

# Einkommensungleichheit in der Bundesrepublik Deutschland: Diskriminierung von Frauen und Ausländern?

Andreas Diekmann, Henriette Engelhardt und Peter Hartmann\*

Der vorliegende Artikel befaßt sich mit einer empirischen Untersuchung der Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen sowie zwischen Deutschen und Ausländern in der Bundesrepublik Deutschland. Anhand der Daten des Mikrozensus 1985 werden humankapitaltheoretisch fundierte Einkommensfunktionen geschätzt. Der Stichprobenauswahlfehler wird durch die Heckman-Korrektur berücksichtigt. Insbesondere wird der Frage nachgegangen, inwieweit die beobachteten geschlechts- und nationalitätsbedingten Einkommensdifferenzen auf Unterschiede in den individuellen Humankapitalausstattungen zurückzuführen sind und in welcher Weise sich verschiedene Methoden der Berücksichtigung der Selektionskorrekturvariable bei der Einkommenserlegung auf die Diskriminierungsschätzung auswirken.

Es zeigt sich, daß auch dann ein nennenswerter Diskriminierungsanteil verbleibt, wenn der Einkommensunterschied zwischen Frauen und Männern um Unterschiede in der Ausbildung, Berufserfahrung, Arbeitszeit und der Erwerbsbeteiligung bereinigt wird. Die geschlechtsbezogene Diskriminierungskomponente erweist sich dabei als stärker als das Ausmaß der Diskriminierung nach Nationalität.

## Gliederung

- 1 Problemstellung
- 2 Einkommensfunktion und das Problem des Stichprobenauswahlfehlers
- 3 Daten und Operationalisierung der Variablen
- 4 Schätzung der Partizipations- und Einkommensfunktionen
- 5 Zerlegung der Einkommensunterschiede nach Geschlecht und Nationalität
- 6 Ergebnisse der Einkommenserlegungen

## I Problemstellung

Auch bei Berücksichtigung von ausschließlich Vollzeitstellen erzielen abhängig beschäftigte Frauen im Mittel nur etwa zwei Drittel der Durchschnittseinkommen von Männern. Die Einkommensrelationen haben sich langfristig als relativ konstant erwiesen und stellen auch keine Besonderheit des Verdienstgefälles in der Bundesrepublik Deutschland dar (vgl. Engelhardt 1992 zu den Einkommensrelationen in den 80er Jahren). Weniger kraß sind die Einkommensunterschiede zwischen Inländern und Ausländern. Ebenso wie der Einkommensunterschied nach Geschlecht ist möglicherweise auch der Einkommensabstand nach

Nationalität teilweise durch „Ausstattungs-effekte“, d.h. u. a. durch unterschiedlich lange Ausbildungs- und Berufserfahrungszeiten erklärbar. Empirische Untersuchungen anhand deutscher Daten kommen allerdings zu dem Schluß, daß nur ein relativ geringer Anteil des Einkommensabstands zwischen den Geschlechtern Differenzen in der Humankapitalausstattung zuzuschreiben ist (vgl. Bellmann, Gerlach 1984; Diekmann 1985; Engelhardt 1992; zu ausländischen Studien vgl. Blau, Ferber 1987; Madden 1985; Rosenfeld, Kalleberg 1990; Treiman, Roos 1983; vgl. auch den Überblick in Cain 1986 sowie Schasse 1985). Entsprechende Analysen zum Einkommensabstand nach Nationalität anhand repräsentativer deutscher Einkommensdaten liegen u.W. bislang nicht vor.<sup>1</sup>

Auf der Basis von Einkommensregressionen – hier wird zumeist eine Variante der Humankapitalfunktion von Mincer (1974) zugrunde gelegt – kann der Anteil des Ausstattungseffekts mit der Methode der „Komponentenzerlegung“ (Oaxaca 1973, Jones und Kelley 1984) ermittelt werden. Inwieweit die verbleibende, unerklärte Restkomponente als Diskriminierungsanteil interpretierbar ist, bleibt allerdings kontrovers. Da der Umfang des Humankapitals in der Regel nur äußerst grob durch sogenannte Proxy-Variablen erfaßt wird, kann sich für die Diskriminierungskomponente sowohl eine Unter- als auch Überschätzung ergeben. Ist die Interpretation der „Restgröße“ mithin weniger eindeutig, so informiert die Komponentenzerlegung doch immerhin über den Anteil der gemessenen Ausstattungsvariablen am Einkommensabstand zwischen den Gruppen. Zweifellos ist es von Interesse, genauer zu wissen, in welchem Ausmaß der Einkommensabstand zwischen Inländern und Ausländern z.B. durch unterschiedlich lange Ausbildungs- oder Arbeitszeiten erklärbar ist.

In der Lehrbuchwelt der klassischen Ökonomie werden Lohnunterschiede zwischen sozialen Gruppen vollständig auf Produktivitätsunterschiede zurückgeführt. Daß Lohnabstände auf Praktiken der Diskriminierung beruhen kön-

\* Prof. Dr. Andreas Diekmann lehrt am Institut für Soziologie der Universität Bern. Dipl.-Soz. Henriette Engelhardt ist wissenschaftliche Mitarbeiterin am Institut für Soziologie der Universität Bern. Dr. Peter Hartmann ist wissenschaftlicher Assistent am Forschungsinstitut für Soziologie der Universität zu Köln. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren. Die Untersuchung wurde aus Mitteln des Schweizerischen Nationalfonds zur Förderung der wissenschaftlichen Forschung unterstützt.

<sup>1</sup> Vgl. aber die Regressionsanalyse von Lohnklassendaten ausländischer und deutscher Beschäftigter in einem metallverarbeitenden Unternehmen (Köhler, Preisendörfer 1989). Bei Firmendaten stellt sich allerdings immer das Problem der Generalisierung.

nen, hat aus neoklassischer Sicht wohl als erster Gary S. Becker (1957) systematisch analysiert. Freilich ist sein Modell mit der zentralen Annahme eines „taste for discrimination“ nicht unwidersprochen geblieben. Mittlerweile liegen eine Vielzahl von Theorien der Einkommensdiskriminierung vor: Die Theorie „statistischer Diskriminierung“, die „Crowding-Theorie“, Theorien des dualen Arbeitsmarktes und der Segmentierung von Arbeitsmärkten u.a.m. Es ist hier nicht der Ort, die verschiedenen theoretischen Ansätze im einzelnen zu diskutieren (zu Überblicken vgl. Cain 1986, Walch 1980, Diekmann 1985, Ehrenberg und Smith 1982). Daß aber Einkommensunterschiede von diskriminierenden Praktiken herrühren können, wird heute auch von Ökonomen, die dem neoklassischen Paradigma verpflichtet sind, wohl kaum bestritten.

Mit der vorliegenden Untersuchung werden einige neue Akzente gesetzt. Erstmals wird der Einkommensabstand nicht nur nach Geschlecht, sondern auch nach Nationalität anhand repräsentativer deutscher Daten analysiert. Die Untersuchung erfolgt zudem – im Gegensatz zu den meisten bisherigen Studien – auf der Basis eines äußerst umfangreichen Datensatzes. Mit dem Mikrozensus 1985 wurden Einkommen und Merkmale der Erwerbstätigkeit bei einer Stichprobe der in- und ausländischen Wohnbevölkerung erhoben. Die Nettostichprobe umfaßt etwa 190 000 erwerbstätige Personen mit Einkommensangaben.

Aufmerksam zu machen ist noch auf einen weiteren Aspekt. Neuere Untersuchungen zum Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern tragen dem Problem des Stichprobenauswahlfehlers mit ökonomischen Korrekturverfahren Rechnung. Einkommensangaben liegen naturgemäß nur für erwerbstätige Personen vor. Die Teilmenge der erwerbstätigen Personen ist aber keine Zufallsstichprobe aller potentiell Erwerbstätigen. Bekanntlich ist nachweisbar, daß einfache (OLS-) Einkommensregressionen anhand eines selbst-selektiven Samples im allgemeinen zu verzerrten Koeffizientenschätzungen führen (Heckman 1979). Um dennoch konsistente Schätzungen der Regressionskoeffizienten zu erzielen, wird häufig auf das von Heckman (1976, 1979) vorgeschlagene Korrekturverfahren zurückgegriffen. In den bislang veröffentlichten Arbeiten mit deutschen Daten wurde allerdings selten beachtet, daß es sich nicht nur bei den Koeffizienten der Einkommensfunktion, sondern auch bei den Einkommensmittelwerten und damit dem durchschnittlichen Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern um verzerrte Schätzungen handeln kann. Eine auf dem Heckman-Verfahren basierende, einfache Korrekturmöglichkeit der Mittelwerte wurde von Reimers (1983, vgl. auch Kugler 1988) vorgeschlagen. Neben den üblicherweise angewandten Methoden der Komponentenzersetzung (einfache OLS-Regression, Regression mit Heckman-Korrektur) wird in dieser Arbeit auch die folgende Zerlegungsmethode verwendet: Die Schätzungen der Einkommensmittelwerte anhand der selektiven Stichprobe der erwerbstätigen Personen werden

zunächst um den Selbst-Selektions-Bias korrigiert. Hieran anschließend erfolgt die Berechnung der auf die einzelnen Komponenten entfallenden Anteile am „bereinigten“ Einkommensabstand.

Analysiert werden die Einkommensabstände zwischen den Geschlechtern separat bei Deutschen und Ausländern sowie die Einkommensabstände zwischen Inländern und Ausländern separat nach Geschlecht. Die Komponentenzersetzung der vier Einkommensabstände liefert Hinweise auf die Ausstattungseffekte und die relative Größe der Einkommensdiskriminierung im Vergleich von Geschlecht und Nationalität. Die Anwendung alternativer Methoden der Diskriminierungsschätzung läßt ferner das Ausmaß der Methodenabhängigkeit der Schätzungen erkennen.

Als „Nebeneffekt“ der Untersuchung informieren die Probit-Schätzungen der Erwerbstätigkeit von Frauen über die Stärke einiger Bestimmungsgründe weiblicher Erwerbstätigkeit im Vergleich von Deutschen und Ausländerinnen. Die Einkommensregressionen für die vier Gruppierungen erlauben Vergleiche der Ertragsraten pro Bildungsjahr und der Berufserfahrungs-Einkommensprofile.

## 2 Einkommensfunktion und das Problem des Stichprobenauswahlfehlers

Gemäß der Humankapitaltheorie (Becker 1975, Mincer 1974) sind die Dauer und Kosten von Bildung und Ausbildung zentrale Bestimmungsgründe individueller Einkommensunterschiede. Den Ausgangspunkt der Einkommensschätzung in dieser Studie bildet die Einkommensfunktion von Mincer (1974). Diese spezifiziert einen semilogarithmischen Zusammenhang zwischen dem Einkommen und den Bildungsjahren. Die Funktion ist unter verschiedenen Annahmen (Vollzeitausbildung in Schule und Hochschule, mit der Berufsdauer linear fallender Zeitaufwand für „on the job-training“ usw.) aus einem individuellen Investitionskalkül ableitbar.<sup>2</sup>

$$\ln(Y_i) = b_0 + b_1 EDUC_i + b_2 EXP_i + b_3 EXP_i^2 + b_4 \ln(H_i) \quad (1)$$

Hierbei steht *EDUC* für die Jahre in Vollzeitausbildung (Regeldauer der Schul- und Hochschulausbildung); *EXP* und *EXP*<sup>2</sup> bezeichnen den parabolischen Einfluß der Berufserfahrung und *ln(H)* den Logarithmus der Arbeitszeit. Die logarithmische Transformation der Einkommen in Gleichung (1) ergibt sich zum einen aus den Annahmen der Humankapitaltheorie. Zum anderen trägt sie der Tatsache einer rechtsschiefen Einkommensverteilung Rechnung. Ferner lassen sich mit dieser Spezifikation die Koeffizienten (approximativ) als prozentuale Effekte auf das Einkommen interpretieren. Im einzelnen bezeichnen die Koeffizienten  $b_1, \dots, b_4$  die folgenden Sachverhalte:

- $b_1$  ist die Ertragsrate der Investition in Vollzeitbildung, d. h. der prozentuale einkommenserhöhende Effekt eines Bildungsjahres.<sup>3</sup>
- $b_2, b_3$  mit  $b_2 > 0$  und  $b_3 < 0$  stehen für den Verlauf des konkaven Einkommensprofils. Mit zunehmender Dauer der Berufserfahrung nehmen die Ertragsraten der Berufserfahrung ab. Das typische Einkommensprofil folgt aus der Annahme fallender Investitionen in „on the job-training“. Das Maximum des Einkommensprofils wird nach  $-b_2/2b_3$  Berufsjahren erreicht.

<sup>2</sup> Zur formalen Ableitung der Einkommensfunktion aus der Humankapitaltheorie siehe Mincer 1974 oder Willis 1986.

<sup>3</sup> Genau genommen handelt es sich um die hypothetische Ertragsrate, da die Verlängerung der Bildungsjahre gleichzeitig eine Verkürzung der Berufserfahrung impliziert. Mit der „bereinigten“ Ertragsrate  $\frac{\ln(Y_i)}{EDUC_i} = b_1 + (b_2 + 2b_3 EXP_i)$  kann der Reduktion der Berufsjahre Rechnung getragen werden. Der Ermittlung des Korrekturfaktors liegt die Operationalisierung der Berufsjahre nach Mincer (1974) zugrunde (dazu weiter unten). Vgl. auch Lorenz und Wagner 1993.

-  $b_4$  ist die Elastizität der Arbeitszeit. Der Koeffizient informiert über die prozentuale Erhöhung des Einkommens infolge der Erhöhung der Arbeitszeit um ein Prozent.<sup>4</sup>

Natürlich berücksichtigt die Gleichung (1) nicht sämtliche einkommensbestimmenden Faktoren. Gegen die Humankapitaltheorie wird häufig zu Recht eingewandt, daß die Löhne nicht nur mit dem Humankapital und der Grenzproduktivität variieren. Segmentierungen des Arbeitsmarktes, Einkommensdiskriminierung nach Gruppenmerkmalen, von der Produktivität unabhängige Regeln der Senioritätsentlohnung und weitere Faktoren beeinflussen den Prozeß der Lohnbestimmung (vgl. z.B. den Überblick in Brüderl 1989). Sofern nicht produktivitätsrelevante Faktoren, die einen Einfluß auf das Einkommen ausüben, unberücksichtigt bleiben, ist dies jedoch kein Einwand gegen die Verwendung der Humankapitalfunktion für Diskriminierungsschätzungen. Zweck der Untersuchung ist ja gerade die Zerlegung des Einkommensabstandes in produktivitätsbezogene „Ausstattungseffekte“ sowie einen „Malus“ oder „Bonus“, der sich aus der Gruppenzugehörigkeit gewissermaßen „unverdient“ ergibt. Problematischer ist allerdings der Umstand, daß die Humankapitalindikatoren in Gleichung (1) die Produktivität einer Person mutmaßlich nur unzureichend erfassen. Die Qualität der Ausbildung, Weiterbildungssaktivitäten, Motivation, Talent, Gesundheit, Mobilitätsbereitschaft usw. werden nicht berücksichtigt.<sup>5</sup> Nach der klassischen Theorie der „Kompensation von Lohndifferenzialen“ wären überdies Schwere und Risiko der Arbeit in Rechnung zu stellen (Lorenz und Wagner 1988). Die einfache Einkommensgleichung stellt somit nur eine grobe Näherung dar.

Bei der Schätzung von Gleichung (1) anhand empirischer Daten tritt das Problem auf, daß die Einkommenswerte nur für erwerbstätige Personen beobachtbar sind. Insbesondere in der Stichprobe erwerbsfähiger Frauen liegen für diejenigen Frauen, die zum Zeitpunkt der Befragung nicht erwerbstätig waren, keine Einkommensangaben vor.<sup>6</sup> Bei den erwerbstätigen Frauen mit Einkommensangaben handelt es sich aber nicht um eine zufällige Auswahl aller erwerbsfähigen Frauen; vielmehr ist die Partizipationsentscheidung u. a. lohnabhängig. Das einfache (OLS-) Regressionsmodell läßt diese „Zensur“ der Daten unbeachtet. Wie sich zeigen läßt, hat die Anwendung der einfachen Regression zur Konsequenz, daß die geschätzten Koeffizienten der Einkommensfunktion im allgemeinen verzerrt sind.

Dies wird intuitiv auch verständlich, wenn man bedenkt, daß die erwerbstätigen Frauen eine selektive Auswahl aller potentiell erwerbsfähigen Personen darstellen. Wer zum Zeitpunkt der Befragung zu dieser Gruppe gehört, wird

nicht durch „naturegegebene“ Merkmale bestimmt. Der Zustrom oder Abstrom aus der Erwerbstätigkeit wird vielmehr durch das Verhältnis von Lohnangebot und Anspruchslohn (Reservationslohnsatz) gesteuert. Der Umfang der Gruppe der Erwerbstätigen ist somit variabel und hängt vom Lohnangebot und Reservationslohn zum Befragungszeitpunkt ab. Es wäre nun sicherlich nicht zweckmäßig, eine Einkommensgleichung nur für das selektive Sample der zum Befragungszeitpunkt erwerbstätigen Frauen zu schätzen. Das Ziel ist vielmehr, die Strukturparameter der Einkommensgleichung generell für die erwerbsfähigen Frauen zu schätzen. Hierbei tritt das Problem auf, daß eine Zufallsstichprobe der erwerbsfähigen Frauen sowohl erwerbstätige Frauen mit Einkommensangaben als auch nichterwerbstätige Frauen mit einem unbeobachtbaren „Schatteneinkommen“ umfaßt. Letzteres ist das Einkommen, das nicht-erwerbstätige Frauen hypothetisch erzielen, wenn sie ihre Arbeitszeit auf dem Markt anbieten würden.

Auch die beobachtbaren Einkommensmittelwerte sind im allgemeinen verzerrt. Nehmen wir zur Illustration einmal an, was empirisch sicher nicht der Fall ist, daß Frauen und Männer den gleichen Anspruchslohn aufweisen. Aufgrund von Diskriminierung wird Männern im Durchschnitt und bei gleicher Produktivität ein höherer Marktlohn als Frauen offeriert. Die Streuung der Lohnangebote sei bei Frauen und Männern identisch. Demnach werden diejenigen Frauen und Männer als erwerbstätig gelten, bei denen der Marktlohn über dem Anspruchslohn liegt. Da der durchschnittliche Marktlohn der Frauen niedriger ist als der Durchschnittslohn der Männer, werden bei gleichem Anspruchslohn weniger Frauen Arbeit anbieten als Männer. Diejenigen Frauen, die ein Lohnangebot akzeptieren, befinden sich im oberen Bereich der Lohnverteilung. Mittels der beobachteten Einkommen der erwerbstätigen Frauen wird somit der durchschnittliche Marktlohn der Frauen überschätzt, d.h. stärker überschätzt als bei den Männern; die tatsächliche Einkommensdifferenz zwischen Frauen und Männern wird unterschätzt (vgl. auch Reimers 1983). Abhängig von der Verteilung der Marktlöhne und der Reservationslöhne kann natürlich auch der umgekehrte Fall einer Überschätzung des Einkommensunterschiedes auftreten. Wird mithin zur Schätzung nur die selektive Stichprobe der erwerbstätigen Personen herangezogen, so ist im allgemeinen nicht nur eine Verzerrung der Regressionsparameter, sondern auch der Einkommensmittelwerte und durchschnittlichen Einkommensabstände zu erwarten.

Zur Kontrolle dieses Stichproben-Auswahlfehlers („sample-selection-bias“) wird meist auf ein von Heckman (1976, 1979) vorgeschlagenes zweistufiges Korrekturverfahren zurückgegriffen, das der individuellen Partizipationsentscheidung Rechnung trägt (vgl. z. B. Franz 1991). Dem Entscheidungsprozeß für oder gegen eine Erwerbstätigkeit wird eine empirische Version des mikroökonomischen Standardarbeitsangebotsmodells (siehe z.B. Killingsworth 1983) zugrunde gelegt. Grundlage des Modells ist – wie bereits skizziert – ein Vergleich des auf dem Arbeitsmarkt erzielbaren Lohnsatzes mit dem Reservationslohn einer potentiell erwerbsfähigen Frau. Arbeit wird nur dann angeboten, wenn der Nutzungsgewinn des Marktlohnsatzes die Opportunitätskosten (z. B. Freizeiteinbußen) übersteigt. Der Marktlohnsatz  $v_i$  von Person  $i$  wird in Gleichung (2),

$$Y_{1i} = X'_{1i}\beta_1 + u_{1i} \quad (2)$$

$$Y_{2i} = X'_{2i}\beta_2 + u_{2i} \quad (3)$$

<sup>4</sup>  $b_4 = \frac{\partial \ln(Y)}{\partial \ln(H)} = \frac{\partial Y}{Y} / \frac{\partial H}{H}$ . Die explizite Berücksichtigung der Arbeitszeit in einer Einkommensgleichung bietet im Unterschied zur Lohnfunktion auf der Basis von Stundenlöhnen zwei Vorteile: Zum einen wird nicht a priori eine Elastizität von eins unterstellt. Insbesondere bei Nettoeinkommen nach Steuerabzug wird für besserverdienende, vollzeitbeschäftigte Personen eine Erhöhung der Arbeitszeit von einem Prozent einen Einkommensanstieg von weniger als ein Prozent zur Folge haben. Zweitens kann bei der Komponentenzerlegung auch der Anteil unterschiedlicher Arbeitszeiten am Einkommensabstand zwischen den sozialen Gruppen geschätzt werden.

<sup>5</sup> Unbeobachtete, zeitlich invariante Merkmale können aber im Rahmen der Analyse von Paneldaten kontrolliert werden. Vgl. hierzu Licht und Steiner 1991.

<sup>6</sup> Da für Männer die Partizipationsrate am Arbeitsmarkt sehr hoch ist, spielt das Selektionsproblem für diese Stichprobe im allgemeinen eine geringere Rolle.

$X_{1i}$  und  $X_{2i}$  seien Spaltenvektoren mit exogenen Variablen,  $\beta_1$  Vektoren mit Regressionskoeffizienten und  $u_{1i} \sim (0, \sigma^2)$  normalverteilte Störtermvektoren.

Die Vektoren  $X_{1i}$  und  $X_{2i}$  beinhalten einige Variablen gemeinsam (z. B. wird die Schulbildung sowohl den Anspruchs- als auch den Marktlohn determinieren), andere nichtproduktivitätsrelevante Faktoren sind nur in  $X_{2i}$  enthalten (etwa der Familienstand und das Haushaltseinkommen). Der Anspruchslohn  $Y_{2i}$  ist nicht direkt beobachtbar; bekannt ist nur, ob eine Frau erwerbstätig ist oder nicht. Anhand der Gleichungen (2) und (3) läßt sich die Partizipationsentscheidung ( $D_i = 1$ ) einer Person am Arbeitsmarkt formal wie folgt darstellen:

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{wenn } Y_{1i} - Y_{2i} > 0 \Leftrightarrow u_{1i} - u_{2i} > X'_{2i}\beta_2 - X'_{1i}\beta_1 \\ 0 & \text{wenn } Y_{1i} - Y_{2i} \leq 0 \Leftrightarrow u_{1i} - u_{2i} \leq X'_{2i}\beta_2 - X'_{1i}\beta_1 \end{cases} \quad (4)$$

Wegen der Normalverteilungsannahme der Störterme in den Gleichungen (2) und (3), handelt es sich bei (4) um ein Probit-Modell. Die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit ergibt sich somit als

$$P(D_i = 1) = \Phi(z_i)$$

mit

$$z_i = \frac{X'_{2i}\beta_2 - X'_{1i}\beta_1}{\sqrt{\text{var}(u_{1i} - u_{2i})}}$$

wobei  $\Phi$  für die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung steht. Das von Heckman (1976, 1979) vorgeschlagene Verfahren berücksichtigt nun den Einfluß der Partizipationsentscheidung durch die Aufnahme einer zusätzlichen Variablen  $\lambda$  in der Einkommensgleichung. Diese Variable bringt die individuelle Wahrscheinlichkeit der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit zum Ausdruck:

$$Y_{1i} = X'_{1i}\beta_1 + \gamma\lambda_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

mit

$$\gamma = \frac{\text{cov}(u_{1i}, u_{1i} - u_{2i})}{\sqrt{\text{var}(u_{1i} - u_{2i})}} = \frac{\text{var}(u_{1i}) - \text{cov}(u_{1i}, u_{2i})}{\sqrt{\text{var}(u_{1i} - u_{2i})}}$$

und

$$\lambda_i = \frac{\Phi(-z_i)}{1 - \Phi(-z_i)}$$

$\phi(\cdot)$  bzw.  $\Phi(\cdot)$  sind die Dichte- bzw. Verteilungsfunktion der standardisierten Zufallsvariablen  $Z$ .  $\varepsilon_i$  ist ein Vektor normalverteilter Störterme. Im Nenner von  $\lambda_i$  steht die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit der Person  $i$  ( $1 - \Phi(-z_i) = \Phi(z_i)$ ) und im Zähler die Wahrscheinlichkeitsdichte, nicht in der Auswahlgruppe, d. h. nicht in der Gruppe der Erwerbstätigen zu sein. Bei  $\lambda_i$  handelt es sich somit um die Hazardrate der normalverteilten Zufallsvariablen  $Z$ .  $\lambda_i$  ist eine monoton fallende Funktion der Wahrscheinlichkeit, daß ein Individuum in die Auswahl gelangt; je größer die Wahrscheinlichkeit, daß eine Person erwerbstätig ist, desto geringer ist der Wert von  $\lambda$  und umgekehrt:  $\lim_{z_i \rightarrow \infty} \lambda_i = 0$ ;  $\lim_{z_i \rightarrow -\infty} \lambda_i = \infty$ .

Die Richtung der Verzerrung der (unkorrigierten) Schätzergebnisse ergibt sich gemäß (5) aus der Kovarianz der Störterme und der Varianz des Fehlers der Einkommens-

funktion (2). Ist die Kovarianz positiv und größer als die Varianz von  $u_{1i}$ , dann hat  $\gamma$  ein negatives Vorzeichen. Eine positive Kovarianz wird insbesondere dann vorliegen, wenn sich unbeobachtete Merkmale gleichsinnig auf den Anspruchslohn und den Marktlohn auswirken, wenn also z. B. Frauen mit höherem Marktlohn auch einen relativ höheren Reservationslohn aufweisen. Potentiell besser verdienende Frauen treten dann auf dem Arbeitsmarkt in geringerem Umfang in Erscheinung, so daß der durchschnittliche Marktlohn der Frauen unterschätzt wird. Ohne Korrekturverfahren wird in diesem Fall der Lohnsatz bzw. das Einkommen unterschätzt. Genau der umgekehrte Fall ist gegeben, wenn die Kovarianz negativ ist.  $\gamma$  hat dann einen positiven Wert, und die beobachteten Einkommen sind nach oben verzerrt. Durch Berücksichtigung von  $\lambda$  in der Einkommensfunktion können die Parameter dagegen konsistent geschätzt werden. Allerdings ist das Schätzverfahren nicht effizient (Stolzenberg und Relles 1990).

Festzuhalten ist, daß  $\lambda \geq 0$  die Wahrscheinlichkeit der Erwerbstätigkeit zum Ausdruck bringt. Je höher der Wert von  $\lambda$ , desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit der Erwerbstätigkeit einer Person. Der Koeffizient  $\gamma$  der Variablen  $\lambda$  in der Einkommensregression informiert über die Richtung der Selektionsverzerrung. Bei einem negativen Wert von  $\gamma$  ist das beobachtete Einkommen eine Unterschätzung, bei einem positiven Wert eine Überschätzung des auf dem Markt realisierbaren Einkommens. Eine Verzerrung wird (bei unkorrigierter Regression) insbesondere dann auftreten, wenn unbeobachtete Merkmale, die die Partizipationsentscheidung beeinflussen, gleichzeitig mit der Höhe des Markteinkommens korrelieren.

Rechentchnisch erfolgt die Heckman-Korrektur in zwei Stufen: Auf der ersten Stufe werden durch Maximierung der Likelihoodfunktion  $L = \prod D_i \cdot \Phi(z_i) \prod (1 - \Phi(z_i))$  für alle erwerbsfähigen Frauen die individuellen Erwerbswahrscheinlichkeiten geschätzt. Auf der zweiten Stufe erfolgt unter Berücksichtigung von  $\lambda_i$  als zusätzlichem Regressor die unverzerrte OLS-Schätzung der Einkommensfunktion (5).

### 3 Daten und Operationalisierung der Variablen

Die vorliegende Studie basiert auf dem Mikrozensus 1985, einer 1%-Stichprobe der gesamten (alt)bundesdeutschen Bevölkerung.<sup>7</sup> Grundgesamtheit ist die deutsche und ausländische Bevölkerung der Bundesrepublik im Jahre 1985.

Berücksichtigt wurden bei den Analysen ausschließlich Personen im Alter von 18 bis 60 Jahren. Aus der Analyse ausgeschlossen wurden Selbstständige, mithelfende Familienangehörige, Arbeitslose sowie Auszubildende. Um ein Bild der Einkommensverteilungen zu vermitteln, werden zunächst nur Vollzeitbeschäftigte mit einer Wochenarbeitszeit von mindestens 35 Stunden betrachtet. Es handelt sich dabei um 171 815 Befragte. Erfragt wurde das persönliche monatliche Nettoeinkommen, d. h. das Bruttoeinkommen abzüglich Steuer und Sozialabgaben.

In Tabelle 1 sind charakteristische Maßzahlen der Einkommensverteilung nach Geschlecht und Nationalität aufgeführt. Generell verdienen Deutsche mehr als Ausländer und Männer (unabhängig von der Nationalität) mehr als Frauen. Die Einkommensverteilung der Deutschen weist - gemessen am Variationskoeffizienten - eine etwas höhere Streuung auf als die Verteilung der Ausländer.  $Q_1$ ,  $Q_2$ , und  $Q_3$  kennzeichnen die Quartile der Einkommensverteilung.

<sup>7</sup> Die anonymisierten Daten des Mikrozensus 1985 wurden uns von der Mikrodaten-Abteilung des „Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen“ (ZUMA) in Mannheim zum Zweck der hier berichteten Datenanalyse zugänglich gemacht. Für die Bereitstellung der Daten und die Nutzung der Rechenanlage gilt ZUMA unserer besonderer Dank. Prof. Siegfried Gähler danken wir für zusätzliche Kontrollrechnungen mit GAUSS-Programmen.

gen, unter denen anteilmäßig 25%, 50% bzw. 75% der Einkommensangaben liegen. Der Wert von  $Q_2$  entspricht dem Median der Verteilung. Ein Vergleich der Differenz zwischen  $Q_1$  und  $Q_2$  mit der Differenz zwischen  $Q_3$  und  $Q_2$  gibt Auskunft über die Symmetrie bzw. Schiefe der Verteilung. Bei symmetrischen Verteilungen sind beide Abstände identisch. Die nach Nationalität und Geschlecht aufgeschlüsselten Einkommensverteilungen können erwartungsgemäß als rechtsschief charakterisiert werden.

Der Anteil des mittleren Fraueneinkommens am Einkommen der Männer bei Vollzeitbeschäftigung beträgt bei den Deutschen 0,70 und bei den ausländischen Vollzeiterwerbstätigen 0,71. Für die Nationalitäten (Relation Ausländer- zu Inländereinkommen) ergibt sich für die Männer ein Quotient von 0,89 und für die Frauen von 0,90. Diese noch weitgehend (bis auf die Vollzeitarbeit) unkorrigierten Relationen deuten bereits darauf hin, daß die Einkommenslücke zwischen den Geschlechtern eine wesentlich stärkere Rolle spielt als der Einkommensunterschied zwischen In- und Ausländern.

#### Unabhängige Variablen der Erwerbstätigkeitsgleichung

Zur Spezifikation der Erwerbstätigkeitsgleichung wird auf einige Hypothesen der Haushalts- und Familienökonomie zurückgegriffen (Becker 1991). Die Erwerbstätigkeitsentscheidung von Frauen hängt zunächst einmal unmittelbar vom Familienverbund und dem Erwerbsverhalten der Haushaltsangehörigen ab. Zentrale Merkmale sind hier das Einkommen der anderen Haushaltsmitglieder sowie das Alter und die Anzahl der Kinder. Zu erwarten ist, daß sich die Partizipationswahrscheinlichkeit mit der Anzahl der Kinder und dem Haushaltseinkommen vermindert, bei steigendem Alter der Kinder aber wieder anwächst.

Neben den Haushaltsmerkmalen sind zur Erklärung der Arbeitsangebotsentscheidung zusätzlich persönliche Merkmale der Frauen (Familienstand, Alter, Bildungsjahre) von

Bedeutung. Bei ledigen Frauen ist eine stärkere Beteiligung am Arbeitsmarkt als bei verheirateten Frauen zu erwarten. Ferner dürfte mit steigender Anzahl von Schuljahren, parallel zu den wachsenden Verdienstmöglichkeiten, auch die Erwerbsneigung zunehmen. Dies gilt jedenfalls dann, wenn Bildung den ‚Nutzen der Freizeit‘ nicht im gleichen Umfang erhöht wie den durch steigende Löhne vermittelten Nutzen. Der Alterseffekt ist im allgemeinen nichtlinear. Zur Modellierung abnehmender Zuwachsraten der Partizipation mit steigendem Alter wird der Alterseffekt als parabolische Funktion spezifiziert.

Schließlich dürfte die Gemeindegröße des Wohnortes einen groben Indikator des Angebots an Arbeitsplätzen darstellen. Es wird angenommen, daß die Neigung zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit mit der Gemeindegröße ansteigt.

Die unabhängigen Variablen der Erwerbstätigkeitsgleichung werden wie folgt gebildet:

☐ Das Nettoeinkommen der anderen Haushaltsmitglieder wird als Summe des Einkommens aller Haushaltsmitglieder abzüglich des Einkommens der befragten Frau erfaßt.

☐ Der Familienstand wird in Form von zwei dichotomen 0/1-Variablen (Dummy-Variablen) in die Gleichung aufgenommen: ‚ledig‘ und ‚geschieden/verwitwet‘. Die Referenzkategorie bilden die verheirateten Personen.

☐ Das Alter in Jahren wird in linearer und in quadrierter Form berücksichtigt, um dem vermuteten nicht-linearen Effekt des Alters Rechnung zu tragen.

☐ Die Bildungsjahre werden den genannten Ausbildungsabschlüssen wie folgt zugeordnet (Helberger 1982): ohne Hauptschulabschluß 7 Jahre; Hauptschulabschluß 8 Jahre; Realschulabschluß 10 Jahre; Fachhochschulreife 12 Jahre; Abitur 13 Jahre. Hinzuaddiert werden bei abgeschlossener Lehre 1,5 Jahre (unter der

Tabelle 1: Einkommensmittelwerte, Streuungsmaße sowie Einkommensquartile nach sozialen Gruppen ( $\geq 35$  Std. Wochenarbeitszeit)

		$\bar{Y}^*$	$SD^{**}$	$VK^{***}$	$Q_1$	$Q_2$	$Q_3$	gültige N
Männer	Deutsche	2253	962	.43	1661	2028	2633	109268
	Ausländer	1997	763	.38	1598	1862	2168	11257
	Insgesamt	2229	948	.43	1653	2005	2567	120525
Frauen	Deutsche	1574	663	.42	1161	1483	1864	46859
	Ausländer	1418	562	.40	1100	1350	1633	4431
	Insgesamt	1561	656	.42	1156	1469	1824	51290
Deutsche	Insgesamt	2049	936	.46	1470	1873	2396	156127
Ausländer	Insgesamt	1833	758	.41	1414	1738	2066	15688
Insgesamt		2029	923	.45	1463	1858	2360	171815

\* Arithmetischer Mittelwert des persönlichen Nettoeinkommens nach Abzug von Steuern und Sozialversicherung gemäß Angabe der Befragten. Mikrozensus 1985.

\*\* Standardabweichung

\*\*\* Variationskoeffizient =  $SD/Y$

Annahme, daß etwas 50% der Lehrzeit Ausbildungsaktivitäten gewidmet werden), im Falle des Berufspraktikums 1,5 Jahre, bei Berufsfachschulabschluß 2 Jahre, beim Meisterbrief 4 Jahre, im Falle des Fachhochschulabschlusses 3 Jahre und bei abgeschlossenem Universitätsstudium 5 Jahre.

<sup>[14]</sup>Die Anzahl und das Alter der Kinder werden in Form von vier Dummy-Variablen erfaßt: ‚1 Kind unter 6 Jahre‘, ‚mehr als 1 Kind unter 6 Jahren‘, ‚1 Kind von 6 bis 15 Jahren‘ und ‚mehr als 1 Kind von 6 bis 15 Jahren‘. ‚Keine Kinder‘ bildet die Referenzkategorie.

<sup>[15]</sup>Die Gemeindegröße wird mit zwei Dummy-Variablen kodiert: ‚mehr als 10 000 bis 100 000‘ und ‚mehr als 100 000 Einwohner‘. Referenzkategorie sind Orte bis zu 10 000 Einwohnern.

Die abhängige Variable der Erwerbstätigkeitsgleichung bezieht sich auf die Entscheidung für eine Erwerbstätigkeit von mehr als 10 Stunden. Damit werden die erwerbstätigen Frauen möglichst vollständig erfaßt, geringfügige Nebenerwerbstätigkeiten aber, die mutmaßlich auf anderen Entscheidungsmechanismen beruhen, als Nicht-Erwerbstätigkeiten klassifiziert.

#### Einkommensfunktion

Die Operationalisierung der Variablen der Einkommensfunktion folgt im wesentlichen dem Vorschlag von Mincer (1974). Die Schul- und Hochschulbildung (EDUC) wird wie in der Erwerbstätigkeitsgleichung erfaßt. Indikator für die Berufserfahrung (EXP) sind die Berufsjahre. Diese werden nach der Formel geschätzt: Berufsjahre = Alter - Bildungsjahre - 6. Ein Problem dieser Operationalisierung ist insbesondere in der Frauen-Stichprobe, daß Zeiten der Berufsunterbrechung unbeachtet bleiben. Für die Frauen wird die Berufserfahrung daher eher überschätzt. Allerdings fällt das Ausmaß der Verzerrung vermutlich nicht allzusehr ins Gewicht (vgl. auch Helberger 1982 und weiter unten). Die Arbeitszeit wird in Wochenstunden gemessen und der Gleichung in logarithmischer Form hinzugefügt. Abhängige Variable ist der Logarithmus des persönlichen Monats-Nettoeinkommens.

#### 4 Schätzung der Partizipations- und Einkommensfunktionen

##### Erwerbstätigkeitsgleichung

Tabelle 2 sind die Ergebnisse der Probit-Schätzung zu entnehmen. Wie erwartet steigt das Arbeitsangebot deutscher und ausländischer Frauen mit dem Alter, wobei die Zuwachsraten abnehmen. Das Maximum der Erwerbswahrscheinlichkeit wird mit 30-35 Jahren erreicht ( $-b_2/2b_3$ ). Die Bildungsjahre haben nur bei den deutschen Frauen einen positiven Effekt; für die Ausländerinnen ist die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit praktisch unabhängig vom Bildungsstatus. Im Einklang mit der Haushaltsökonomie verringert sich die Erwerbswahrscheinlichkeit der In- und Ausländerinnen mit dem Einkommen der anderen Haushaltsmitglieder. Ledige sowie geschiedene oder verwitwete Frauen sind – nicht überraschend – in höherem Maße erwerbstätig als verheiratete Frauen. Als besonders stark

**Tabelle 2: Erwerbstätigkeitsgleichung deutscher und ausländischer Frauen (> 10 Std. Wochenarbeitszeit; Probit-Schätzungen;  $t$ -Werte in Klammern)**

	Deutsche Frauen	Ausländische Frauen
Konstante	-1.2694 (19.26)	5756 (2.16)
Alter	.1087 (33.47)	.1234 (10.47)
Alter quadriert in Hdt.	-.1796 (45.12)	.1751 (11.44)
Bildungsjahre	.3014 (52.57)	.9107 (1.78)
Einkommen anderer in Tsd.	-.2654 (74.33)	-.3588 (24.84)
Ledig	.5027 (31.69)	.7655 (12.63)
Geschieden/Verwitwet	.1197 (7.65)	.3622 (4.72)
10Tsd. bis unter	-.0570 (5.50)	.1994 (4.02)
100Tsd. Einwohner	.0711 (6.39)	.2058 (4.27)
≥ 100Tsd. Einwohner	.8822 (62.63)	.5814 (15.53)
> 1 Kind unter 6	-1.5662 (64.81)	-1.1028 (19.06)
1 Kind 6-15	.5023 (43.51)	.1301 (3.49)
> 1 Kind 6-15	.9465 (53.38)	.5328 (12.35)
Chi <sup>2</sup>	38284	38872
df	12	12
N besetzte Zellen	26549	3941
N gewichtet	117655	8726

entscheidung. Je größer die Zahl und je jünger die Kinder, desto unwahrscheinlicher ist die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit. Hingegen entspricht die Wirkungsrichtung der Gemeindegröße nicht den Vermutungen. Bei Kontrolle der übrigen Merkmale sinkt die Erwerbswahrscheinlichkeit der Frauen mit der Gemeindegröße. Sie ist am höchsten in Orten unter 10 000 Einwohnern, und zwar sowohl bei den deutschen Frauen als auch bei den Ausländerinnen. Der Befund bestätigt ein Ergebnis von Hübler (1983), der ebenfalls ein negatives Vorzeichen für die Wohnortgröße berichtet. Möglicherweise ist der Reservationslohnsatz der Frauen in Kleinstädten und auf dem Lande geringer als in größeren Städten.

##### Einkommensfunktion

Tabelle 3 enthält die geschätzten Koeffizienten der Einkommensgleichungen für deutsche und ausländische Männer und Frauen. Für Frauen wurden die Gleichungen jeweils mit und ohne Selektionskorrekturvariable geschätzt.

Für die Ausländerinnen liefert die Selektionskorrektur nur geringfügig unterschiedliche Koeffizienten im Vergleich zur unkorrigierten Schätzung. Bei den Inländerinnen vermindert sich die Bildungsertragsrate nach Selektionskorrektur um einen Prozentpunkt (7,7% statt 8,6%). Auch die Elastizität der Arbeitszeit wird durch die Korrektur reduziert.

Die Ertragsrate der Bildungsjahre beträgt für deutsche Frauen und Männer 7,8 bzw. 7,7%. Dieses Ergebnis bewegt sich im Rahmen der Befunde vorliegender Studien (vgl. Weißhuhn und Clement 1982; Helberger 1982; Bellman, Gerlach, Hübler 1984; Diekmann 1985). Für die ausländischen Frauen läßt sich eine leicht geringere Ertragsrate von 7,1% ermitteln. Am geringsten ist mit 5,9% die Ertragsrate der ausländischen Männer.<sup>8</sup> Dabei ist

<sup>8</sup> Wir sind allerdings nicht in der Lage zu unterscheiden, ob die Schulbildung der ausländischen Frauen und Männer in Deutschland oder im Heimatland erworben wurde. Durchaus denkbar wäre, daß ein ausländisches Bildungsjahr einen geringeren Humankapitaleffekt auf die Produktivität im Inland hat als eine in Deutschland absolvierte Schulbildung.

**Tabelle 3: Regressionschätzung der Einkommensfunktionen für deutsche und ausländische Männer und Frauen (> 10 Std. Wochenarbeitszeit; Absolutwerte der t-Statistik in Klammern)**

	Männer		Frauen			
	Deutsche	Ausländer	Deutsche		Ausländer	
			ohne $\lambda$	mit $\lambda$	ohne $\lambda$	mit $\lambda$
Konstante	3.8815 (105.24)	4.8841 (45.81)	2.2304 (88.62)	2.8163 (103.31)	2.5611 (27.35)	2.7617 (28.56)
Bildungsjahre	.0770 (185.34)	.0594 (49.72)	.0860 (119.32)	.0777 (106.95)	.0728 (32.00)	.0705 (30.87)
Berufserfahrung	.0768 (154.65)	.0431 (28.06)	.0398 (53.94)	.0405 (55.93)	.0356 (13.45)	.0354 (13.44)
Berufserfahrung <sup>2</sup> (in Hdt.)	-.1111 (124.86)	-.0646 (23.06)	-.0566 (42.16)	-.0500 (37.73)	-.0534 (11.11)	-.0528 (11.05)
In Arbeitszeit	.4836 (48.79)	.3912 (13.85)	.9685 (170.17)	.8504 (140.59)	.9285 (42.29)	.8981 (40.48)
$\lambda$				-.3410 (50.62)		-.1396 (7.66)
$R^2$	.3985	.2331	.4073	.4301	.3535	.3611
N	109045	10907	64391	64391	4933	4933

jeweils zu bedenken, daß sich die Ertragsraten auf unterschiedlich hohe Durchschnittsmonatseinkommen beziehen. In Einkommensgleichungen mit absoluten DM-Beträgen erzielen die Frauen pro zusätzliches Bildungsjahr eine erheblich geringere Einkommenssteigerung als die Männer.

Erwartungsgemäß weisen die Berufserfahrungs-Einkommensprofile in allen vier Gruppen den typisch konkaven Verlauf auf. Das Vorzeichen des linearen Terms ist positiv und des quadratischen Terms negativ. Die Maxima der Profile liegen bei 33 bis 40 Berufsjahren, also praktisch am Ende der Berufskarriere. Der Anstieg des Profils ist bei den Männern steiler als bei den Frauen und bei den Deutschen stärker ausgeprägt als bei Ausländern bzw. Ausländerinnen. Der gravierendste Unterschied zeigt sich aber im Vergleich der deutschen Männer mit den übrigen sozialen Gruppierungen. Bei den männlichen deutschen Erwerbstätigen ist der prozentuale Einkommenszuwachs am Anfang der Berufskarriere fast doppelt so hoch wie bei den deutschen Frauen sowie den Ausländern und Ausländerinnen. Allerdings wird der Anstieg des Einkommensprofils der Frauen etwas unterschätzt, da die Berufsunterbrechungszeiten nicht erfaßt werden konnten.

Für die Elastizität der Arbeitszeit ergibt sich für deutsche und ausländische Frauen ein Wert von nahe eins. Wesentlich geringer ist die Arbeitszeitelastizität der Männer. Der Grund ist, daß die Männer in der Regel vollzeitbeschäftigt sind, während die Frauen eine stärkere Streuung der Arbeitszeit, geringere Durchschnittswerte (Tabelle 4) und geringere Einkommen aufweisen. Eine Zunahme der Arbeitszeit hat aber in den unteren Einkommensbereichen schon wegen der Steuerprogression einen stärkeren Effekt auf das Nettoeinkommen als bei Erwerbstätigen mit höheren Einkommen.

Schließlich ist noch die Selektionskorrekturvariable von Interesse. Sowohl bei den deutschen als auch den ausländischen Frauen ist das Vorzeichen negativ. Absolut gesehen ist der Selektionseffekt bei den Inländerinnen aber stärker ausgeprägt. Das negative Vorzeichen besagt, daß das beobachtete Einkommen der Frauen eine Unterschätzung darstellt. Ein erheblicher Anteil potentiell besser verdienender Frauen tritt auf dem Arbeitsmarkt nicht in Erscheinung. Die Erklärung hierfür dürfte lauten, daß Frauen mit höherer Einkommenskapazität eher in gutverdienenden Haushalten leben, so daß für diese Frauen die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit reduziert ist (vgl. auch Kugler 1988).

Tabelle 4: Mittelwerte der Variablen der Einkommensfunktion (> 10 Std. Wochenarbeitszeit)

	Männer		Frauen	
	Deutsche	Ausländer	Deutsche	Ausländer
Einkommen in DM*	2051	1876	1198	1200
In Einkommen	7.626	7.537	7.088	7.090
Bildungsjahre	10.989	9.817	10.727	9.618
Berufserfahrung	26.959	27.368	25.165	25.253
Berufserfahrung quadr.	864.512	855.342	783.905	742.691
In Arbeitszeit	3.697	3.686	3.486	3.582
mittlere Arbeitszeit*	40.326	39.885	32.655	35.945
$\lambda$			.452	.488
Nvalide	109045	10907	64391	4933
N	116933	11774	71959	5543
NMiss bei Eink.	6035	289	3585	188

\* Geometrischer Mittelwert

### 5 Zerlegung der Einkommensunterschiede nach Geschlecht und Nationalität

Der Einkommensabstand zwischen zwei Gruppen kann auf verschiedene Weise zerlegt werden. In ökonomischen Untersuchungen werden zumeist die Verfahren von Oaxaca (1973) oder Blinder (1973) herangezogen. Diese Methoden stellen jedoch lediglich Umformungen des Interaktionsmodells von Windsborough und Dickenson (1971) dar. Danach wird die mittlere Einkommensdifferenz zweier Gruppen in drei Komponenten zerlegt:

$$(\bar{Y}_H - \bar{Y}_L) = (b_{0H} - b_{0L}) + \sum \bar{X}_L (b_{1H} - b_{1L}) + \sum b_{1L} (\bar{X}_H - \bar{X}_L) + \sum (b_{1H} - b_{1L})(\bar{X}_H - \bar{X}_L) = G + A + I.$$

mit

$$G = (b_{0H} - b_{0L}) + \sum \bar{X}_L (b_{1H} - b_{1L}),$$

$$A = \sum b_{1L} (\bar{X}_H - \bar{X}_L),$$

$$I = \sum (b_{1H} - b_{1L})(\bar{X}_H - \bar{X}_L).$$

<sup>7</sup> Bei größeren logarithmischen Differenzen ist die Näherung allerdings sehr grob. Eine Differenz der Logarithmen von 0,20 entspricht einem prozentualen Zuwachs von 22%, bei einer Differenz von 0,30 sind es bereits 35%. Die Einkommensdifferenz zwischen ausländischen Männern und Frauen von 0,447 (Tabelle 5) entspricht einem prozentualen Mehrverdienst der Männer von 56%. Allgemein ist  $\log(x + \Delta x) - \log x \approx \Delta x/x$  eine gute Näherung für  $|\Delta x/x| \leq 0,10$ .

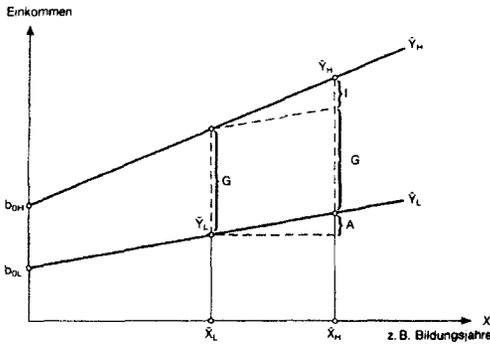
<sup>10</sup> Die Maße  $G$  bzw.  $G + I$  errechnen sich als Restgröße, wenn die Ausstattungsdifferenzen mit den Koeffizienten der „high-wage-group“ bzw. „low-wage-group“ gewichtet werden. Die Wahl der Gewichtung entspricht dem Indexzahlenproblem der Bewertung einer gewichteten Summe von Gütern bei zwei Mengen von Preisen. Im Spezialfall  $I = 0$  stimmen beide Schätzungen überein. Dies ist der Fall, wenn die Einkommensstruktur in beiden Gruppen identisch ist oder sich die einzelnen Summanden im Interaktionseffekt gegenseitig kompensieren (vgl. die Zerlegungsformel).

Das Subskript H bezeichnet die ‚high-wage group‘ und das Subskript L weist die ‚low-wage group‘ aus. Abbildung 1 verdeutlicht im Falle der bivariaten Regression die Interpretation der Effekte: Die erste Zerlegungskomponente, der Gruppeneffekt  $G$ , entspricht dem hypothetischen Einkommenszuwachs der Frauen (Ausländer), wenn diese unter Beibehaltung ihrer Ausstattungen dieselbe Lohnstruktur der Männer (Inländer) hätten. Der Ausstattungseffekt  $A$  entspricht dem hypothetischen Mehrerwerb der Frauen (Ausländer), wenn diese den Männern (Deutschen) bezüglich der unabhängigen Variablen gleichgestellt wären. Der Interaktionseffekt  $I$  kann interpretiert werden als der Betrag, den Frauen (Ausländer) bekommen würden, wenn sie für den Ausstattungsunterschied auch die Differenz ihrer Koeffizienten erhalten würden (Jones und Kelley 1984).

Bezieht sich die Zerlegung nicht auf die absoluten, sondern wie auch in der vorliegenden Untersuchung auf logarithmierte Einkommen, so erhält man nach Entlogarithmierung die geometrischen Mittelwerte. Aufgeschlüsselt wird somit der Unterschied zwischen den geometrischen Mittelwerten. Die Ausstattung- und Diskriminierungskomponenten können dann näherungsweise als prozentuale Erhöhung oder Verminderung der geometrischen Gruppen-Mittelwerte interpretiert werden.

Der Gruppeneffekt wird in der Literatur auch als Maßzahl der Einkommensdiskriminierung bezeichnet (Polachek 1975). Wird die Diskriminierung auch auf die Lohnstruktur, d.h. die Koeffizienten bezogen, so läßt sich das Ausmaß der Diskriminierung anhand der Summe von Gruppen- und Interaktionseffekt ablesen. Letzteres Maß verwendet Oaxaca (1973). Wir werden im folgenden jeweils beide Maße berechnen.<sup>10</sup>

Abbildung 1: Zerlegung des Einkommensabstands



Wie bereits erwähnt, kann als Problem der Diskriminierungsschätzung gelten, daß sich sowohl Unter- als auch Überschätzungen ergeben können. Eine Überschätzung liegt vor, wenn die produktivitätsbezogenen Merkmale nicht vollständig erfaßt werden und die Gruppe mit geringerer Entlohnung über eine ungünstigere Ausstattung der nichtbeobachteten Merkmale verfügt. Ist die Ausstattung der Niedriglohngruppe bezüglich nicht-beobachteter Merkmale sogar günstiger, wird die Diskriminierung unterschätzt. Hinzu kommt, daß Diskriminierung auch bezüglich des Zugangs zu Ausstattungsmerkmalen existieren kann. Wenn z. B. Ausländer mit gleichem Talent wie Inländer geringere Bildungschancen haben – etwa wenn sie bei der Lehrstellensuche diskriminiert werden – dann enthält auch die Ausstattungskomponente einen Diskriminierungsanteil. Mit den gleichen Methoden und Lebenslaufdaten könnte im Prinzip auch die „kumulative Diskriminierung“ ermittelt werden. Für eine frühzeitige Untersuchung in dieser Richtung sei auf die Arbeit von Duncan (1968) verwiesen.

#### Die Selektionskorrekturvariable im Zerlegungsmodell

Auch die Selektionskorrektur kann bei der Zerlegung des Einkommensabstands in unterschiedlicher Weise berücksichtigt werden. In der Literatur finden sich im wesentlichen zwei alternative Methoden. Dolton und Makepeace (1986) behandeln die Selektionskorrektur  $\lambda$  als zusätzliche Variable in der Einkommenszerlegung. Die „ $\lambda$ -Komponente“ wird dabei dem Ausstattungseffekt zugerechnet. Beruht hingegen die Nichterwerbstätigkeit von Frauen

ganz oder teilweise auf diskriminierenden Einstellungspraktiken der Arbeitgeber, dann enthält der „ $\lambda$ -Effekt“ eine Diskriminierungskomponente.

Eine alternative Zerlegungsprozedur wird von Reimers (1983) vorgeschlagen. Auch hier wird von der Voraussetzung ausgegangen, daß eine freiwillige Partizipationsentscheidung vorliegt. Unterschiedliche Koeffizienten von  $\lambda$  in den Einkommensgleichungen der sozialen Gruppen bringen dann unterschiedliche Präferenzstrukturen zum Ausdruck. In diesem Fall empfiehlt es sich – im Unterschied zum Vorschlag von Dolton und Makepeace (1986) –, das geschätzte mittlere männliche und weibliche Einkommen um die mittleren Selektionsverzerrungen zu korrigieren:

$$\hat{Y}_F^* = \hat{Y}_F - b_F \hat{\lambda}_F$$

$$\hat{Y}_M^* = \hat{Y}_M - b_M \hat{\lambda}_M$$

Für Männer ergibt sich aufgrund der hohen Partizipationsrate näherungsweise:  $\hat{\lambda}_M = 0$ .<sup>11</sup> Damit vergrößert sich bei einem negativen Selektionskorrekturkoeffizienten der Frauen das mittlere Einkommen  $\hat{Y}_F^*$ . Der mittlere Einkommensabstand  $\hat{Y}_M - \hat{Y}_F^*$  verringert sich gegenüber dem Abstand zwischen den Stichprobenmittelwerten.

#### 6 Ergebnisse der Einkommenszerlegungen

Einkommensunterschiede zwischen deutschen Männern und Frauen

Betrachten wir zunächst die Einkommensunterschiede zwischen deutschen Männern und Frauen. Bezogen auf das geschätzte geometrische Mittel beträgt der Mehrverdienst der Männer 71% (DM 2051 versus DM 1198).<sup>12</sup> Die Mittelwerte der Variablen der Einkommensfunktion gehen aus Tabelle 4 hervor. Aus der Tabelle ist zu entnehmen, daß die weiblichen Erwerbstätigen etwas kürzere Bildungszeiten (10,7 versus 11,0), eine um 1,8 Jahre geringere Berufserfahrung und 7,7 Std. weniger Wochenarbeitszeit als die männliche Vergleichsgruppe aufweisen. Die Tabellen 5-7 informieren darüber, in welchem Ausmaß diese Ausstattungsunterschiede zur Einkommensdifferenz beitragen. Ohne Selektionskorrektur (Tabelle 5) beziffert sich der Ausstattungseffekt auf ca. 25%. Ähnliche Werte werden auch für die drei erhobenen Ausstattungsmerkmale unter Berücksichtigung des Selektionsfehlers errechnet (Tabellen 6 und 7).

Im Hinblick auf den Ausstattungseffekt liefern die drei Zerlegungsmethoden relativ übereinstimmende Ergebnisse, wenn nur die Merkmale Bildung, Berufserfahrung und Arbeitszeit betrachtet werden. Die Schätzungen liegen hier im Bereich von 23–25%. Mit anderen Worten: deutsche Frauen würden ein um 25% höheres Einkommen erzielen, wenn sie bezüglich Bildung, Berufserfahrung und Arbeitszeit mit den Männern gleichzögen. Die Bildung macht hierbei 2%, die Berufserfahrung 3%<sup>13</sup> und die Arbeitszeit 18–20% aus. Die einzelnen Anteile für die Variable  $k$  errechnen sich nach der Formel  $A_k = b_{kL} (\bar{X}_{kM} - \bar{X}_{kL})$ . Werden zusätzlich Unterschiede in  $\lambda$  dem Ausstattungseffekt zugerechnet, erhöht sich dieser auf ca. 40%. Um weitere 15% würde das Einkommen deutscher Frauen mithin zunehmen, wenn diese das gleiche Erwerbsverhalten zeigten wie die Männer.

Wesentlich stärker variieren hingegen die Diskriminierungsschätzungen in Abhängigkeit von der angewandten

<sup>11</sup> Empirisch kann der Wert von Null verschieden sein. So ermittelt Kugler (1988) eine leicht positive Verzerrung des männlichen Durchschnittslohns von etwa 4%. In den Arbeiten von Licht und Steiner (1991) sowie Hübler (1991) wird die Selektionskorrektur ebenfalls auch auf männliche Arbeitnehmer bezogen, wobei Hübler allerdings die Partizipations- und Einkommensgleichung nicht getrennt für Frauen und Männer schätzt, d. h. Interaktionseffekte apriori als null voraussetzt. Bei einer Erwerbsquote der Männer von über 90% tritt überdies das Problem auf, daß die Schätzungen der Selektionskorrektur vermutlich weniger zuverlässig sind. Auch dürften hier andere Entscheidungsmechanismen bezüglich der Nicht-Partizipation eine Rolle spielen. Wir haben aus diesen Gründen davon abgesehen, die Selektionskorrektur auch für die Männer zu schätzen.

<sup>12</sup> Der Unterschied ist größer als die Relation der arithmetischen Mittel. Außerdem werden im Gegensatz zu Tabelle 1 auch Halbtagsstätigkeiten (> 10 Std. Wochenarbeitszeit) berücksichtigt.

<sup>13</sup> Eine grobe Abschätzung für die Zeiten der Berufsunterbrechung ergibt eine Größenordnung von zusätzlichen drei Prozentpunkten für die Berufserfahrung, wenn im Durchschnitt eine Unterbrechungszeit von zwei Jahren unterstellt wird.

Tabelle 5: Einkommenszerlegung ohne Berücksichtigung des Selektionsfehlers

	Deutsche M. Deutsche F.		Ausländ. M. Ausländ. F.		Deutsche M. Ausländ. M.		Deutsche F. Ausländ. F.	
	Einkommensdifferenz	0.538	(100)	0.447	(100)	0.089	(100)	-0.002
Ausstattungseffekt	0.253	(47.0)	0.126	(28.2)	0.050	(56.2)	-0.033	(16.5)
Ausbildung	0.023	(4.3)	0.014	(3.1)	0.069	(77.5)	0.081	(-40.5)
Berufserfahrung	0.026	(4.8)	0.015	(3.4)	-0.023	(-25.8)	-0.025	(12.5)
In Arbeitszeit	0.204	(37.9)	0.096	(21.5)	0.004	(4.5)	-0.089	(44.5)
Gruppeneffekt	0.368	(68.4)	0.376	(84.1)	0.035	(39.3)	0.022	(-11.0)
Interaktionseffekt	-0.082	(-15.2)	-0.055	(-12.3)	0.004	(4.5)	0.009	(-4.5)

%-Anteile an der logarithmischen Einkommensdifferenz in Klammern

Tabelle 6: Einkommenszerlegung mit Berücksichtigung der Selektionskorrekturvariable als Ausstattungseffekt

	Deutsche M. Deutsche F.		Ausländ. M. Ausländ. F.		Deutsche F. Ausländ. F.	
	Einkommensdifferenz	0.538	(100)	0.447	(100)	-0.002
Ausstattungseffekt	0.386	(71.7)	0.191	(42.7)	-0.028*	
Ausbildung	0.020	(3.7)	0.014	(3.1)	0.078	
Berufserfahrung	0.032	(5.9)	0.015	(3.4)	-0.025	
In Arbeitszeit	0.179	(33.3)	0.093	(20.8)	-0.086	
$\lambda$	0.154	(28.6)	0.068	(15.2)	0.005	
Gruppeneffekt	0.368	(68.4)	0.375	(83.9)	0.004	
Interaktionseffekt	-0.216	(-40.1)	-0.120	(-26.8)	0.021	

\* Auf die Berechnung der Prozentanteile wurde bei der geringen, negativen Einkommensdifferenz verzichtet.

Tabelle 7: Einkommenszerlegung mit Berücksichtigung der Selektionskorrekturvariable bei der Schätzung des durchschnittlichen Einkommens von Frauen

	Deutsche M. Deutsche F.		Ausländ. M. Ausländ. F.		Deutsche F. Ausländ. F.	
	korrigierte Einkommensdifferenz	0.384	(100)	0.378	(100)	0.084
Ausstattungseffekt	0.232	(60.4)	0.123	(32.5)	-0.033*	
Ausbildung	0.020	(5.2)	0.014	(3.7)	0.078	
Berufserfahrung	0.032	(8.3)	0.015	(3.9)	-0.025	
In Arbeitszeit	0.179	(46.6)	0.093	(24.6)	-0.086	
Gruppeneffekt	0.214	(55.7)	0.307	(81.2)	0.103	
Interaktionseffekt	-0.062	(-16.1)	-0.052	(-13.7)	0.013	

\* Auf die Berechnung der Prozentanteile wurde bei der geringen Einkommensdifferenz verzichtet.

Zerlegungsmethode.<sup>14</sup> Wird als Maß der Gruppeneffekt herangezogen (Polachek 1975), so ergeben sich auf der logarithmischen Skala Werte von 0,368 (ohne Selektionskorrektur und Selektionskorrektur mit  $\lambda$  als Ausstattungseffekt) sowie 0,214 (mit korrigiertem Durchschnittseinkommen der Frauen). Der Grund für die Reduktion der Diskriminierungsschätzung ist die negative Verzerrung des beobachteten Einkommens der weiblichen Erwerbstätigen. Der Mehrverdienst von 15% bei gleichem Erwerbsverhalten wie die Männer wird hier – unter der Voraussetzung einer auf Präferenzen basierenden Erwerbstätigkeitsentscheidung – zunächst von der Einkommensdifferenz subtrahiert ( $0,538 - 0,154 = 0,384$ ), so daß sich eine entsprechend reduzierte Diskriminierungsschätzung ergibt. Diese beträgt aber immerhin noch 21%. Auch nach dem Humankapital- und Reservationslohnmodell verbleibt noch ein nennenswerter prozentualer Abschlag, der Frauen aufgrund von Einkommensdiskriminierung vorenthalten wird. Noch etwas geringer fällt die Diskriminierungsschätzung nach dem Vorschlag von Oaxaca (1973) aus. Die Summe von Gruppen- und Interaktionseffekt beträgt ohne Beachtung des Stichprobenauswahlfehlers 0,29 und mit Selektionskorrektur 0,15.<sup>15</sup> Die gemäß den alternativen Methoden berechneten Diskriminierungsschätzungen variieren also im Bereich von 15 bis über 40%.<sup>16</sup> Zusätzlich ist zu bedenken, daß die Ausstattungsmerkmale nicht vollständig erfaßt werden können. U.E. sollten derartige Schätzungen daher sehr vorsichtig und allenfalls als Hinweis auf Größenordnungen interpretiert werden.<sup>17</sup> Wesentlich genauere Informationen liefert die Zerlegungsmethode dagegen im Hinblick auf die Anteile der beobachteten Merkmale. Nach unserer Auffassung besteht hierin die eigentliche Leistung der Zerlegungsmethode.

Weniger kraß als bei den Deutschen ist die Einkommensrelation zwischen ausländischen Männern und Frauen. Am geometrischen Mittel beträgt der Mehrverdienst der Männer 56% (Differenz der Logarithmen von 0,447). Bildungsunterschiede existieren kaum, und auch die Unterschiede in der Arbeitszeit sind mit 4 Stunden Differenz geringer als

bei deutschen Erwerbstätigen. Unabhängig von der Methode entfallen auf Ausbildungsunterschiede 1,4, auf die Berufserfahrung 1,5 und auf die Arbeitszeitdifferenz ca. 10 Prozentpunkte. Der Mehrverdienst ausländischer Frauen bei Egalisierung von Bildung, Ausbildung und Arbeitszeit mit den ausländischen Männern beträgt 12-13%. Weitere 7% kämen hinzu, wenn die Ausländerinnen das gleiche Erwerbsverhalten aufwiesen wie die ausländischen Männer. Die Selektionskorrektur spielt hier eine geringere Rolle, da der Koeffizient von  $\lambda$  betragsmäßig niedriger ist als bei den deutschen Frauen (Tabelle 3).

Aus diesem Grund sind auch die Diskriminierungsschätzungen einheitlicher. Der Gruppeneffekt liegt im Bereich von 0,31 bis 0,38, nach dem Maß von Oaxaca im Bereich von 0,26 bis 0,32. Aufgrund von Einkommensdiskriminierung bezüglich des Geschlechts – Vergleichsmaßstab sind ja ausländische und nicht deutsche Männer – entgeht den Ausländerinnen nach dieser Schätzung ein Mehrverdienst von ungefähr 30%.

#### Einkommensunterschiede nach Nationalität

Zur Analyse des Einkommensunterschieds nach Nationalität vergleichen wir zunächst die männlichen deutschen und ausländischen Erwerbstätigen. Der Einkommensunterschied ist hier wesentlich geringer als im Vergleich der Geschlechter. Die Deutschen erzielen ein um 9% höheres Einkommen als die Ausländer. Da näherungsweise vollständige Partizipation der Männer unterstellt wurde ( $\lambda_H = 0$ ), erübrigt sich die Selektionskorrektur. Der im wesentlichen bedeutsame Faktor ist mit 7% die Ausbildungsdifferenz (11,0 versus 9,8 Bildungsjahre). Die Diskriminierungsschätzung liefert einen Wert von 3,5% (Tabelle 5).

Ein ähnliches Bild vermittelt die Untersuchung des Einkommensabstands zwischen deutschen und ausländischen Frauen. Die beobachteten Einkommensmittelwerte der beiden Gruppen sind nahezu identisch. Allerdings arbeiten die ausländischen Frauen länger als ihre deutschen Kolleginnen (3,3 Std.), haben dafür aber eine geringere Bildungsdauer (10,7 versus 9,6 Bildungsjahre). Die Anteile der gegenläufigen Einflüsse kompensieren sich fast vollständig, so daß insgesamt nur geringfügige Ausstattungs- und Diskriminierungswerte nachweisbar sind, wenn die Berechnungsmethoden der Tabellen 5 und 6 verwendet werden. Hingegen erhöht sich der Anteil der Diskriminierungskomponente, wenn die durchschnittlichen Fraueneinkommen um den Selektionsfehler korrigiert werden. Der Grund ist, daß das Durchschnittseinkommen der deutschen Frauen stärker unterschätzt wird als das Einkommen der Ausländerinnen (15% versus 7%). Wird der Verzerrung Rechnung getragen, so ergibt sich ein Schätzwert für die Diskriminierungskomponente von 10%. Ausländischen Frauen entgeht nach dieser Schätzung ein zusätzlicher Verdienst von 10% aufgrund von Einkommensdiskriminierung nach Nationalität. Hinzu kommt die – noch stärker ausgeprägte – Diskriminierungskomponente nach Geschlecht. Ausländische Frauen sind nach dieser Rechnung Opfer doppelter Diskriminierung.

Beim Vergleich von Inländern und Ausländern konnte nicht weiter nach einzelnen Nationalitäten unterschieden werden. Insbesondere wäre eine Aufschlüsselung nach EG-Ausländern und Erwerbstätigen aus Nicht-EG-Ländern von Interesse.<sup>18</sup> Ferner fehlen uns auch Angaben über die Schwere der Tätigkeit, die Beschäftigungsrisiken und gesundheitlichen sowie Unfallrisiken der Erwerbstätigen. Da Ausländerinnen und Ausländer stärker in Arbeiterber-

<sup>14</sup> Sofern für die Gruppierung mit höheren Einkommen eine Erwerbswahrscheinlichkeit von eins angenommen wird ( $b_{Hj} = 0$ ), und für die Koeffizienten der Selektionskorrekturvariablen entweder von der Annahme  $b_{Hj} = 0$  oder  $b_{Hj} = b_j$  ausgegangen wird, sind die Diskriminierungsschätzungen nach Oaxaca (1973) für die alternativen Vorschläge zur Berücksichtigung von  $\lambda$  identisch. Beträgt die Diskriminierungsschätzung bei Behandlung von  $\lambda$  als Ausstattungseffekt  $D_1 = G_1 + I_1$  und bei Korrektur der Einkommensdifferenz  $D_2 = G_2 + I_2$ , so gilt  $D_1 = D_2$ . In den Tabellen 6 und 7 ist dies der Fall bei der Zerlegung der Einkommensdifferenz zwischen deutschen Männern und Frauen sowie ausländischen Männern und Frauen.

<sup>15</sup> Unter dem Gesichtspunkt, daß die Arbeitszeit eine Entscheidungsvariable ist, kann die Einkommensdifferenz auch vor der Zerlegung um den Einfluß der Arbeitszeit bereinigt werden. Die Einkommensdifferenz vermindert sich dann um den „Ausstattungseffekt“ der Arbeitszeit, d. h. z. B. bei den deutschen Männern und Frauen um 0,179. Die arbeitszeitbereinigte Einkommensdifferenz auf der Grundlage von Tabelle 7 beträgt dann  $0,386 - 0,179 = 0,205$ . Wird der Arbeitszeitunterschied mit dem Koeffizienten der Manner gewichtet (d. h. wird zusätzlich der Interaktionseffekt berücksichtigt), dann vermindert sich die Einkommensdifferenz (wegen des negativen Interaktionseffekts der Arbeitszeit von  $-0,077$ ) um  $0,102$ .  $G$  als Diskriminierungsmaß und die Effekte der Ausbildung und Berufserfahrung ändern sich nicht. Allerdings steigt der Wert des prozentualen Anteils von  $G$  an der bereinigten Einkommensdifferenz beträchtlich an.

<sup>16</sup> Eine logarithmische Differenz von 0,386 entspricht einem Mehrverdienst von 47% =  $(\exp(0,386) - 1) \cdot 100$ . Vgl. auch Anmerkung 9.

<sup>17</sup> Bei der Analyse monatlicher Nettoeinkommen kommt als weiteres Problem hinzu, daß verheiratete Erwerbspersonen die Wahl zwischen verschiedenen Steuerklassen haben. Der Einkommensabstand zwischen Frauen und Männern dürfte sich hierdurch eher vergrößern, so daß dieser Faktor zur Überschätzung der Diskriminierung beiträgt.

<sup>18</sup> Die Nationalität wurde zwar erhoben, ist aber in dem verfügbaren Mikrozensus-Datenfile aus Datenschutzgründen nicht enthalten.

rufen konzentriert sind als deutsche Erwerbstätige, könnte die Diskriminierungsschätzung hierdurch nach unten verzerrt sein. Schließlich ist zu beachten, daß die Mikrozensuserhebung die deutsche und ausländische Wohnbevölkerung erfaßt und damit illegale, saisonale und Leiharbeiter-Beschäftigungsverhältnisse in der Stichprobe wohl kaum repräsentiert sind. Diese Quelle mutmaßlicher Einkommensdiskriminierung bleibt in der vorliegenden Untersuchung unberücksichtigt.

Werden diese Einschränkungen im Auge behalten, so läßt sich aus der Größenordnung der Diskriminierungsschätzungen entnehmen, daß der Einkommensdiskriminierung nach Geschlecht offenbar eine größere Rolle zukommt als der Einkommensdiskriminierung nach dem Ausländerstatus.

#### Literatur

- Becker, G. S. (1957): *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press
- Becker, G. S. (1975): *Human Capital*. 2. Aufl., New York
- Becker, G. S. (1991): *A Treatise on the Family*. Enl. ed., Cambridge: Harvard University Press
- Bellmann, L.; K. Gerlach (1984): Einkommensfunktionen für Frauen und Männer mit individuellen und strukturellen Bestimmungsfaktoren. In: L. Bellmann, K. Gerlach, O. Hübler (Hrsg.), *Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland: Zur Theorie und Empirie der Arbeitseinkommen*. Frankfurt: Campus
- Blau, F.; M. A. Ferber (1987): *Discrimination: Empirical Evidence from the United States*. In: *American Economic Review*, 77, 246-250
- Blinder, A. S. (1973): *Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates*. In: *Journal of Human Resources*, 8, 436-455
- Brüderl, J. (1989): *Senioritätsentlohnung und Effizienzlohnmodelle*. In: P. Preisendörfer, Ch. Köhler (Hrsg.), *Betrieblicher Arbeitsmarkt im Umbruch*. Frankfurt: Campus, 75-92
- Brüderl, J.; A. Diekmann; H. Engelhardt (1993): *Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern in der Schweiz. Eine Zerlegung des Einkommensabstands mit der Komponentenmethode*. In: *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie (im Druck)*
- Cain, G. G. (1986): *The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey*. In: O. Ashenfelter und R. Layard (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*. Vol. I, Amsterdam, 693-785
- Diekmann, A. (1985): *Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern*. Forschungsberichte Nr. 212 und 218 des Instituts für Höhere Studien. Wien
- Dolton, P. J.; G. H. Makepeace (1986): *Sample Selection and Male-Female Earnings Differentials in the Graduate Labour Market*. In: *Oxford Economic Papers*, 143-157
- Duncan, O. D. (1968): *Inheritance of Poverty or Inheritance of Race*. In: D. P. Moynihan (Hrsg.), *On Understanding Poverty*. New York
- Ehrenberg, R. G.; R. S. Smith (1982): *Modern Labor Economics. Theory and Public Policy*. Glenview, Ill
- Engelhardt, H. (1992): *Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen in den 80er Jahren*. Diplomarbeit an der Universität Mannheim
- Franz, W. (1991): *Arbeitsmarktökonomik*. Berlin
- Heckman, J. J. (1976): *The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models*. *Annals of Economics and Social Measurement*, 5, 475-492
- Heckman, J. J. (1979): *Sample Selection Bias as a Specification Error*. In: *Econometrica*, 47, 153-161
- Helberger, C. (1982): *Humankapital, Berufsbiographie und die Einkommen von Männern und Frauen*. Arbeitspapier Nr. 129 des Sonderforschungsbereich 3 der Universität Frankfurt und Mannheim
- Hübler, O. (1983): *Ökonometrische Untersuchungen zum Arbeitsangebotsverhalten von Frauen*. In: *MittAB* 3, 301-311
- Hübler, O. (1991): *Einkommensdiskriminierung von Frauen und geschlechtsabhängige Einkommensdeterminanten*. In: *Jahrbücher für Nationalökonomik und Statistik*, Bd. 208/6, 607-624
- Jones, F. L.; J. Kelley (1984): *Decomposing Differences between Groups. A Cautionary Note on Measuring Discrimination*. In: *Sociological Methods and Research*, 12, 323-343
- Killingsworth, M. R. (1983): *Labor Supply*. Cambridge: Cambridge University Press
- Köhler, Ch.; P. Preisendörfer (1989): *Innerbetriebliche Arbeitsmarktsegmentation in Form von Stamm- und Randbelegschaften*. In: Ch. Köhler, P. Preisendörfer (Hrsg.), *Betrieblicher Arbeitsmarkt im Umbruch*. Frankfurt: Campus, 149-173
- Kugler, P. (1988): *Lohndiskriminierung in der Schweiz: Evidenz von Mikrodaten*. In: *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 1, 23-47
- Licht, G.; Steiner, V. (1991): *Die Entwicklung individueller Arbeitseinkommen von 1984 bis 1989 – Eine explorative Analyse von Paneldaten*. In: U. Rendtel, G. Wagner (Hrsg.), *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*. Frankfurt: Campus, 63-99
- Lorenz, W.; Wagner, J. (1988): *Can Compensating Wage Differentials Explain Male-Female Wage Differences in the Federal Republic of Germany?*, Paper presented at the 2nd annual congress of the European Society for Population Economics, June 23-25, Mannheim
- Lorenz, W.; Wagner, J. (1993): *A Note on Returns to Human Capital in the Eighties: Evidence from Twelve Countries*. *Jahrbücher für Nationalökonomik und Statistik*, 211, 60-72
- Madden, J. (1985): *The persistence of pay differentials: The economics of sex discrimination*
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. New York und London
- Oaxaca, R. (1973): *Sex Discrimination in Wages*. In: O. Ashenfelter, A. Rees (Hrsg.), *Discrimination in Labor Markets*. Princeton, NJ: Princeton Univ. Press
- Polachek, S. (1975): *Potential Biases in Measuring Male-Female Discrimination*. In: *The Journal of Human Resources*, 10, 205-229
- Reimers, C. W. (1983): *Labour Market Discrimination Against Hispanic and Black Men*. In: *Review of Economics and Statistics*, 65, 570-579
- Rosenfeld, R.; Kalleberg, A. (1990): *A Cross-National Comparison of the Gender Gap in Income*. In: *American Journal of Sociology*, 96, 69-106

- Schasse, U. (1985): Empirie der Diskriminierung: Empirische Untersuchungen zur Einkommensdiskriminierung von Frauen. In: O. Hübler (Hrsg.), Beiträge zur Mobilität und Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt. Arbeitspapier 5 des Arbeitskreises Sozialwissenschaftliche Arbeitsmarktforschung (SAMF)
- Stolzenberg, R. M.; Relles, D. A. (1990): Theory Testing in a World of Constrained Research Design. In: Sociological Methods and Research, 18, 395-415
- Treiman, D. J.; Roos, P. A. (1983): Sex and Earnings in Industrial Society: A Nine Nation Comparison. In: American Journal of Sociology, 89, 612-650
- Walch, J. (1980): Ökonomie der Frauendiskriminierung. Freiburg
- Weißhuhn, G.; Clement, W. (1982): Analyse der qualifikations-spezifischen Verdienstrelationen in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Beschäftigtenstatistik 1974/1977. In: MittAB 1, 36-49
- Willis, R. J. (1986): Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions. In: O. Ashenfelter und R. Layard (Hrsg.), Handbook of Labor Economics. Vol. 1, Amsterdam, 525-569
- Windsborough, H.H.; Dickenson, P. (1971): Components of Negro-White Income Differences. In: Proceedings of the Social Statistics Section. American Statistical Association, 6-8