und Finanzierung des SFB 3 "Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik, Frankfurt und Mannheim 1979, S. 181-217

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.: Familie-Schule-Beruf. Opladen 1975

MÜLLER, W.: Schulbildung und Weiterbildung als soziologische Hinter-

grundvariablen, 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

OSTERMAN, P.: An Empirical Study of Labor Market Segmentation, Industrial and Labor Relations Review, Bd. 28, 1975, S. 508-523

PFARR, H.M.: Lohngleichheit. Zur Rechtsprechung bei geschlechtsspezifischer Entgeltdiskriminierung, Bd. 100 der Schriftenreihe des Bundesministers für Jugend, Familie und Gesundheit, Stuttgart 1981

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.: Begriff und Messung des Berufsprestiges in der international vergleichenden Mobilitätsforschung, in: F.U. Pappi, Hrsg., Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten, Königstein, Ts., 1979, S. 124-167

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

WIEDERSCHWINGER, M.:Zur beschäftigungsdiskriminierenden Wirkung des Frauenarbeitsschutzes, Forschungsbericht Nr. 216 des Instituts für Höhere Studien, Wien 1985

WILLMS, A.: Grundzüge der Entwicklung der Frauenarbeit von 1880 bis 1980, in: W. Müller, A. Willms und J. Handl, Strukturwandel der Frauenarbeit 1880 - 1980, Frankfurt und New York 1983

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

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

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

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