

# Lohndiskriminierung in der Schweiz: Evidenz von Mikrodaten

Von Peter Kugler, Universität Bern

## 1. Einleitung\*

Das Lohnniveau der Frauen liegt in der Schweiz wie auch in den meisten anderen Industrieländern deutlich (rund ein Drittel) unter demjenigen der Männer. Dieser Sachverhalt wird oft als Ausdruck der Diskriminierung der Frauen am Arbeitsmarkt angesehen. Diese durchschnittlichen geschlechtsspezifischen Lohn-differentiale müssen jedoch nicht zwingend mit Diskriminierung verbunden sein, da sie auch durch Unterschiede der lohnbestimmenden Merkmale wie z.B. Ausbildung und Berufserfahrung hervorgerufen werden können. Die entscheidende Frage ist, ob oder in welchem Ausmass die bestehenden Lohndifferentiale durch geschlechtsspezifische Unterschiede in den Lohndeterminanten erklärt werden können. Diese empirische Frage kann nur durch die ökonometrische Analyse von Individualdaten adäquat angegangen werden. In diesem Rahmen ist es möglich, den Einfluss verschiedener Lohndeterminanten für Frauen und Männer getrennt abzuklären. Wenn die geschätzten Lohnfunktionen systematische geschlechtsspezifische Unterschiede aufweisen, dann deutet dies auf Diskriminierung am Arbeitsmarkt hin. Das durchschnittliche Verdienstdifferential kann in diesem Fall in eine sogenannte Ausstattungs- und eine sogenannte Diskriminierungs-komponente zerlegt werden (*Oaxaca*, 1973). Die erste Komponente zeigt auf, wieviel des durchschnittlichen Lohndifferentiales auf unterschiedliche Lohndeterminanten (Ausbildung, usw.) zurückzuführen ist. Die residual ermittelte zweite Komponente gibt an, wie stark das Lohndifferential durch unterschiedliche Entlohnungsmechanismen für Frauen und Männer geprägt ist. Der prozentuale Anteil dieser Komponente am Lohndifferential wird als Mass für die Frauendiskriminierung verwendet.

Für die USA wurden eine Vielzahl derartiger ökonometrischer Studien mit verschiedenen Datensets durchgeführt. Die Ergebnisse dieser Arbeiten, die kürzlich von *Blau* und *Ferber* (1987) und von *Madden* (1985) zusammenfassend dargestellt wurden, weisen darauf hin, dass etwa 40 %–50 % des Lohndifferentials zwischen Männern und Frauen durch unterschiedliche lohnrelevante Merkmale erklärt werden können.

Für andere Länder liegen vereinzelte Studien mit grundsätzlich ähnlichen Ergebnissen vor (vgl. z.B. die in *O'Neill* [1984] zusammengefassten Arbeiten, *Zabalza* und *Arrufat* [1985], *Christel* [1985]). Derartige empirische Untersuchungen wurden für die Schweiz noch kaum durchgeführt. In diesem Zusammenhang ist hier die Arbeit von *Lewin* (1982) zu erwähnen, in der mangels anderer Datenquellen mit Personaldaten der SBB und einer privaten Dienstleistungsfirma

\* Die diesem Bericht zugrundeliegende Arbeit wurde im Auftrag der Arbeitsgruppe "Lohn-gleichheit" des EJPD durchgeführt. Die Verantwortung für den Inhalt liegt jedoch allein beim Autor.

gearbeitet wurde. Diese Untersuchung kann jedoch sicherlich keine Repräsentativität für sich beanspruchen und ist zudem mit einigen statistisch-methodischen Schwächen behaftet.

Dieser Ansatz zur Schätzung des Ausmasses der Lohndiskriminierung der Frauen kann grundsätzlich in mancherlei Hinsichten kritisiert werden (vgl. hierzu zum Beispiel die neuere Arbeit von *Goldin und Polachek* [1987]). So ist dieses Mass nach unten verzerrt, wenn Frauen vor ihrem Eintritt in den Arbeitsmarkt diskriminiert werden. Darunter sind diskriminierende Praktiken bei der Kindererziehung, Berufs- und Bildungswahl und der geschlechtsspezifischen Rollenverteilung in der Familie zu verstehen, die sich dann über eine schlechtere Ausbildung und eine durch Unterbrüche gekennzeichnete Berufserfahrung in niedrigen Frauenlöhnen manifestieren. Im Gegensatz dazu können geschlechtsspezifische Unterschiede der Lohnfunktion als Ausdruck einer freiwilligen Spezialisierung von Frauen (Hausarbeit) in Ausbildung und Berufstätigkeit aufgefasst werden. In diesem Fall ist das übliche residuale Diskriminierungsmass positiv verzerrt. Die Bedeutung dieser potentiellen Verzerrungsquellen ist empirisch fundiert schwer abzuschätzen.

Die Selektionsverzerrung von Lohndaten ist eine weitere potentiell bedeutsame Verzerrungsquelle von Diskriminierungsmassen. Erstaunlicherweise wurde dieses Problem erst in wenigen kürzlich publizierten Arbeiten teilweise (*Zabalza/Arrufat* [1985]) oder gesamthaft (*Reimer* [1983], *Dalton/Makepeace* [1986]) berücksichtigt, obwohl es in neueren empirischen Arbeiten zur Bestimmung des Arbeitsangebotes schon seit längerer Zeit eine bedeutsame Rolle spielt (vgl. hierzu die Pionierarbeiten von *Heckman* [1974, 1976] oder die neuere vereinfachte [Lehrbuch-] Darstellung von *Killingsworth* [1983]). Dieses Problem entsteht dadurch, dass die Lohndaten nur für die am Arbeitsmarkt partizipierenden Erwerbstätigen und nicht für alle Erwerbsfähigen verfügbar sind. Da die Auswahl oder Selektion der verfügbaren Lohndaten, d.h. die Partizipationsentscheidung, lohnabhängig ist, wird dies im allgemeinen zu Verzerrungen der verfügbaren Lohndaten führen. Dieses Problem ist vor allem für Frauenlohndaten potentiell relevant, da ein grosser Teil der erwerbsfähigen Frauen (in der Schweiz etwa 60%) nicht am Arbeitsmarkt partizipieren. Demnach wird das beobachtete durchschnittliche Lohnniveau positiv (negativ) verzerrt sein, wenn tendenziell die Frauen mit relativ hohen (tiefen) Löhnen stärker am Arbeitsmarkt partizipieren. Für die Männer ist die Partizipationsrate sehr hoch und das angeschnittene Problem spielt daher eine vergleichsweise geringe Rolle.

Das Ziel der vorliegenden Untersuchung besteht in der erstmaligen repräsentativen empirischen Analyse des Ausmasses der Diskriminierung der Frau am schweizerischen Arbeitsmarkt. Die dazu benötigten Individualdaten, die sich auf die Jahre 1981/82 beziehen, wurden im Rahmen von drei Nationalfondsprojekten an der Universität Basel erhoben. Dabei handelt es sich um den ersten gesamtschweizerisch repräsentativen Health Survey (SOMIPOPS)<sup>1</sup>, einer

<sup>1</sup> SOMIPOPS: Sozio-medizinisches Indikatorensystem der Population der Schweiz; Projektlei-

ebenfalls gesamtschweizerisch repräsentativen, sekundärstatistisch über die kantonalen Steuerämter erhobenen Einkommens- und Vermögensstichprobe (SEVS)<sup>2</sup> sowie einer nachträglichen Zusatzerhebung von für Arbeitsangebotschätzung<sup>3</sup> relevanten Variablen bei den gleichen Personen. Der weitere Inhalt der vorliegenden Arbeit lässt sich folgendermassen skizzieren: In Abschnitt 2 wird ein kurzer Überblick über die verwendeten Modelle und Verfahren gegeben. Die Datenbasis wird in Abschnitt 3 beschrieben. Die empirischen Ergebnisse sind der Inhalt von Abschnitt 4, und das Papier wird mit einigen Schlussfolgerungen abgeschlossen.

## 2. Der Untersuchungsansatz

### 2.1 Konventionelle Diskriminierungsmasse

Die empirische Abklärung der Lohndiskriminierung der Frauen muss auf einem theoretischen Konzept zur Erklärung des Erwerbseinkommens beziehungsweise des Lohnsatzes (Erwerbseinkommen/Arbeitsstunden) basieren. Hierzu bietet sich die auf *Mincer* (1974) zurückgehende Verdienstfunktion der Humankapitaltheorie an, nach welcher der Logarithmus des Lohnsatzes als Funktion der formalen Ausbildungsjahre, der Berufserfahrung sowie der Berufserfahrung im Quadrat geschrieben werden kann. Im Sinne einer "eklektischen" Verdienstfunktion (*Blinder* 1978) wird zusätzlich der Gesundheitszustand der Befragten als möglicher Bestimmungsfaktor des Lohnsatzes in die Gleichung aufgenommen:

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 \text{EDUC}_i + \beta_2 \text{EXP}_i + \beta_3 \text{EXP}_i^2 + \beta_4 \text{GES}_i + \varepsilon_i$$

$$i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

- $w_i$ :      Logarithmus des Lohnsatzes  
 EDUC:    Formale Ausbildungsjahre  
 EXP:     Berufserfahrung  
 GES:     Gesundheitsvariable  
 $\varepsilon$ :      Störvariable  
 $n$ :        Anzahl der Erwerbstätigen in der Stichprobe

Die nichtbeobachtbare Störvariable  $\varepsilon_i$  repräsentiert alle nichtbeobachtbaren individuellen Produktivitäts- und Lohnunterschiede.

Gleichung (1) wird getrennt mit der gewöhnlichen Kleinstquadratmethode für Frauen und Männer geschätzt. Die resultierenden Koeffizienten-Schätzungen sollen mit  $\hat{\beta}_j^f$  und  $\hat{\beta}_j^m$  bezeichnet werden. Sind  $\hat{\beta}_j^f$  und  $\hat{\beta}_j^m$  signifikant voneinander

tung: F. Gutzwiller, R.E. Leu, H.-R. Schulz, E. Zemp. Projekt des Nationalen Forschungsprogrammes Nr. 8 (Projekt Nr. 4.350.0.79.08 des Schweizerischen Nationalfonds).

<sup>2</sup> SEVS: Schweizerische Einkommens- und Vermögens-Stichprobe; Projektleitung: R.L. Frey und R.E. Leu (Projekt Nr. 1.455.0.81 des Schweizerischen Nationalfonds).

<sup>3</sup> NFP9: Projekt-Nr. 4.614.0 "Die Auswirkungen von Steuern und Sozialabgaben auf das Arbeitsangebot in der Schweiz" (Projektleitung R.E. Leu und P. Kugler).

verschieden, dann wird nach der konventionellen Definition auf diskriminierende Entlohnungspraktiken geschlossen. Für das Ausmass der Diskriminierung wurde von *Oaxaca* (1973) die folgende Aufspaltung der Lohndifferenz eingeführt:

$$u = \bar{w}_m - \bar{w}_f - (\bar{w}_{fm} - \bar{w}_f) = \bar{w}_m - \bar{w}_{fm} \quad (2)$$

$$\bar{w}_{fm} = \hat{\beta}_0^f + \hat{\beta}_1^f \overline{EDUC}_m + \hat{\beta}_2^f \overline{EXP}_m + \hat{\beta}_3^f \overline{EXP}_m^2 + \hat{\beta}_4^f \overline{GES}_m$$

Dabei stellen alle quergestrichenen Variablen Mittelwerte der in (1) definierten Grössen für Frauen (Suffix *f*) und Männer (Suffix *m*) dar.  $\bar{w}_{fm}$  stellt den hypothetischen (logarithmierten) Lohn des "Durchschnittsmannes" dar, wenn seine Merkmale nach der für Frauen geltenden Lohnfunktion entlohnt werden. Somit ist  $(\bar{w}_{fm} - \bar{w}_f)$  der durch Merkmalsunterschiede erklärte Teil der mittleren logarithmischen Lohndifferenz. Somit wird der residuale unerklärte Teil mit *u* als Diskriminierung definiert. Alternativ lässt sich auch die Masszahl

$$u' = \bar{w}_m - \bar{w}_f - (\bar{w}_m - \bar{w}_{mf}) = \bar{w}_{mf} - \bar{w}_f \quad (3)$$

$$\bar{w}_{mf} = \hat{\beta}_0^m + \hat{\beta}_1^m \overline{EDUC}_f + \hat{\beta}_2^m \overline{EXP}_f + \hat{\beta}_3^m \overline{EXP}_f^2 + \hat{\beta}_4^m \overline{GES}_f$$

definieren.  $\bar{w}_{mf}$  stellt den hypothetischen (logarithmierten) Lohnsatz der erwerbstätigen "Durchschnittsfrau" dar, wenn sie nach dem für Männer geltenden Gesetzmässigkeiten entlohnt wird.  $\bar{w}_m - \bar{w}_{mf}$  ist daher auch eine Schätzung für die durch unterschiedliche Merkmale erklärte durchschnittliche logarithmische Lohndifferenz und *u'* kann somit auch als Diskriminierungsmass interpretiert werden.

In vielen Untersuchungen wird die Lohnfunktion noch durch Variable, die die berufliche Stellung repräsentieren, ergänzt. Diese naheliegende Erweiterung der Lohnfunktion bringt jedoch zwei Probleme: Erstens werden das Lohnniveau und die berufliche Stellung simultan bestimmt. Dieser Umstand führt zu einer Korrelation zwischen der Störvariablen und den Rechthandvariablen der Schätzgleichungen, die verzerrte Koeffizientenschätzungen zur Folge hat. Zweitens kann das Erreichen einer bestimmten beruflichen Stellung stark durch diskriminierende Praktiken beeinflusst sein. Daher stellt die direkte Berücksichtigung der beruflichen Stellung in der Lohnfunktion eine potentielle (negative) Verzerrungsquelle für die oben definierten Diskriminierungsmasse dar. Daher ist es eher angebracht (1) als eine reduzierte Form-Gleichung eines simultanen Modelles für Lohnniveau und berufliche Stellung zu interpretieren.

## 2.2 Berücksichtigung von Selektionsverzerrungen

Bei dem oben skizzierten Ansatz wird nicht berücksichtigt, dass Lohndaten nur für die Erwerbstätigen verfügbar sind. Daher muss die Lohnfunktion durch ein Modell für die Partizipationsentscheidung vervollständigt werden. Nach dem Standardarbeitsangebotsmodell (z.B. *Killingsworth* [1983, S. 1–28]) basiert diese

Entscheidung auf dem Vergleich des (logarithmierten) Marktlohnsatzes  $w$  mit dem sogenannten (logarithmierten) Anspruchs- oder Reservationslohnsatz. Die Variable  $wr$  repräsentiert die individuellen Präferenzen zwischen Einkommen und Freizeit: Wenn  $w_i$  grösser als  $wr_i$  ist, dann übertrifft der Nutzengewinn des durch Erwerbstätigkeit generierten Einkommens die Nutzenverminderung der reduzierten Freizeit. Für diesen Reservationslohnsatz, der natürlich nicht beobachtbar ist, wollen wir das folgende Modell annehmen:

$$wr_i = \gamma_0 + \gamma_1 NEE_i + \gamma_2 VER_i + \gamma_3 KIN_i + \gamma_4 IEP_i + \eta_i \quad (4)$$

NEE: Nichterwerbseinkommen

VER: Verheiratete (trifft zu = 1, sonst 0)

KIN: Anzahl Kinder unter 20 Jahren

IEP: Partner erwerbstätig (trifft zu = 1, sonst 0)

$\eta$ : Stochastische Störvariable

Der Reservationslohnsatz steigt mit einem wachsenden Nichterwerbseinkommen (Vermögenseinkommen und Erwerbseinkommen des Partners) ( $\gamma_1 > 0$ ). Das Vorzeichen des Einflusses der beobachtbaren Präferenzvariablen VER, KIN und IEP ist a priori kaum zu bestimmen. So ist beispielsweise zu erwarten, dass unter schweizerischen Verhältnissen die Variablen VER und KIN bei den Frauen einen positiven Einfluss auf den Reservationslohnsatz ausüben. Hingegen wird dies bei den Schweizer Männern kaum der Fall sein. Die stochastische Störvariable repräsentiert alle nicht auf beobachtbare Variablen zurückzuführenden Unterschiede in den individuellen Präferenzen. Gleichung (4) kann direkt nicht geschätzt werden, da nur die vier Rechthandvariablen beobachtbar sind. Hingegen lässt sich anhand von (1) und (4) ein Modell für die Dummyvariable  $I_i = 1$  (erwerbstätig),  $I_i = 0$  (nichterwerbstätig) schätzen. Die Differenz zwischen Lohnsatz und Reservationslohn ergibt sich als

$$w_i - wr_i = \alpha_0 + \alpha_1 EDUC_i + \alpha_2 EXP_i + \alpha_3 EXP_i^2 + \alpha_4 GES_i + \alpha_5 NEE_i + \alpha_6 VER_i + \alpha_7 KIN_i + \alpha_8 IEP_i + \varepsilon_i - \eta_i \quad (5)$$

$$\alpha_0 = \beta_0 - \gamma_0$$

$$\alpha_j = \beta_j \quad j = 1, \dots, 4$$

$$\alpha_{j+4} = -\gamma_j \quad j = 1, \dots, 4$$

Die Dummyvariable  $I_i$  ist gleich 1, wenn  $w_i - wr_i > 0$ , sonst ist sie 0:

$$I_i = \begin{cases} 1, & \varepsilon_i - \eta_i > -\alpha_0 - \alpha_1 EDUC_i \dots - \alpha_8 IEP_i \\ 0, & \varepsilon_i - \eta_i \leq -\alpha_0 - \alpha_1 EDUC_i \dots - \alpha_8 IEP_i \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (6)$$

$N$ : Anzahl der Erwerbsfähigen.

Wenn die Störvariablen  $\varepsilon_i$  und  $\eta_i$  normal verteilt sind, dann handelt es sich bei (6) um ein Probit-Modell. Damit lässt sich die Wahrscheinlichkeit und die

Wahrscheinlichkeitsdichte der Erwerbstätigkeit als Funktion der individuellen Merkmale darstellen

$$Pr(I_i = 1) = \Phi(Z_i) \quad (7)$$

$$\begin{aligned} Z_i &= (\alpha_0 + \alpha_1 EDUC_i + \dots + \alpha_8 IEP_i) / \sigma \\ \Phi &: \text{Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung} \\ \sigma^2 &= \text{Var}(\varepsilon_i - \eta_i) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2 - 2\sigma_{\varepsilon\eta} \\ \sigma_\varepsilon^2 &= \text{Var}(\varepsilon_i), \quad \sigma_\eta^2 = \text{Var}(\eta_i), \quad \sigma_{\varepsilon\eta} = \text{Cov}(\varepsilon_i, \eta_i) \end{aligned}$$

Anhand dieses Probit-Modelles ist es demnach möglich, die Determinanten der Erwerbsbeteiligung empirisch zu analysieren. Ferner lässt sich damit die Auswirkung der endogenen Erwerbstätigkeit auf die Lohnfunktion (1) modellieren. Der Einfluss der Erwerbstätigkeitsentscheidung kann durch die Aufnahme einer Selektionskorrekturvariablen  $\lambda_i$  in die Lohnfunktion berücksichtigt werden (Heckmann, 1974, 1976):

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 EDUC_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \beta_4 GES_i + \beta_5 \lambda_i + \xi_i \quad (1a)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

$$\lambda_i = \frac{\phi(Z_i)}{\Phi(Z_i)}$$

$\phi$ : Dichtefunktion der Standardnormalverteilung

$$\beta_5 = \frac{\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_i - \eta_i)}{\sqrt{\text{Var}(\varepsilon_i - \eta_i)}} = \frac{\sigma_\varepsilon^2 - \sigma_{\varepsilon\eta}}{\sigma}$$

$$E(\xi_i) = 0$$

$\lambda_i$  ist positiv und eine fallende Funktion von  $Z_i$  mit den Eigenschaften  $\lim_{Z_i \rightarrow \infty} \lambda_i = 0$  und  $\lim_{Z_i \rightarrow -\infty} \lambda_i = \infty$ . D.h. je grösser die Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung für das Individuum, um so näher liegt  $\lambda_i$  bei 0. Diese Variable ist demnach für Erwerbstätige mit relativ geringer Partizipationswahrscheinlichkeit bedeutsam. Wenn  $\beta_5$  positiv (negativ) ist, dann liegt in diesen Fällen der Lohnsatz systematisch über (unter) dem aufgrund von Ausbildung, Berufserfahrung und Gesundheitszustand zu erwartenden Niveau. Das Vorzeichen von  $\beta_5$  hängt von der Kovarianz  $\sigma_{\varepsilon\eta}$  der Störvariablen der Lohn- und der Reservationslohnleichung ab. Sind  $\varepsilon$  und  $\eta$  unabhängig ( $\sigma_{\varepsilon\eta} = 0$ ), oder negativ korreliert ( $\sigma_{\varepsilon\eta} < 0$ ), dann ist  $\beta_5$  zwangsläufig positiv. Somit sind die verfügbaren Lohndaten relativ zu den relevanten Merkmalen der Erwerbstätigen (EDUC, EXP, GES) nach oben verzerrt. Wenn jedoch die Störvariablen Lohn- und Reservationslohnleichung stark positiv zusammenhängen und die Varianz der letzten genügend grösser ist als die der ersten ( $\sigma_{\varepsilon\eta} > \sigma_\varepsilon^2$ ), dann ist  $\beta_5$  negativ. In diesem Fall sind die beobachtbaren Lohndaten relativ zu den ausgewiesenen Merkmalen der Erwerbstätigen *nach unten* verzerrt.

Es ist klar, dass der oben dargestellte Sachverhalt im allgemeinen zu Verzerrungen der Diskriminierungsmasse  $u$  und  $u'$  führt. Ein naheliegendes Verfahren

zur Behebung der Selektionsverzerrung besteht darin,  $\lambda_i$  einfach als zusätzliche lohnbestimmende Variable zu behandeln und  $u$  beziehungsweise  $u'$  anhand der um die Selektionskorrekturvariable  $\lambda_i$  erweiterte Lohnfunktion (1a) zu berechnen. D.h. der durchschnittliche Unterschied in  $\lambda$  zwischen Männern und Frauen wird genauso wie die durchschnittliche Differenz in Ausbildung, Berufserfahrung und Gesundheit zur Erklärung des Lohndifferentials beigezogen<sup>4</sup>. Dieser Ansatz ist jedoch theoretisch nicht gerechtfertigt. Die Regressionskoeffizienten der Ausbildungs-, Berufserfahrungs- und Gesundheitsvariablen geben die mittlere Lohnreaktion des Arbeitsmarktes auf diese Merkmale wieder. Der Koeffizient der Selektionskorrekturvariablen  $\lambda_i$  ( $\beta_5$ ) hängt vom Zusammenhang der nichtbeobachtbaren Lohndeterminanten und nichtbeobachtbaren Präferenzvariablen ab. Unterschiedliche Werte dieses Parameters in weiblichen und männlichen Lohnfunktionen reflektieren unterschiedliche Präferenzstrukturen und haben nichts mit Lohndiskriminierung zu tun. Aus diesen Gründen drängt sich eine andere Behandlung der Selektionskorrekturvariablen auf. Sie besteht darin, das durchschnittliche weibliche und männliche Lohnniveau um die mittlere Selektionsverzerrung ( $\beta_5 \bar{\lambda}$ ) zu korrigieren<sup>5</sup>. Mit diesen korrigierten Durchschnittswerten werden dann die Diskriminierungsmasse  $u$  und  $u'$  errechnet.

Da  $\lambda_i$  im Gegensatz zu den anderen Rechthandvariablen der Lohnfunktion (1a) nicht beobachtbar ist, müssen Schätzwerte für diese Variable zuerst durch die Schätzung des Probit-Modelles gewonnen werden (Heckman two-step approach).

Diese Korrektur der Selektionsverzerrung geht, wie oben dargelegt, von einer freiwilligen und unbeschränkten Partizipationsentscheidung der Erwerbsfähigen aus. Wenn aber von der Annahme ausgegangen wird, dass erwerbswillige Frauen (in substantiellem Umfang) durch diskriminierende Einstellungspraktiken der Arbeitgeber von der Partizipation am Arbeitsmarkt ausgeschlossen werden, dann enthält die Selektionsverzerrung eine Diskriminierungskomponente. Unter diesen Umständen ist das in der dargestellten Art berechnete Diskriminierungsmass negativ verzerrt.

Zusammenfassend können wir das in dieser Arbeit verwendete Verfahren folgendermassen skizzieren: Zuerst wird das Probit-Modell für die Erwerbstätigkeitsvariable für Frauen und Männer separat geschätzt.

Die damit erhaltenen Koeffizienten  $\hat{\alpha}_j^f$  und  $\hat{\alpha}_j^m$  werden dann zur Berechnung von  $\hat{\lambda}_i^f$  und  $\hat{\lambda}_i^m$  verwendet. Nachher wird die Lohnfunktion (1a) mit  $\hat{\lambda}_i$  anstatt  $\lambda_i$  für Frauen und Männer getrennt geschätzt. Die damit erhaltenen Schätzungen seien mit  $\tilde{\beta}_j^f$  und  $\tilde{\beta}_j^m$  bezeichnet. Darauf wird das durchschnittliche weibliche und männliche Lohnniveau um die durchschnittliche Selektionskorrekturvariable bereinigt:

<sup>4</sup> Dieses Konzept wurde von *Dolton und Makepeace* (1986) angewandt.

<sup>5</sup> *Reimers* (1983) folgte diesem Ansatz.

$$\begin{aligned}\bar{w}_f^a &= \bar{w}_f - \tilde{\beta}_5^f \tilde{\lambda}^f \\ \bar{w}_m^a &= \bar{w}_m - \tilde{\beta}_5^m \tilde{\lambda}^m\end{aligned}\tag{8}$$

Schliesslich werden  $u$  und  $u'$  mit  $\bar{w}_f^a, \bar{w}_m^a$  (anstatt mit  $\bar{w}_f, \bar{w}_m$ ) und  $\tilde{\beta}_j^f, \tilde{\beta}_j^m$  (anstatt  $\hat{\beta}_j^f, \hat{\beta}_j^m$ ) berechnet.

### 3. Die Datenbasis

#### 3.1 Allgemeine Bemerkungen

Die vorliegende Studie basiert, wie schon einleitend erwähnt, auf drei in Nationalfondsprojekten erhobenen Mikrodatsensets; dem ersten gesamtschweizerisch repräsentativen Health Survey (SOMIPOPS), einer ebenfalls gesamtschweizerisch repräsentativen, sekundärstatistisch über die kantonalen Steuerämter erhobenen Einkommens- und Vermögensstichprobe (SEVS) sowie einer nachträglichen Zusatzerhebung von für Arbeitsangebotsschätzungen relevanten Variablen bei den gleichen Personen.

Grundgesamtheit der allen drei Erhebungen zugrundeliegenden SOMIPOPS-Stichprobe ist die erwachsene Schweizer Wohnbevölkerung, definiert als Schweizer Bürger und Ausländer mit Niederlassungsbewilligung ohne bevormundete, sonst nicht stimmberechtigte oder im Ausland weilende Personen. Die Ziehung der Adressen erfolgte für Schweizer Bürger nach dem Berner Stichprobenplan über das Stimmregister des Bundesamtes für Statistik separat nach Sprachregionen. Jede Sprachregion wurde nach Gross- und Kleingemeinden geschichtet. In den Grossregionen ermittelte man die Adressen als einfache Zufallsstichprobe, wobei der Stichprobenumfang proportional zur Einwohnerzahl der Gemeinde festgelegt wurde. Aus den Kleingemeinden jeder Sprachregion wurden einzelne Gemeinden mit einer Wahrscheinlichkeit proportional zu ihrer Grösse in der Sprachregion bestimmt (Klumpenverfahren, wobei als minimale Klumpengrössen 12 Elemente festgelegt wurden). Damit wies jede erwachsene Person pro Sprachregion die gleiche Ziehungswahrscheinlichkeit auf. Über die Sprachregionen hinweg wurde dieses Prinzip durchbrochen, indem die italienische und in geringerem Umfang die französische Sprachregion in der Stichprobe aus auswertungstechnischen Gründen (Mindeststichprobenumfang für regionale Auswertungen) bewusst überrepräsentiert wurden. Das Sample der Ausländer wurde als einfache Zufallsstichprobe über das Ausländerregister (ZAR) bestimmt. Insgesamt wurden die Adressen von 6 500 Schweizern und 981 Ausländern gezogen.

Detaillierte Einkommens- und Vermögensdaten konnten für 6 908 der in der SOMIPOPS-Ausgangsstichprobe insgesamt gezogenen 7 036 Personen im Rahmen der Einkommens- und Vermögensstichprobe SEVS sekundärstatistisch

über die kantonalen Steuerämter erhoben werden, was einer Ausschöpfungsquote von 98,3 % entspricht. Für die primärstatistische Befragung im Rahmen des SOMIPOPS-Health-Survey wurden 5836 Adressen bearbeitet. Die Befragung erfolgte mittels schriftlichem Fragebogen und mündlichem Interview und wurde Ende 1981/Anfang 1982 bei den Schweizer Bürgern und ein Jahr später bei den niedergelassenen Ausländern durchgeführt. Vollständige auswertbare Daten (Fragebogen und Interviewteil sowie Sekundärdaten) von 3419 Schweizer Bürgern (Ausschöpfungsquote bezogen auf die bearbeiteten Adressen: 70,4 %) und von 836 niedergelassenen Ausländern (Ausschöpfungsquote: 85,4 %) liegen vor, was einer Ausschöpfungsquote von insgesamt 72,9 % entspricht. Inhaltlich bestehen die SOMIPOPS-Daten vor allem aus detaillierten Angaben zum Gesundheitszustand der Befragten, zur Inanspruchnahme medizinischer Leistungen sowie zu Einflussfaktoren von Gesundheit und Inanspruchnahme. Im vorliegenden Zusammenhang von besonderem Interesse sind die in der Befragung ebenfalls enthaltenen Informationen zur Arbeitszeit, zum Zeitaufwand für den Arbeitsweg (Arbeitsfixkosten), zu Arbeitsplatzmerkmalen sowie zu sozioökonomischen Variablen wie Bildung, Zivilstand, Beschäftigungsstatus, berufliche Position, Familiengrösse und -struktur usw. Für Schweizer Bürger wurde durch eine nochmalige schriftliche Befragung der gleichen Bürger noch arbeitsmarktrelevante Zusatzinformationen erhoben. Alle Informationen im Health Survey basieren im Gegensatz zu den sekundärstatistisch erhobenen Einkommens- und Vermögensdaten auf Angaben der Befragten.

Die verfügbaren Daten beziehen sich auf die Jahre 1981/82. Es stellt sich daher die Frage, ob nicht eine aktuellere Datenbasis verfügbar ist. In diesem Zusammenhang drängen sich einige Bemerkungen zur Statistik der Verdienste von verunfallten Arbeitnehmern auf. Diese Statistik, die in der Folge als Unfalllohnstatistik (ULS) bezeichnet werden soll, basiert auf den Angaben in den individuellen Unfallmeldungen der schweizerischen Unfallversicherungsanstalt (SUVA). In diesem Rahmen fallen pro Quartal gesamtwirtschaftlich 50 000 – 60 000 Lohn- und Arbeitszeitdaten sowie die persönlichen Merkmale der verunfallten Arbeitnehmer an. Dieses aktuelle Datenmaterial kann somit nach den verschiedensten zeitlichen (z.B. quartalsweise) und strukturellen (Wirtschaftszweig, Geschlecht, Lohnart, Qualifikationsstufe, Region, usw.) Gesichtspunkten ausgewertet werden. Neben diesen Vorzügen weisen die ULS-Daten leider vier im vorliegenden Zusammenhang relevante Nachteile auf:

- a) Das Auftreten eines Unfalles entscheidet, ob ein Lohndatum in die ULS eingeht. Wenn eine systematische Beziehung zwischen Lohnhöhe und Unfallrisiko besteht, führt dies demnach zu einer (nicht korrigierbaren) Selektionsverzerrung der ULS-Daten.
- b) Die Höhe der versicherten Verdienste wird in der Unfallversicherung durch die Verordnung nach oben begrenzt. Höhere Verdienste sind in der Regel nicht bekannt und werden mit dem versicherten Maximum ausgewiesen.

- c) Die erwünschten Angaben über die Ausbildung und Berufserfahrung sind nur unvollständig.
- d) Die Angaben beziehen sich nur auf die Erwerbstätigen. Somit kann das in Abschnitt 2 diskutierte Problem der Selektionsverzerrung nicht berücksichtigt werden.

Diese vier Punkte lassen demnach die ULS-Daten für die vorliegende Untersuchung nicht als geeignet erscheinen.

### 3.2 Variablendefinition und Messprobleme

Für die vorliegende Untersuchung wurden Landwirte, Selbständige, Studenten und Rentner aus der Datenbasis eliminiert. Dadurch reduziert sich die Zahl der auswertbaren Beobachtungen auf 1 245 Frauen (davon 294 Ausländerinnen) und 1 349 Männer (davon 364 Ausländer). Der Bruttostundenlohnsatz wird wie folgt konstruiert:

$$W = \frac{EY}{h \cdot WO},$$

wobei  $W$  den Bruttostundenlohnsatz,  $EY$  das Erwerbseinkommen im untersuchten Jahr,  $h$  die über das ganze Jahr gesehene durchschnittliche Zahl von Arbeitsstunden pro Woche und  $WO$  die Zahl der 1981 effektiv geleisteten Arbeitswochen bezeichnet.

Wie bei jeder Methode zur Ermittlung des Lohnsatzes ergeben sich auch beim hier gewählten Vorgehen eine Reihe von Problemen. Erstens beziehen sich die für die Ermittlung von  $W$  benutzten Variablen auf unterschiedliche Zeitperioden:  $EY$  auf das ganze Jahr,  $h$  auf die "durchschnittliche" Arbeitswoche. Zweitens ignoriert das steuerstatistisch ermittelte Erwerbseinkommen sämtliche Lohnnebenleistungen (fringe benefits), die zum Teil beträchtlichen Unterschiede in den vom Arbeitgeber übernommenen Sozialleistungen sowie alle Einkommen, die wegen Steuerhinterziehung oder -vermeidung (Schwarzarbeit usw.) statistisch nicht in Erscheinung treten. Sowohl bei den Lohnneben- als auch bei den Sozialleistungen ist nicht auszuschliessen, dass diese systematisch mit dem Lohnsatz korreliert sind. Drittens werden mit dem so ermittelten nominellen Stundenlohnsatz regionale Kaufkraftunterschiede nicht berücksichtigt. Viertens schliesslich handelt es sich um einen durchschnittlichen Bruttostundenlohnsatz. In der Literatur wird verschiedentlich darauf hingewiesen, dass der marginale Stundenlohnsatz auch vor Abzug der Steuern – z.B. bei Akkordarbeit – variieren kann (vgl. Killingsworth 1983, S. 88 f.).

Das Brutto-Nichterwerbseinkommen wird für die Schätzung der Partizipationsfunktion wie folgt definiert:

$$NEE = VE_b + TE_b + TE_b(P) + EY_b(P),$$

wobei  $VE_b$  das Bruttohaushaltsvermögenseinkommen,  $TE_b$  das Bruttotransfereinkommen der befragten Person,  $TE_b(P)$  das Bruttotransfereinkommen und  $EY_b(P)$  das Bruttoerwerbseinkommen des Ehepartners der Stichprobenperson bezeichnen. Der Ehepartner wird damit formal wie ein anderes ertragbringendes Vermögensobjekt behandelt.

Beim Vermögenseinkommen ergeben sich wiederum gewisse datenbedingte Einschränkungen. In einem umfassenden Einkommenskonzept sollten sowohl realisierte als auch nicht realisierte Wertänderungen des Vermögens als Einkommen ausgewiesen werden. Bei Kapitalgewinnen ist dies nach schweizerischem Steuerrecht aber nur teilweise der Fall. So sind Kapitalgewinne auf beweglichen Vermögen in drei Vierteln der Kantone steuerfrei und werden daher hier ausgeschlossen. Nicht realisierte Wertänderungen des Vermögens werden aus naheliegenden Gründen überhaupt nicht erfasst.

Neben Geldeinkommen müsste ein umfassendes Einkommenskonzept auch alle dem Haushalt der befragten Person zufließenden Einkommensströme als Einkommen bewerten, die nicht über den Markt gehandelt werden. Dazu gehört insbesondere der aus der Haushaltsarbeit sowie von dauerhaften Konsumgütern fließende Leistungsstrom. Mit Ausnahme der Eigenmiete werden diese Einkommen steuerstatistisch überhaupt nicht erfasst. Auch bei der Eigenmiete dürften die steuerlichen Ansätze in der Regel unter der Marktmiete liegen.

Das Transfereinkommen umfasst Renten und andere explizite Transfers. Im vorliegenden Zusammenhang wird das Transfereinkommen wie das Vermögenseinkommen als exogene Variable behandelt. Dies ist im vorliegenden Fall relativ unproblematisch, weil die Zahl der Empfänger expliziter staatlicher Einkommenstransfers (exkl. Bezüger von Witwen- und Waisenrenten) in der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter in der Schweiz sehr klein ist.

Die Variable Ausbildungsjahre bedarf keiner weiteren Erläuterung. Hingegen finden sich in der hier zur Verfügung stehenden Datenbasis (wie auch in den meisten ausländischen Mikrodatensets) keine direkten Angaben zur Berufserfahrung. Im Anschluss an *Mincer* (1974) behilft man sich in der Literatur meist mit einer indirekten Berechnung der potentiellen Berufserfahrung (Alter – Zahl der formalen Ausbildungsjahre – Alter beim Schulanfang). Dieses Vorgehen ist bei der Schätzung von Lohnfunktion für Männer, speziell im Falle der Schweiz mit traditionell geringer Arbeitslosigkeit unproblematisch, stellt aber bezogen auf Frauen nur eine Notlösung dar.

Die Gesundheitsvariable ist das Ergebnis der Arbeit von *Leu und Doppmann* (1985). Sie stellt eine Schätzung des nichtbeobachtbaren individuellen Gesundheitszustandes dar, bei der beobachtbare Indikatoren für die Nachfrage und Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen in einem latenten Variablenmodell verarbeitet werden. Der Minimalwert dieses Gesundheitsindex beträgt 0 und der Maximalwert ist gleich 100.

Für die Partizipationsentscheidung ist aus theoretischer Sicht nicht der Brutto-, sondern der (um den marginalen Steuersatz bereinigte) Nettolohnsatz relevant. Ferner erfordert die Berücksichtigung eines progressiven Steuersystems eine Korrektur des Bruttonichterwerbseinkommens. (Vgl. hierzu *Leu/Kugler*, 1986). Da im vorliegenden Zusammenhang der Bruttolohnsatz von zentralem Interesse ist, werden diese Steueraspekte in der Folge nicht berücksichtigt. Die in der Folge dargestellten Ergebnisse beziehen sich demnach auf den Bruttolohnsatz. Die entsprechende Analyse der Nettolohnsätze, deren Ergebnisse nicht dargestellt werden, führt jedoch im wesentlichen zu den gleichen Schlussfolgerungen.

## 4. Empirische Ergebnisse

### 4.1 Modell mit Selektionskorrektur

Die in Abschnitt 2 beschriebene Analyse wurde für Frauen und Männer (Schweizer und Ausländer) separat durchgeführt. Als erstes werden im folgenden die Ergebnisse der Probit-Gleichungen für die Partizipationsdummy-Variable  $I_i$  diskutiert. Die Maximum-Likelihood-Schätzungen der Koeffizienten dieser Gleichungen sind in Tabelle 1 ausgewiesen. Die Wahrscheinlichkeit, dass der logarithmierte Bruttolohnsatz  $w$  grösser ist als der logarithmierte Reservationslohnsatz  $w_r$  wird dabei als Normalverteilungsfunktion  $\Phi$  dargestellt. Das Argument von  $\Phi$  ist eine Linearkombination von vier Determinanten von  $w$  und von vier Bestimmungsgrößen von  $w_r$ . Nach dem Mincer-Modell ist zu erwarten, dass die Zahl der formalen Ausbildungsjahre sowie die Berufserfahrung einen positiven, die quadrierte Berufserfahrung dagegen einen negativen Einfluss auf  $w$  und damit auf die Partizipationswahrscheinlichkeit haben. Aufgrund der theoretischen Modelle von *Grossman* (1972) und *Muurinen* (1982) ist weiter zu erwarten, dass sich ein guter Gesundheitszustand ebenfalls positiv auf die Erwerbsbeteiligung auswirkt. Das erwartete Vorzeichen für den Einfluss des korrigierten Nichterwerbseinkommens sowie der Präferenzvariablen "verheiratet" und "Partner erwerbstätig" auf den Reservationslohnsatz ist positiv. Es ist daher mit einem negativen Vorzeichen dieser drei Variablen in der Partizipationsgleichung zu rechnen. Angesichts der traditionellen Rollenverteilung in der Schweiz wird nur bei den Frauen a priori ein negativer Effekt von der Zahl der Kinder unter 20 Jahren auf die Partizipationswahrscheinlichkeit erwartet.

Bei den Frauen, die in 387 von 951 Fällen erwerbstätig sind, erweisen sich mit Ausnahme des korrigierten Nichterwerbseinkommens und der Dummyvariable für den Erwerbsstatus des Partners alle Variablen als signifikante oder hoch signifikante Determinanten der Partizipationswahrscheinlichkeit. Alle Vorzeichen bei den Variablen mit signifikantem Einfluss entsprechen den A-priori-Erwartungen.

Die Ergebnisse für die Männer, die in 938 von 985 Fällen erwerbstätig sind, entsprechen mit zwei Ausnahmen denjenigen für die Frauen. Weder die Präferenzvariable "verheiratet", noch die Zahl der Kinder unter 20 Jahren

Tabelle 1

Maximum-Likelihood-Schätzung des Probit-Modells für die Erwerbsbeteiligung (Partizipation) der Schweizer<sup>a)</sup>

$$\Pr(I_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{EDUC} + \dots + \alpha_8 \text{IEP}) \quad i = 1, 2, \dots, N$$

		Frauen	Männer
Ausbildung (in Jahren)	$\alpha_1$	0.0821*** (0.0291)	0.0642** (0.0282)
Berufserfahrung (in Jahren)	$\alpha_2$	0.288*** (0.0183)	0.108*** (0.0228)
Berufserfahrung (im Quadrat)	$\alpha_3$	-0.00575*** (0.000473)	-0.00164*** (0.000491)
Gesundheit	$\alpha_4$	0.0236*** (0.00647)	0.0260*** (0.00659)
Nichterwerbseinkommen in Fr.	$\alpha_5$	0.00000757 (0.00000456)	0.0000324*** (0.00000696)
Verheiratet (trifft zu = 1, sonst 0)	$\alpha_6$	-1.33*** (0.341)	-0.399* (0.232)
Anzahl Kinder unter 20 Jahren	$\alpha_7$	-0.378*** (0.0744)	-0.0199 (0.0915)
Partner erwerbstätig (trifft zu = 1, sonst 0)	$\alpha_8$	0.250 (0.354)	0.182 (0.186)
N		951	985

a) Geschätzte Standardabweichungen in Klammern.

- \*\*\* = Signifikanzniveau 1%
- \*\* = Signifikanzniveau 2.5%
- \* = Signifikanzniveau 5%
- N = Zahl der Beobachtungen

beeinflussen die Wahrscheinlichkeit, dass die befragten Männer erwerbstätig sind, signifikant. Angesichts der hohen Erwerbsquote und der erwähnten traditionellen Rollenaufteilung bei Verheirateten in der Schweiz sind beide Ergebnisse nicht überraschend.

Die Schätzung der Probit-Gleichung für das Partizipationsverhalten der Ausländer ist in Tabelle 2 dargestellt. Bei den Frauen, die in 193 von 294 Fällen erwerbstätig sind, sind ausgeprägte Unterschiede zu den Resultaten für Schweizerinnen zu verzeichnen. Für die Ausländerinnen scheinen die Ausbildungsjahre und die Kinderzahl, beides hochsignifikante Einflussfaktoren bei den Schweizer-

Tabelle 2

Maximum-Likelihood-Schätzung des Probit-Modells für die Erwerbsbeteiligung (Partizipation) der Ausländer<sup>a)</sup>

$$\Pr(I_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{EDUC} \dots \alpha_8 \text{IEP}) \quad i = 1, 2, \dots, N$$

		Frauen	Männer
Ausbildung (in Jahren)	$\alpha_1$	0.104 (0.0868)	0.0386 (0.0584)
Berufserfahrung (in Jahren)	$\alpha_2$	0.400*** (0.0509)	0.226*** (0.0500)
Berufserfahrung (im Quadrat)	$\alpha_3$	-0.00723*** (0.00112)	-0.00307** (0.00126)
Gesundheit	$\alpha_4$	0.0227 (0.0182)	0.0393* (0.0190)
Korrigiertes Nicht- erwerbseinkommen in Fr.	$\alpha_5$	0.0000745* (0.0000380)	-0.000256 (0.000256)
Verheiratet (trifft zu = 1, sonst 0)	$\alpha_6$	-3.241*** (0.940)	-0.885 (0.633)
Anzahl Kinder unter 20 Jahren	$\alpha_7$	-0.280 (0.196)	0.126 (0.231)
Partner erwerbstätig (trifft zu = 1, sonst 0)	$\alpha_8$	3.210*** (0.992)	0.701 (0.470)
N		294	364

- a) Geschätzte Standardabweichungen in Klammern.  
 \*\*\* = Signifikanzniveau 1%  
 \*\* = Signifikanzniveau 2.5%  
 \* = Signifikanzniveau 5%  
 N = Zahl der Beobachtungen

rinnen, keine wesentlichen Determinanten der Erwerbsbeteiligung zu sein. Hingegen unterscheiden sich die "männlichen" Resultate für Ausländer und Schweizer qualitativ kaum.

In den Tabellen 3 und 4 sind die im vorliegenden Zusammenhang zentralen Schätzungen der Lohnfunktion dargestellt. Dabei wird, wie in Abschnitt 2.2 erläutert, der endogenen Selektion der beobachteten Lohnsätze durch eine anhand der oben dargestellten Probit-Schätzungen erhaltene Selektionskorrekturvariable Rechnung getragen. Gemäss Tabelle 3 sind alle berücksichtigten Variablen signifikante Determinanten des Nettolohnsatzes.

Tabelle 3

Kleinstquadratschätzung der Bruttolohnsatzgleichung mit Selektionskorrekturvariable; Schweizer<sup>a)</sup>

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 \text{EDUC}_i + \beta_2 \text{EXP}_i + \beta_3 \text{EXP}^2 + \beta_4 \text{GES}_i + \beta_5 \lambda_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

		Frauen	Männer
Ausbildung (in Jahren)	$\beta_1$	0.07219*** (0.0138)	0.0597*** (0.00470)
Berufserfahrung (in Jahren)	$\beta_2$	-0.0124 (0.0135)	0.0570*** (0.00488)
Berufserfahrung (im Quadrat)	$\beta_3$	0.000599* (0.000299)	-0.000804*** (0.0000927)
Gesundheit	$\beta_4$	0.00825** (0.00361)	0.00827*** (0.00156)
Selektionskorrektur- variable $\lambda$	$\beta_5$	-0.508*** (0.118)	0.512*** (0.173)
R <sup>2</sup>		0.178	0.285
n		387	938

- a) Geschätzte Standardabweichungen in Klammern.  
 \*\*\* = Signifikanzniveau 1%  
 \*\* = Signifikanzniveau 2.5%  
 \* = Signifikanzniveau 5%  
 n = Zahl der Beobachtungen

Im Sinne der Humankapitaltheorie können die Koeffizienten der Bildungsvariable dabei als marginale private Ertragsraten eines zusätzlichen Ausbildungsjahres interpretiert werden (vgl. z.B. *Psacharopoulos und Layard, 1979*). Der Schätzwert für diesen Parameter wird für die Frauen leicht höher ausgewiesen als für die Männer. Die Berufserfahrung hat bei den Männern den postulierten degressiven Verlauf ( $\beta_2 > 0$ ,  $\beta_3 < 0$ ). Für die Frauen sind die Vorzeichen der Schätzungen von  $\beta_2$  und  $\beta_3$  umgekehrt. Der darin implizierte U-förmige Verlauf ist vermutlich auf die in Abschnitt 3.2 diskutierten, durch Berufsunterbrüche bedingten Probleme der Messung der Berufserfahrung bei Frauen zurückzuführen. Der Gesundheitszustand hat in beiden Fällen den zu erwartenden positiven Einfluss auf das Lohnniveau. Hingegen ist die Schätzung des Koeffizienten der Selektionskorrekturvariablen bei den Männern *positiv* und bei den Frauen *negativ*.

Tabelle 4

Kleinstquadratschätzung der Bruttolohnsatzgleichung mit Selektionskorrekturvariable; Ausländer<sup>a)</sup>

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 \text{EDUC}_i + \beta_2 \text{EXP}_i + \beta_3 \text{EXP}^2 + \beta_4 \text{GES}_i + \beta_5 \lambda_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

		Frauen	Männer
Ausbildung (in Jahren)	$\beta_1$	0.0461*** (0.0118)	0.0370*** (0.00648)
Berufserfahrung (in Jahren)	$\beta_2$	0.0260 (0.0192)	0.0528*** (0.0108)
Berufserfahrung (im Quadrat)	$\beta_3$	-0.000306 (0.000357)	-0.000795*** (0.000196)
Gesundheit	$\beta_4$	0.00327 (0.00438)	0.00539** (0.00231)
Selektionskorrektur- variable $\lambda$	$\beta_5$	0.124 (0.270)	0.413 (0.269)
R <sup>2</sup>		0.0926	0.177
n		193	347

- a) Geschätzte Standardabweichungen in Klammern.  
 \*\*\* = Signifikanzniveau 1%  
 \*\* = Signifikanzniveau 2.5%  
 \* = Signifikanzniveau 5%  
 n = Zahl der Beobachtungen

tiv. Wie in Abschnitt 2 dargelegt wurde, führt dies zu einer negativen (positiven) Verzerrung des ausgewiesenen Lohnniveaus der Frauen (Männer).

Die in Tabelle 4 für die ausländischen Männer dargestellten Ergebnisse unterscheiden sich in zwei Punkten von den Resultaten für die Schweizer. Erstens sind die Koeffizienten der Ausbildungs-, Berufserfahrungs- und Gesundheitsvariablen im Betrag für die Ausländer kleiner als für die Schweizer. Zweitens ist die Höhe und die statistische Signifikanz des Koeffizienten der Selektionskorrekturvariablen in der Ausländerlohnfunktion im Gegensatz zu den Ergebnissen für die Schweizer bescheiden. Diese beiden Punkte gelten auch für die Frauenergebnisse. Zusätzlich konnte für die Ausländerinnen nur gerade für die Ausbildungsjahre ein signifikanter Einfluss ermittelt werden.

Tabelle 5 gibt schliesslich über das geschätzte Ausmass der Diskriminierung Auskunft. Die geschlechtsspezifische Differenz der logarithmierten Löhne der

Tabelle 5

Aufspaltung der (logarithmierten) Bruttolohndifferenz zwischen Männern und Frauen

	Schweizer		Ausländer	
Lohndifferenz ( $\bar{w}$ )	0.430		0.380	
Lohndifferenz nach Selektionskorrektur ( $\bar{w}^*$ )	0.243		0.374	
Lohndifferenz erklärt durch:	$\beta^{\text{m a)}}$	$\beta^{\text{m a)}}$	$\beta^{\text{f b)}}$	$\beta^{\text{f a)}}$
Ausbildung (EDUC)	0.0719	0.0657	0.0581	0.0466
Berufserfahrung (EXP)	0.0443	0.0576	-0.0131	-0.0027
Gesundheit (GES)	0.0557	0.0556	0.0278	0.0458
Gesamt	0.172	0.179	0.0728	0.0897
Nichterklärter Teil	$u=0.071$	$u'=0.064$	$u=0.284$	$u'=0.301$

- a) Die mittlere Differenz von EDUC, EXP und GES werden mit den geschätzten Koeffizienten der Lohngleichung der Männer gewichtet.  
 b) Die mittlere Differenz von EDUC, EXP und GES werden mit den geschätzten Koeffizienten der Lohngleichung der Frauen gewichtet.

Schweizer beträgt im Mittel der Stichprobe 0,43. Da die Differenz von Logarithmen annähernd als relative Unterschiede zu interpretieren sind, bedeutet dies, dass das (geometrische) Mittel der Männerlöhne um über 40 % über demjenigen der Frauenlöhne liegt<sup>6</sup>. Beinahe die Hälfte dieser Differenz lässt sich jedoch auf eine durch die endogene Selektion der beobachteten Löhne bedingte Verzerrung zurückführen. Bei den Männern führt dieses Phänomen zu einer positiven Verzerrung des Durchschnittslohnes um gut 4 %.

Während bei den Männern *ceteris paribus* (gegeben beobachtbare Attribute wie Ausbildung usw.) eher Individuen mit relativ hohem Lohn erwerbstätig sind, sind die Verhältnisse bei den Frauen gerade umgekehrt: *Ceteris paribus* sind Frauen mit relativ tiefen Löhnen eher erwerbstätig. Dies führt dazu, dass das gemessene Durchschnittslohnniveau der Frauen um gut 15 % zu tief ausgewiesen

<sup>6</sup> Diese relative Differenz der geometrischen Mittel unterscheidet sich von der in der Lohndiskriminierungsdiskussion oft verwendeten relativen Differenz der arithmetischen Mittel. Die letztere Grösse beträgt in der vorliegenden Stichprobe ungefähr 25 %.

wird<sup>7</sup>. Die nach dieser Selektionskorrektur verbleibende Lohndifferenz lässt sich dann bis auf 6 % oder 7 % durch unterschiedliche lohnbestimmende Faktoren erklären. Dabei leistet der unterschiedliche mittlere Gesundheitszustand einen positiven Beitrag zur Erklärung des Lohndifferentials. Der darin implizierte bessere durchschnittliche Gesundheitszustand der Männer mag auf den ersten Blick nicht plausibel erscheinen. Jedoch ist festzuhalten, dass sich dieses Mittel nur auf die *Beschäftigten* bezieht. Die beschäftigten Frauen sind zu einem beträchtlichen Teil durch Haus- und Erwerbstätigkeit doppelt belastet. Dieser Sachverhalt lässt hier einen relativ schlechteren mittleren Gesundheitszustand der beschäftigten Frauen durchaus plausibel erscheinen.

Gesamthaft weisen diese Ergebnisse auf ein im internationalen Vergleich niedriges Ausmass der geschätzten Lohndiskriminierung hin. Dabei muss jedoch festgehalten werden, dass dieses Ergebnis entscheidend von der Berücksichtigung der Selektionsverzerrung abhängt. Insofern ist die volle Vergleichbarkeit mit den meisten veröffentlichten Studien für andere Länder nicht gewährleistet.

Für die Ausländer ergibt sich in unserer Stichprobe eine mittlere Lohndifferenz von 0,38 oder annähernd 38 %. Im Gegensatz zu den oben dargestellten Ergebnissen lässt sich diese Differenz weder durch Selektionsverzerrungen noch durch unterschiedliche Ausbildung, Berufserfahrung und Gesundheit zu einem wesentlichen Teil erklären. Der unerklärte Teil der Lohndifferenz liegt für Ausländer bei etwa 30 % und lässt auf eine im internationalen Vergleich hohe Lohndiskriminierung schliessen.

#### 4.2 Modelle ohne Selektionskorrektur

In diesem Abschnitt werden noch kurz die Ergebnisse der konventionellen Lohndiskriminierungsanalyse ohne Selektionskorrektur dargestellt. Zu diesem Zwecke wurde eine Lohnfunktion ohne Selektionskorrektur geschätzt. Wie in Abschnitt 2 dargestellt wurde, führt die Vernachlässigung der Selektionskorrektur im allgemeinen zu Verzerrungen. Da diese konventionelle Analyse mit den vorliegenden Daten noch nicht durchgeführt wurde, erscheint es jedoch sinnvoll, die entsprechenden Ergebnisse zu Vergleichszwecken kurz darzustellen<sup>8</sup>.

Tabellen 6 und 7 enthalten die Schätzergebnisse für die beiden Varianten der Lohnfunktionen. Der Vergleich der Tabellen 3 und 6 zeigt, dass die Vernachlässigung der Selektionsverzerrung bei den Schweizern zu starken Veränderungen der Parameterschätzungen führt. Für die Ausländer bringt der entsprechende Vergleich deutlich geringere Unterschiede zu Tage. Diese unterschiedlichen Parameterschätzungen wirken sich natürlich auf die in Tabellen

<sup>7</sup> Diese Aussage hängt natürlich entscheidend von der Annahme ab, dass die Nichtpartizipation der Frauen mit *ceteris paribus* hohen Löhnen freiwilliger Natur ist. In diesem Fall *könnte* das korrigierte höhere Lohnniveau erreicht werden. Vgl. hierzu auch die Diskussion auf Seite 29.

<sup>8</sup> Die Berücksichtigung der beruflichen Stellung ergab mit dem vorliegenden Datenset keine wesentlich anderen Resultate. Daher wird auf ihre Wiedergabe verzichtet.

Tabelle 6

Kleinstquadratschätzung der Bruttolohnsatzgleichung ohne Selektionskorrekturvariable; Schweizer<sup>a)</sup>

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 \text{EDUC}_i + \beta_2 \text{EXP}_i + \beta_3 \text{EXP}^2 + \beta_4 \text{GES}_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

		Frauen	Männer
Ausbildung (in Jahren)	$\beta_1$	0.0907*** (0.0134)	0.0554*** (0.00446)
Berufserfahrung (in Jahren)	$\beta_2$	0.0258** (0.0104)	0.0493*** (0.00414)
Berufserfahrung (im Quadrat)	$\beta_3$	-0.000174 (0.000244)	-0.000695*** (0.000085)
Gesundheit	$\beta_4$	0.00935** (0.00368)	0.00607*** (0.00137)
R <sup>2</sup>		0.139	0.278
n		382	938

a) Geschätzte Standardabweichungen in Klammern.

\*\*\* = Signifikanzniveau 1%

\*\* = Signifikanzniveau 2.5%

\* = Signifikanzniveau 5%

n = Zahl der Beobachtungen

8 und 9 ausgewiesene Schätzung der Lohndiskriminierung aus. Für die Schweizer erhalten wir ein im Vergleich zu den in Abschnitt 4.1 dargestellten Ergebnissen deutlich höheres Diskriminierungsmass: Der nicht erklärte Teil der Lohndifferenz liegt zwischen 20 % und 30 %. Hingegen ergeben sich für die Ausländer keine nennenswerten Unterschiede. Hier ist wieder eine unerklärte Differenz von rund 30 % zu verzeichnen.

## 5. Schlussfolgerungen

In der vorliegenden Untersuchung wurde das Ausmass der Lohndiskriminierung der Frau in der Schweiz erstmalig mit repräsentativen Individualdaten

Tabelle 7

Kleinstquadratschätzung der Bruttolohnsatzgleichung ohne Selektionskorrekturvariable; Ausländer<sup>a)</sup>

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 \text{EDUC}_i + \beta_2 \text{EXP}_i + \beta_3 \text{EXP}^2 + \beta_4 \text{GES}_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

		Frauen	Männer
Ausbildung (in Jahren)	$\beta_1$	0.0453*** (0.0117)	0.0379*** (0.00647)
Berufserfahrung (in Jahren)	$\beta_2$	0.0201 (0.0143)	0.0414*** (0.00782)
Berufserfahrung (im Quadrat)	$\beta_3$	-0.000201 (0.000275)	-0.000618*** (0.000159)
Gesundheit	$\beta_4$	0.00301 (0.00433)	0.00396* (0.00233)
R <sup>2</sup>		0.0916	0.172
n		193	347

- a) Geschätzte Standardabweichungen in Klammern.  
 \*\*\* = Signifikanzniveau 1%  
 \*\* = Signifikanzniveau 2.5%  
 \* = Signifikanzniveau 5%  
 n = Zahl der Beobachtungen

analysiert. Die verwendeten Individualdaten, die sich auf das Jahr 1981/82 beziehen, wurden im Rahmen von drei Nationalfondsprojekten an der Universität Basel erhoben. Dabei wurde das konventionelle Mass für Lohndiskriminierung – der nicht durch unterschiedliche Lohndeterminanten wie z.B. Ausbildung und Berufserfahrung erklärbare Teil der mittleren Lohndifferenz zwischen Männern und Frauen – erweitert und um die Selektionsverzerrungen der Lohndaten bereinigt. Diese Erweiterung erweist sich für die Erklärung der durchschnittlichen Lohndifferenz zwischen Schweizer Frauen und Männern als entscheidend. Über die Hälfte der gut vierzigprozentigen Lohndifferenz lässt sich dadurch erklären, dass das Lohnniveau der 40 % erwerbstätigen Frauen im Verhältnis zum potentiellen mittleren Lohnniveau aller erwerbsfähigen Frauen relativ tief ist. Die verbleibende Lohndifferenz von gut 25 % lässt sich wiederum zum grössten Teil

Tabelle 8

Aufspaltung der (logarithmierten) Bruttolohndifferenz zwischen Männern und Frauen ohne Selektionskorrektur

	Schweizer		Ausländer	
Lohndifferenz ( $\bar{w}$ )	0.430		0.380	
Lohndifferenz erklärt durch:	$\beta^{\# \text{ a)}}$	$\beta^{\# \text{ b)}}$	$\beta^{\# \text{ a)}}$	$\beta^{\# \text{ b)}}$
Ausbildung (EDUC)	0.1025	0.0626	0.0577	0.0483
Berufserfahrung (EXP)	0.0501	0.0468	0.0058	0.0053
Gesundheit (GES)	0.0624	0.0405	0.0257	0.0338
Gesamt	0.215	0.150	0.0775	0.0874
Nichterklärter Teil	$u=0.215$	$u'=0.280$	$u=0.303$	$u'=0.293$

a) Die mittlere Differenz von EDUC, EXP und GES werden mit den geschätzten Koeffizienten der Lohngleichung der Männer gewichtet.

b) Die mittlere Differenz von EDUC, EXP und GES werden mit den geschätzten Koeffizienten der Lohngleichung der Frauen gewichtet.

durch unterschiedliche mittlere Werte für Ausbildung, Berufserfahrung und Gesundheit erklären. Somit verbleibt nur noch ein unerklärter Rest von 6% bis 7%, der üblicherweise als Lohndiskriminierung interpretiert wird. Interessanterweise ergab die Analyse der Daten für die niedergelassenen Ausländer ein ganz unterschiedliches Bild. Die annähernd 40% mittlere Lohndifferenz konnte weder durch Selektionsverzerrung noch durch unterschiedliche Lohndeterminanten erklärt werden. Daher ergibt sich für die ausländischen Frauen eine Lohndiskriminierung von etwa 30% (nicht erklärter Teil der Lohndifferenz). Der grosse Unterschied zwischen den Resultaten für Schweizer und Ausländer lässt sich einerseits darauf zurückführen, dass die niedergelassenen Ausländer viel heterogener als die Schweizer sind. Dies äussert sich in der deutlich geringeren Erklärungskraft der berücksichtigten Lohndeterminanten für das Lohnniveau der Ausländer. Damit kann natürlich auch ein tendenziell geringerer Erklärungsanteil der Lohndifferenz verbunden sein. Andererseits ist es denkbar, dass die Lohndiskriminierung bei tief qualifizierten Arbeitsplätzen, die mehrheitlich durch Ausländer besetzt sind, ausgeprägter ist als bei Arbeitsplätzen mit höherer Qualifikation.

Tabelle 9

Aufspaltung der (logarithmierten) Bruttolohndifferenz zwischen Männern und Frauen (Ausländer und Schweizer)

Lohndifferenz		0.408		
	Modell mit Selektionskorrektur		Modell ohne Selektionskorrektur	
Lohndifferenz nach Selektionskorrektur	0.281		-	
Lohndifferenz erklärt durch:	$\beta^f$	$\beta^m$	$\beta^f$	$\beta^m$
Ausbildung	0.0679	0.0602	0.0896	0.0585
Berufserfahrung	0.0277	0.0401	0.0373	0.0384
Gesundheit	0.0476	0.0528	0.0518	0.0386
Gesamt	0.143	0.153	0.179	0.132
Nichterklärter Teil	0.138	0.128	0.229	0.276

Der Vollständigkeit halber wurde in Tabelle 9 noch die mit den Beschäftigungsanteilen gewichteten Lohndiskriminierungsmassen für Schweizer und Ausländer gesamthaft ausgewiesen. Unter der Berücksichtigung der Selektionsverzerrung beläuft sich der Diskriminierungsanteil der gesamten durchschnittlichen Lohndifferenz von gut 40 % auf 13 % bis 14 %.

Die vorgelegten Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass die Lohndiskriminierung von *Schweizer* Frauen keine allzu grosse Bedeutung besitzt. Hingegen deuten sie darauf hin, dass die Lohndiskriminierung von *ausländischen* Frauen in der Schweiz substantiell ist. Diese Ergebnisse müssen jedoch mit einiger Vorsicht interpretiert werden, da die Messung der Lohndiskriminierung mit einigen Problemen behaftet ist. So ist dieses Mass nach unten verzerrt, wenn Frauen vor ihrem Eintritt in den Arbeitsmarkt diskriminiert werden. Darunter sind diskriminierende Praktiken bei der Kindererziehung, Berufs- und Bildungswahl und der geschlechtsspezifischen Rollenverteilung in der Familie zu verstehen, die sich dann über eine schlechtere Ausbildung und eine durch Unterbrüche gekennzeichnete Berufserfahrung in niedrigen Frauenlöhnen manifestiert. Im Gegensatz dazu können geschlechtsspezifische Unterschiede der Lohnfunktion als Ausdruck einer freiwilligen Spezialisierung von Frauen (Hausarbeit) in Ausbildung und Berufstätigkeit aufgefasst werden. In diesem Fall ist das verwendete

Diskriminierungsmaß positiv verzerrt. Ähnliche Überlegungen gelten für die in dieser Arbeit vorgenommene Korrektur der Selektionsverzerrung der Lohndaten. Wenn die Partizipationsentscheidung am Arbeitsmarkt freiwillig und ohne diskriminierende Praktiken erfolgt, ist sie angebracht. Andernfalls führt sie zu einer Verzerrung der Diskriminierungsmaß nach unten. Zusätzlich stellt sich die Frage, inwiefern die Resultate derartiger Studien durch vor allem für Frauen relevante Messfehler für die Berufserfahrung verzerrt sind. Das letztgenannte Problem lässt sich mit dem alternativen von *Polachek* (1975) entwickelten Konzept zur Messung der Lohndiskriminierung berücksichtigen. Entsprechende Analysen mit den vorliegenden Daten sind für die Zukunft geplant.

## Literatur

- Blau, F. und Ferber M. A.*, Discrimination: Empirical Evidence from the United States, *American Economic Review* PP 77 (May 1987), S. 246–250.
- Blinder, A. S.*, On Dogmatism in Human Capital Theory, *Journal of Human Resources* 11 (1978), S. 8–22.
- Christel, J.*, Verdienstdifferenziale zwischen Männern und Frauen: Theorie und empirische Ergebnisse für Österreich, Forschungsbericht Nr. 224, Institut für höhere Studien, Wien, November 1985.
- Dolton, P. J. und Makepeace G. H.*, Sample Selection and Male-Female Earnings Differentials in the Graduate Labour Market, *Oxford Economic Papers* (1986), S. 314–341.
- Goldin, G. und Polache, K. S.*, Residual Differences by Sex: Perspectives on the Gender Gap in Earnings, *American Economic Review* PP 77 (May 1987), S. 143–157.
- Grossman, M.*, The Demand for Health – A Theoretical und Empirical Investigation, New York: Columbia University Press 1972.
- Heckman, J. J.*, Shadow Prices, Market Wages and Labour Supply, *Econometrica* 42 (1974), S. 679–694.
- Heckman, J. J.*, The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection Bias and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, *Annals of Economic and Social Measurement* 5 (1976), S. 475–492.
- Killingsworth, M. R.*, Labor Supply, Cambridge: Cambridge University Press 1983.
- Lewin, R.*, Arbeitsmarktsegmentierung und Lohnstruktur, Zürich (1982).
- Leu, R. E. und Doppmann, R. J.*, Die Nachfrage nach Gesundheit und medizinischen Leistungen, Diskussionspapier Nr. 94, Institut für Sozialwissenschaften und Institut für angewandte Wirtschaftsforschung der Universität Basel (Mai 1985).
- Leu, R. E. und Kugler, P.*, Einkommenssteuer und Arbeitsangebot in der Schweiz, in: *H. Schelbert et al.* (Hrsg.), *Mikroökonomie des Arbeitsmarktes*, Bern/Stuttgart 1986.
- Madden, J.*, The Persistence of Pay Differentials: The Economics of Sex Discrimination, *Women and Work* 1 (1985), S. 76–114.
- Mincer, J.*, Schooling, Experience and Earnings, New York: National Bureau of Economic Research 1974.
- Muurinen, J. -M.*, The Demand for Health – A Generalized Grossman Model, *Journal of Health Economics* 1 (1982), S. 5–28.
- Oaxaca, R.*, Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review* 14 (1973), S. 693–709.
- Reimers, C. W.*, Labour Market Discrimination Against Hispanic and Black Men, *Review of Economics and Statistics* 65 (1983), S. 570–579.
- Psacharopoulos, G. und Layard, R.*, Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique, *Review of Economic Studies* 46 (1979), S. 485–503.
- Polachek, S.*, Differences in Expected Post-School Investment as a Determinant of Market Wage Differentials, *International Economic Review* 16 (1975), S. 451–470.
- Zabalza, A. und Arrufat, J.*, The Extent of Sex Discrimination in Great Britain, in: *Zabalza, A. and Tsannatos, Z.* (Eds.) *Women and Equal Pay*, Cambridge University Press (1985), S. 70–96.

## Zusammenfassung

### *Lohndiskriminierung in der Schweiz: Evidenz von Mikrodaten*

In dieser Arbeit wird das Ausmass der Lohndiskriminierung der Frau in der Schweiz erstmalig mit repräsentativen Individualdaten für die Jahre 1981/82 analysiert. Dabei wurde das konventionelle Mass für die Lohndiskriminierung – der nicht durch unterschiedliche mittlere Lohndeterminanten erklärbare Teil der mittleren Lohndifferenz – um die Selektionsverzerrung der Lohndaten bereinigt. Für die Schweizer kann die vierzigprozentige Lohndifferenz bis auf 6%–7% durch Selektionsverzerrungen und unterschiedliche Lohndeterminanten erklärt werden. Für die Ausländer hingegen ist dies nicht möglich. In diesem Fall verbleibt ein unerklärter Teil der Lohndifferenz von 30%.

## Résumé

### *La discrimination salariale en Suisse: Evidence de données statistiques individuelles*

Cette étude analyse la discrimination salariale féminine en Suisse, à l'aide – pour la première fois – de données statistiques individuelles (années 1981/82). La mesure conventionnelle de la discrimination salariale féminine; à savoir la différence moyenne de salaire qui ne peut être expliquée par une différence moyenne des facteurs (formation, expérience, etc.) déterminant le salaire a été corrigée pour prendre en compte le biais de sélection qui résulte du fait que seul le salaire des individus employés est observable.

Pour les femmes suisses la différence de salaire de 40% se réduit à 6%–7% si l'on tient compte à la fois de la différence moyenne des facteurs déterminant le salaire et du biais de sélection. Par contre, la différence de salaire qui ne se laisse pas expliquer par les facteurs salariaux et par le biais de sélection est de 30% pour les femmes étrangères travaillant en Suisse.

## Summary

### *Wage Discrimination in Switzerland: Evidence of individual data*

This study analyses the extent of wage discrimination of women in Switzerland, using representative individual data. Thereby, the conventional measure of wage discrimination – the part of the mean wage difference which cannot be explained by different mean wage determinants – is corrected for the selection bias of wage data. For Swiss citizens, the wage gap of 40% can be explained by selection bias and different wage determinants up to a small, inexplicable rest of 6% to 7%. For resident foreigners, a very different result was obtained. The inexplicable part of the wage gap of 40% is 30%.