Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie = Swiss journal of sociology

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

Band: 25 (1999)

Heft: 2

Artikel: Geschlechtsspezifische Lohndiskriminierung : neueste Evidenz von den Mikrodaten aus der schweizerischen Arbeitskräfteerhebung

Autor: Henneberger, Fred / Sousa-Poza, Alfonso

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-814102

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Mehr erfahren

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. En savoir plus

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. Find out more

Download PDF: 11.12.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch

GESCHLECHTSSPEZIFISCHE LOHNDISKRIMINIERUNG: NEUESTE EVIDENZ VON DEN MIKRODATEN AUS DER SCHWEIZERISCHEN ARBEITSKRÄFTEERHEBUNG

Fred Henneberger und Alfonso Sousa-Poza
Forschungsinstitut für Arbeit und Arbeitsrecht, Universität St. Gallen
Fakultät für Verwaltungswissenschaft, Universität Konstanz

1. Einleitung und Problemstellung

Ausgehend von der seit Beginn der 80er Jahre vor allem in den angelsächsischen Ländern geführten Diskussion um gleichen Lohn für gleichwertige Arbeit werden seit geraumer Zeit auch in der Schweiz vermehrt Anstrengungen zur beruflichen Gleichstellung von Mann und Frau unternommen. In dem am 1. Juli 1996 in Kraft getretenen Eidgenössischen Bundesgesetz über die Gleichstellung von Frau und Mann (Gleichstellungsgesetz; GlG) wurde explizit die Diskriminierung im Berufsleben aufgrund des Geschlechts bei der Anstellung, der Aufgabenzuteilung, der Gestaltung der Arbeitsbedingungen, der Beförderung, der Aus- und Weiterbildung, der Entlohnung sowie der Entlassung untersagt (vgl. Artikel 3, Absatz 2 GlG). Damit wurde die bereits am ersten Schweizerischen Frauenkongress 1896 neben anderen aufgestellte Forderung nach gleichem Lohn für gleichwertige Arbeit gesetzlich fixiert.

Das Prinzip der Lohngerechtigkeit „Gleicher Lohn für gleichwertige Arbeit" ist mittlerweile also nicht nur rechtlich garantiert, sondern hat auch in der Arbeitswelt seinen Niederschlag gefunden. Allerdings spiegelt sich die formelle Gleichstellung – gemäss ihren Kritikern – in der Praxis erst ungenügend wider. Die entsprechenden gesetzlichen Regelungen und die Rechtsprechung der Gerichte haben zwar dazu geführt, dass sich die Einkommensdifferenzen zwischen Männern und Frauen verringert haben. Dennoch lässt sich nach wie vor ein persistenter, geschlechtsspezifischer Entlohnungsunterschied in allen empirischen Untersuchungen nachweisen (vgl. z. B. Diekmann und Engelhardt, 1995; Bundesamt für Statistik, 1996a; Bundesamt für Statistik, 1997; Bonjour, 1997), der jedoch nicht automatisch und in voller Höhe mit Diskriminierung gleichzusetzen ist, zumal über dessen Ursachen in aller Regel keine Aussagen getroffen werden können.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, einen vor allem empirischen Beitrag zur Gleichstellungsdiskussion zu leisten. In Kapitel 2 wird zunächst die Human-

kapitaltheorie als dominierender Ansatz zur Eruierung geschlechtsspezifischer Lohndiskriminierung kurz vorgestellt. Im Anschluss daran werden in Kapitel 3 die zentralen Ergebnisse früherer humankapitaltheoretischer Studien für die Schweiz beleuchtet und als Referenzpunkt für die eigenen Schätzungen verwendet. In Kapitel 4 werden unsere Schätzungen mit den neuesten Daten aus der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) für das Jahr 1997 bezüglich der Lohndiskriminierung zwischen Männern und Frauen präsentiert und diskutiert. Kapitel 5 fasst die Hauptergebnisse der Analysen zusammen.

2. Humankapitaltheorie und Qualifikationsunterschiede: Lohndiskriminierung bei vollständiger Konkurrenz

2.1 Das Modell der Humankapitaltheorie

Die strikt angebotsorientierte Humankapitaltheorie (vgl. grundlegend Becker, 1993; Mincer, 1974; Schultz, 1961; Schultz, 1963; Oi, 1962) als älteste Weiterentwicklung des neoklassischen Basismodells (vgl. Henneberger und Keller, 1996) gibt vor allem dessen Prämisse der Homogenität und vollständigen Substituierbarkeit der Arbeitskräfte auf. Der Produktionsfaktor Arbeit ist ebenso wie Kapital Objekt von Investitionen und als solcher Gegenstand der allgemeinen Entscheidungstheorie. Zwischen den Arbeitnehmern bestehen durch Differenzen in der Schul- und Berufsausbildung oder der Berufserfahrung teilweise beträchtliche Qualifikationsunterschiede. Zudem ziehen auch die divergierenden Anforderungen der Arbeitsplätze entsprechende Qualifikationsmassnahmen der Unternehmen „on-the-Job" oder in der beruflichen Weiterbildung nach sich. Die Humankapitaltheorie stellt diese Unterschiede in den Mittelpunkt ihrer Betrachtung. Allerdings widmet sie sich lediglich der *Heterogenität der Arbeitskräfte bezüglich ihrer Qualifikation* und lässt weitere Heterogenitätskriterien, wie z. B. das Geschlecht, die Rasse oder die Religion, beiseite. Aus der Heterogenisierung der Arbeitskräfte resultiert eine Beschränkung des Wettbewerbs zwischen den Arbeitnehmern.

Die Humankapitaltheorie unterscheidet zwischen allgemeinem und spezifischem Humankapital: Bildungsinvestitionen erfolgen zum einen vor dem Eintritt in den Arbeitsmarkt in Form allgemein-schulischer, zum anderen im Unternehmen in Form betriebsspezifischer Ausbildung:

- Die *überbetriebliche* Ausbildung (Schooling) vermittelt Qualifikationen für Tätigkeiten in verschiedenen Unternehmen.
- Die *spezifische* Ausbildung (Training-on-the-Job) hingegen vermittelt Qualifikationen, die ex definitione nur in dem jeweiligen Betrieb Verwendung finden.

Lohnunterschiede sind das Ergebnis von rationalen Entscheidungen der Arbeitskräfte über ihre Investitionen in ihr Humankapital und damit in ihre Arbeitsproduktivität. Humankapital kann erworben werden durch Schul- und Berufsausbildung sowie durch die im Verlaufe des Erwerbslebens angesammelte Berufserfahrung. Kurzfristig bewirken die Investitionen der Individuen in ihr Humankapital Ausbildungskosten und einen Einkommensverzicht, der jedoch langfristig über die höhere Arbeitsproduktivität eine höhere Entlohnung nach sich zieht und die Karrierechancen verbessert. Die *Entscheidungsregel* für den homo oeconomicus als Arbeitsanbieter lautet: Investitionen in Humankapital werden solange getätigt, wie der Gegenwartswert der in Zukunft zu erwartenden zusätzlichen Erträge gerade noch grösser ist als der Gegenwartswert der jetzt aufzuwendenden Kosten der Ausbildung. Diese Kosten setzen sich zusammen aus den direkten Kosten der Ausbildung und dem Einkommensverzicht während der Dauer der Ausbildung. Ziel ist die *Maximierung der Lebenseinkommensströme*, nicht des kurzfristigen Einkommens. Im Verlauf des Erwerbslebens nehmen die Humankapitalinvestitionen ab, da mit dem Näherrücken der Verrentung deren Amortisationsdauer sinkt und gleichzeitig die Opportunitätskosten in Form entgangener Einkommen steigen. Die Entwertung der Humankapitalinvestitionen im Zeitverlauf impliziert ein *umgekehrt u-förmiges Alters-Einkommens-Profil.*

Ursprünglich beschränkte sich die Humankapitaltheorie auf Aussagen über die Ausbildungsdauer. Spätere Vertreter dieser Theorie leiteten jedoch auch das *Berufswahlverhalten der Frauen* von diesem Ansatz ab. Sie kommen zu drei zentralen Folgerungen für das Verhalten der Frauen am Arbeitsmarkt:

- Frauen, die eine Erwerbsunterbrechung planen, wählen Berufe von *relativ geringer Ausbildungsdauer.* Damit beabsichtigen sie, ihre Ausbildungsinvestitionen möglichst niedrig zu halten. Durch das geringere Humankapital bleibt aber auch ihr Einkommen vergleichsweise gering (vgl. Zingg Schrupkowski, 1994, 34). Gleichzeitig werden diese niedrigeren Qualifikationen aufgrund der steigenden Automatisierung im Produktions- und Dienstleistungsbereich immer weniger nachgefragt, wodurch die Löhne zusätzlich unter Druck geraten.

- Frauen wählen Berufe mit *relativ niedrigen Wissensabschreibungsraten* aus (vgl. Polachek, 1976; Polachek, 1981). Dadurch sichern sie, dass der Lohn bei einem Wiedereinstieg ins Berufsleben keine wesentlichen Einbussen aufgrund der Abschreibung erfährt. Da in technischen Berufen das erlernte Wissen schneller veraltet als in sprachlich-literarischen oder pflegerischen Berufen (vgl. Weck-Hannemann, 1993, 67 f.), meiden Frauen Berufe, die durch einen hohen technischen Fortschritt gekennzeichnet sind.

- Frauen wählen Berufe, bei denen die *Betriebszugehörigkeitsdauer* nur eine *geringe Rolle* spielt. Damit stellen sie sicher, dass ihr Lohn bei einem Stellenwechsel nicht deutlich absinkt. Denn oft verlassen Frauen ihren Arbeitsplatz durch die berufsbedingte Veränderung des Partners und nehmen mit diesem einen Wohnortwechsel vor. Daher meiden sie Berufe, in denen betriebsspezifisches Humankapital, welches einen grossen Teil der Berufserfahrung ausmacht, gefordert ist (vgl. Weck-Hannemann und Frey, 1989, 566).

2.2 *Die Messung der Lohndiskriminierung am Arbeitsmarkt*

Um Lohndiskriminierung zwischen Männern und Frauen messen zu können, müssen für beide Gruppen getrennt Lohnfunktionen mittels multipler Regression geschätzt werden. Hierbei bildet die *Humankapitalfunktion von Mincer* (1974) den zentralen theoretischen Ausgangspunkt der Analyse. Diese setzt den logarithmierten Stundenlohn (ln W) linear mit den Schuljahren und parabolisch mit den Jahren der Berufserfahrung in Beziehung:

(1) $\ln W = b_0 + b_1 EDU + b_2 EXP + b_3 EXP^2$

wobei:

W	: Stundenlohn
EDU	: Anzahl der absolvierten Schul- und Hochschuljahre in Vollzeitausbildung
EXP	: Berufserfahrung (in Anzahl an Jahren)
EXP^2	: Berufserfahrung im Quadrat
EXP und EXP^2	: ergeben den parabolischen Verlauf der Berufserfahrung
b_1	: entspricht dem Effekt in Prozenten, um welchen sich der Lohn bei einem zusätzlichen Schul- bzw. Hochschuljahr erhöht (Verzinsung eines Bildungsjahres).
b_2, b_3	: bezeichnen die Rendite eines Jahres Berufserfahrung und beschreiben den konkaven Verlauf des Alters-Lohn-Profils (mit $b_2 > 0$ und $b_3 < 0$).

Aufgrund der Tatsache, dass ein grosser Teil der erwerbsfähigen Frauen nicht erwerbstätig ist und die erwerbstätigen Frauen keine zufällige Auswahl aller erwerbsfähigen Frauen darstellen, ergibt sich gerade bei dieser Gruppe ein sog. *Stichprobenauswahlfehler*. Die Koeffizienten der Lohnfunktion wären bei einer einfachen Kleinstquadrate-Regression (Ordinary Least Squares; OLS) somit verzerrt. Gelingt es hingegen, die Wahrscheinlichkeit, einer Erwerbstätigkeit nachzugehen, mittels eines Probit-Modells abzuschätzen, können auch die Koeffizienten der Lohnfunktion der Frauen konsistent ermittelt werden. Da die Erwerbsquote der Männer traditionell über 90% liegt, ist der Stichprobenauswahlfehler für diese Gruppe weniger von Bedeutung, weshalb die meisten Studien diese potentielle Verzerrung ignorieren.

Liegen schliesslich konsistent geschätzte Lohngleichungen jeweils für Männer und Frauen vor, kann der sich ergebende geschlechtsspezifische Lohnabstand einerseits in die einzelnen nicht diskriminierenden *Ausstattungskomponenten* und andererseits in eine nicht mittels Humankapitalvariablen erklärbare, *potentiell diskriminierende Komponente* zerlegt werden.

Das Standardvorgehen basiert somit auf *zwei* zentralen Schritten (vgl. auch Kugler, 1988; Diekmann und Engelhardt, 1995): zunächst werden *Lohnfunktionen geschätzt* (für die Frauen mit Selektionskorrektur) und anschliessend wird die geschlechtsspezifische *Lohndifferenz in verschiedene Bestandteile zerlegt* (vgl. Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). Die selektivitätskorrigierte Lohnfunktion für Frauen wiederum erhält man in der Regel mittels dem Heckman'schen Zweischrittverfahren (vgl. Heckman, 1976; Heckman, 1979): In einem ersten Teilschritt wird ein Probit-Modell, welches die individuelle Marktpartizipationsentscheidung der Frauen charakterisiert, geschätzt. In einem zweiten Teilschritt wird dann die Partizipationsentscheidung durch die zusätzliche Aufnahme einer sog. Selektionskorrekturvariablen in die Lohnfunktion berücksichtigt.

Das Verfahren zur Korrektur des Stichproben-Auswahlfehlers basiert auf dem mikroökonomisch fundierten Standardarbeitsangebotsmodell (vgl. z. B. Killingsworth, 1983). Diesem Modell liegt die Annahme zugrunde, dass die Arbeitsanbieterinnen den potentiell am Arbeitsmarkt erzielbaren Lohnsatz mit ihrem Reservationslohnsatz vergleichen. Sie wägen gemäss ihren individuellen Präferenzen zwischen Einkommen und Freizeit ab: Liegt der Marktlohnsatz über dem Reservationslohnsatz, dann übertrifft der Nutzengewinn des durch die Erwerbstätigkeit erzielbaren Einkommens die Nutzenverminderung der reduzierten Freizeit. In diesem Fall werden Frauen ihre Arbeitskraft am Arbeitsmarkt anbieten et vice versa.

Das zu schätzende *Probit-Modell*, welches die individuelle Marktpartizipationsentscheidung der Frauen charakterisiert, wurde in unserem Fall wie folgt spezifiziert:

$$(2)\ P = \alpha_0 + \alpha_1 EDU_i + \alpha_2 AGE_i + \alpha_3 AGE_i^2 + \alpha_4 C0_6_i + \alpha_5 C7_14_i + \alpha_6 MAR_i + \alpha_7 HINC_i + \varepsilon_i$$

wobei:

P : unbeobachtete Partizipationsneigung (Partizipations wahrscheinlichkeit von Frauen am Arbeitsmarkt)

$$P = \begin{cases} 1 & \text{falls die Frau erwerbstätig ist} \\ 0 & \text{falls die Frau nicht erwerbstätig ist} \end{cases}$$

α_j's : die zu schätzenden Koeffizienten

AGE : Lebensalter (in Anzahl an Jahren)

AGE^2 : Lebensalter im Quadrat

C0_6 : Kinder zwischen 0 und 6 Jahren im Haushalt (Dummy-Variable)

C7_14 : Kinder zwischen 7 und 14 Jahren im Haushalt (Dummy-Variable)

MAR : Familienstand verheiratet (Dummy-Variable)

HINC : Haushalts- bzw. Nichterwerbseinkommen der übrigen Haushaltssmitglieder

ε : stochastischer Störterm

Anhand des Probit-Modells lassen sich die Determinanten der individuellen Erwerbsbeteiligung eruieren. Die geschätzten Koeffizienten werden zur Berechnung von konsistenten Koeffizienten in der Lohngleichung der Frauen benötigt. In einem zweiten Teilschritt kann schliesslich der Einfluss der Partizipationsentscheidung durch die additive Aufnahme einer *Selektionskorrekturvariablen* λ in die Lohngleichung der Frauen berücksichtigt werden (vgl. Greene, 1997, 974 ff.). Somit lassen sich mittels OLS selektivitätskorrigierte Lohnfunktionen schätzen. Die Lohnfunktion der Frauen wurde also folgendermassen spezifiziert:[1]

1 Es lässt sich zeigen, dass das Heckman'sche Verfahren zu heteroskedastischen Störtermen führt (vgl. Greene, 1997, 980 f.). In dieser Studie wird dieses Problem mittels einer „White-Korrektur" der Varianz-Kovarianz-Matrix berücksichtigt (vgl. White, 1980).

$$(3)\ \ln W_i = \beta_0 + \beta_1 EDU_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \beta_4 MANAG_i + \beta_5 \lambda_i + \gamma_i$$

wobei:

W	: Stundenlohn
EDU	: Anzahl der absolvierten Schul- und Hochschuljahre in Vollzeitausbildung
EXP	: Berufserfahrung (in Anzahl an Jahren),
EXP^2	: Berufserfahrung im Quadrat
β_J's	: die zu schätzenden Koeffizienten
MANAG	: hat eine Vorgesetztenfunktion inne (Dummy-Variable)
λ	: $\frac{\phi(\hat{\alpha}X)}{\Phi(\hat{\alpha}X)}$ (= Inverse von Mill's Ratio)
X	: Vektor der in Gleichung (2) verwendeten Regressoren
ϕ	: Dichtefunktion der Standardnormalverteilung
Φ	: Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung
γ	: stochastischer Störterm

Bei λ handelt es sich um die Hazardrate der normalverteilten Zufallsvariablen $\hat{\alpha}X$. Die Selektionskorrekturvariable ist eine monoton fallende Funktion und steht für die individuelle Wahrscheinlichkeit einer Nicht-Erwerbstätigkeit. Je grösser die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit ist, desto näher liegt der Wert bei 0 und umgekehrt. Im allgemeinen wird λ *für Männer gleich null* gesetzt, da ihre Wahrscheinlichkeit, einer Erwerbstätigkeit nachzugehen, sehr hoch ist, mithin die Selektionskorrektur nur von geringer Bedeutung ist.[2]

Ist die Selektionskorrekturvariable in der Lohngleichung signifikant, dann besteht eine Korrelation zwischen den Störtermen der Marktlohnfunktion und der Anspruchslohnfunktion. Bei einem *negativen* (positiven) Vorzeichen der Selektionskorrekturvariablen stellt der in der Stichprobe beobachtete Durchschnittslohn der Frauen eine *Unterschätzung* (Überschätzung) des tatsächlich auf dem Markt realisierbaren Lohns dar (vgl. Kugler, 1988, 26 ff.).

Im zweiten zentralen Schritt wird der *Lohnabstand* zwischen Männern und Frauen einerseits in diskriminierende und andererseits in nicht diskriminierende Komponenten *zerlegt*. Dieses Vorgehen zielt darauf ab, den Anteil der

2 Ausserdem ist der geschätzte Koeffizient der Selektionskorrekturvariablen bei geringem Zensierungsniveau wenig zuverlässig und damit nicht aussagekräftig (vgl. z. B. Berk und Ray, 1982, 386).

beobachtbaren Lohndifferenzen zwischen den Geschlechtern, der auf die unterschiedliche Ausstattung mit Humankapital zurückzuführen ist, zu berechnen. Der so ermittelte, nicht auf Diskriminierung beruhende *Ausstattungseffekt* reflektiert mit anderen Worten das hypothetische Mehreinkommen der Frauen, wenn diese den Männern bezüglich der in der Einkommensregression verwendeten unabhängigen Variablen (z. B. schulische und berufliche Ausbildung, Berufserfahrung) gleichgestellt wären. Die Differenz zwischen dem Lohnunterschied und dem Ausstattungseffekt wird üblicherweise als *Diskriminierungsmass* bezeichnet.

Die meisten ökonometrischen Untersuchungen stützen sich bei der Komponentenzerlegung auf das Verfahren von Blinder (1973) bzw. Oaxaca (1973). Danach wird die mittlere Lohndifferenz zwischen zwei Gruppen in insgesamt *drei Teileffekte* unterteilt:

(4) $(\overline{W}_H - \overline{W}_L) = A + G + I$

wobei:

Ausstattungseffekt	: $A = \Sigma b_L (\overline{X}_H - \overline{X}_L)$
Gruppeneffekt	: $G = (b_{0H} - b_{0L}) + \Sigma \overline{X}_L (b_H - b_L)$
Interaktionseffekt	: $I = \Sigma (b_H - b_L)(\overline{X}_H - \overline{X}_L)$
Subindex H	: Gruppe mit dem durchschnittlich höheren Lohn (Männer)
Subindex L	: Gruppe mit dem durchschnittlich geringeren Lohn (Frauen)
$\overline{W}$	: Mittelwert des Lohnes
$\overline{X}$	: Mittelwert der unabhängigen Variablen
b_{0H}	: Einstiegslohn der Männer
b_{0L}	: Einstiegslohn der Frauen
b_H	: die geschätzten Koeffizienten der unabhängigen Variablen der Männerlohngleichung
b_L	: die geschätzten Koeffizienten der unabhängigen Variablen der Frauenlohngleichung

Der *Gruppeneffekt* G spiegelt den hypothetischen Einkommenszuwachs der Frauen wider, wenn diese unter Beibehaltung ihrer Humankapitalausstattung dieselbe Lohnstruktur der Männer hätten, mithin mit ihrer Ausstattung gleich wie Männer entlohnt würden. Der *Interaktionseffekt* I entspricht dem Betrag,

den Frauen erhalten würden, wenn sie für den Ausstattungsunterschied auch die Differenz ihrer Koeffizienten bekommen würden; d. h., dass sie trotz niedrigerer Ausstattung für jedes Verwertungsjahr ihres Humankapitals eine gleich hohe Rendite wie die Männer erzielen würden (vgl. auch Diekmann et al., 1993, 393 f.; Bonjour, 1997, 28 f.).

Wird die Zerlegung des Lohnunterschiedes zwischen beiden Gruppen nicht auf die absoluten, sondern – wie üblich – auf die logarithmierten Löhne bezogen, so ergeben sich nach Entlogarithmierung die geometrischen Mittelwerte. Damit können die Ausstattungs- und Diskrimierungskomponenten approximativ als prozentuale Veränderung der geometrischen Gruppen-Mittelwerte interpretiert werden (vgl. Diekmann und Engelhardt, 1995, 72 f.).

Das *Mass für die Lohndiskriminierung* (g) ergibt sich schliesslich als Residualgrösse aus der Lohndifferenz minus dem Ausstattungseffekt und setzt sich zusammen aus dem Gruppeneffekt und dem Interaktionseffekt. Liegt keine vollständige Partizipation von erwerbsfähigen Männern und Frauen am Arbeitsmarkt vor, ist ausserdem der durchschnittliche Lohn beider Personengruppen um die durchschnittliche Selektionsverzerrung zu korrigieren.[3]

$$(5)\ g = (\overline{W}_H^* - \overline{W}_L^*) - A = G + I = (b_{0H} - b_{0L}) + \Sigma \overline{X}_H (b_H - b_L)$$

$$\text{mit: } \overline{W}_i^* = \overline{W}_i - b_i \overline{\lambda}_i$$

$$\text{für } i = H, L.$$

Wie schon erwähnt, wird die Selektionskorrektur für die Gruppe der Männer zumeist nicht durchgeführt.

Bereits an dieser Stelle soll auf die folgende Problematik hingewiesen werden: Definiert man den Ausstattungseffekt – wie oben getan – als $A = \Sigma b_L (\overline{X}_H - \overline{X}_L)$, unterstellt man damit automatisch, dass die *Lohnstruktur der Frauen eine nichtdiskriminierende* ist. Es werden also zur Bestimmung von g die Ausstattungsunterschiede zwischen den Geschlechtern mit den geschätzten Koeffizienten der Frauenlohngleichung (der schlechter bezahlten Gruppe) und die Unterschiede in den geschätzten Koeffizienten mit der durchschnittlichen Ausstattung der Männer gewichtet.

Es lässt sich leicht zeigen, dass bei der Annahme der *Lohnstruktur der Männer als die nichtdiskriminierende*, die Ausstattungsunterschiede zwischen den Geschlechtern nun mit den geschätzten Koeffizienten der Männerlohngleichung (der besser bezahlten Gruppe) und die Unterschiede in den geschätzten

3 Eine solche Berücksichtigung des Selektionskorrekturterms wurde von Reimers (1983) entwickelt.

Koeffizienten mit der durchschnittlichen Ausstattung der Frauen gewichtet werden. Damit sind die drei Teileffekte definiert als:

$$A = \Sigma b_H (\overline{X}_H - \overline{X}_L)$$

$$(6) \quad G = (b_{0H} - b_{0L}) + \Sigma \overline{X}_H (b_H - b_L) \quad \text{und}$$

$$I = \Sigma (b_H - b_L)(\overline{X}_L - \overline{X}_H)$$

Daraus ergibt sich als Diskriminierungsmass

$$(7) \quad g = (b_{0H} - b_{0L}) + \Sigma \overline{X}_L (b_H - b_L).$$

Keiner der beiden Ansätze kann ad hoc als notwendigerweise besser oder schlechter angesehen werden: Es handelt sich bei der Frage der Gewichtung in der Tat um ein *klassisches Indexzahlen-Problem* (vgl. Berndt, 1991, 184). Nichtsdestoweniger können in Abhängigkeit von der Wahl des Gewichtungsmasses die Ergebnisse durchaus beträchtlich differieren.

Angemerkt werden muss an dieser Stelle ebenfalls, dass der nicht durch die Humankapitalvariablen erklärte Anteil der Varianz der Einkommen zwischen Frauen und Männern zwar eine potentielle Diskriminierung aufweisen kann. *Über die Gründe der* mit diesem Ansatz *nicht erklärten Lohnunterschiede lassen sich jedoch keine Aussagen treffen*: Neben der direkten Lohndiskriminierung von Frauen, kann Diskriminierung z. B. auch bei der betrieblichen Beförderungspraxis oder beim Zugang zu besser bezahlten Stellen und Berufen entstehen (sog. vertikale und horizontale Segregation am Arbeitsmarkt). Daneben können aber auch vernachlässigte Variablen oder Messfehler Ursache der ausgewiesenen „statistischen Restgrösse" sein.

3. Ergebnisse früherer Studien für die Schweiz

Seit Ende der 80er Jahre wird auch in der Schweiz versucht, das Ausmass der Lohndiskriminierung auf der Basis humankapitaltheoretischer Überlegungen ökonometrisch abzuschätzen. Hierbei geht man wie folgt vor: Einerseits wird der beobachtbare bzw. selektivitätskorrigierte Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen auf unterschiedliche persönliche Merkmale zurückgeführt. Andererseits verbleibt ein nicht mittels Ausbildung, Berufserfahrung etc. erklärbarer Rest an Lohndifferenz, der eine *potentielle* Diskriminierung beinhaltet.

Seit der ersten derartigen Analyse von Kugler wurden eine Reihe von Untersuchungen zu diesem Gegenstandsbereich durchgeführt. Die wichtigsten Studien sind in Tabelle 1 zusammengefasst:

Tabelle 1

Empirische Untersuchungen zur Lohndiskriminierung in der Schweiz

	Kugler (1988)	Kugler (1988)	Brüderl/Diekmann/Engelhardt (1993)	Diekmann/Engelhardt (1995)	Ferro-Luzzi/Flückiger (1996)	Zingg Schrupkowski (1994)	Bonjour (1997)	Flückiger/Ahmad (1996)
Grundmenge der Daten	Schweizer	Schweizer und Ausländer	Schweizer und Ausländer	Schweizer und Ausländer	Beschäftigte im Kt. Genf	Beschäftigte der Verwaltung des Kt. Zürich	Schweizer und Ausländer	Schweizer und Ausländer
Erhebungsgrundlage der Lohndaten	sekundärstatistische Steuerdaten	sekundärstatistische Steuerdaten	Arbeitnehmerbefragung	Arbeitnehmerbefragung	Arbeitgeberbefragung	Personaldaten aus der Lohnbuchhaltung	Arbeitnehmerbefragung	Arbeitnehmerbefragung
Anzahl Personen	1'325	1'983	425	4'510	43'017	21'981	6'125	7'188
Jahr der Befragung	1981/82	1981/82	1987	1991	1991	1992	1993	1994
Beobachtbare Lohndifferenz zwischen Männern und Frauen in %	**43.0**	**40.8**	**59.3**	**43.1**	**20.4**	**25.0**	**26.2**	**27.3**
selektivitätskorrigierte Lohndifferenz	24.3	28.1	59.1	32.6			22.3	
Differenz erklärt durch:								
– Ausbildung	7.2	6.8	4.8	2.8			5.8	
– Berufserfahrung	4.4	2.8	15.0	2.0			1.1	
– Gesundheit	5.6	4.8						
– Arbeitszeit			12.7	11.6				
– Sonstige (Firmentreue etc.)							5.5	
Erklärte Lohndifferenz (Ausstattungseffekt)	17.2	14.3	32.5	16.4	7.1	9.8	12.4	17.7
Nicht erklärter Rest	**7.1**	**13.8**	**27.1**	**16.1**	**13.3**	**15.2**	**9.9**	**9.6**

Quelle: In Erweiterung von Henneberger et al., 1997, 82.

Wie die Ergebnisse der verschiedenen Analysen zeigen, ergibt sich für die Frauen ein nicht durch Humankapitalvariablen erklärter Anteil an Lohndiskriminierung im Umfang von zwischen 7 und 27%. Der nicht erklärte Rest der Lohndifferenz in Höhe von 7% resultiert aber bei Kugler daraus, dass der verwendete Datensatz nur Schweizer Staatsangehörige enthält. Da die geschlechtsspezifischen Lohndifferenzen bei der ausländischen Erwerbsbevölkerung in der Schweiz deutlich ausgeprägter sind, berechnet Kugler für die schweizerischen und ausländischen Arbeitskräfte zusammen ein Diskriminierungsausmass von knapp 14%. Der extrem hohe, nicht erklärte Rest von über 27% des Lohnunterschiedes bei Brüderl/Diekmann/Engelhardt ist vermutlich der äusserst geringen Fallzahl zuzuschreiben. Die beiden Studien von Zingg Schrupkowski und Ferro-Luzzi/Flückiger berücksichtigen die Selektionskorrektur nicht. Würde man diese in die Berechnung miteinbeziehen, ergäbe sich aller Voraussicht nach ein nochmals geringeres Diskriminierungsausmass. Die drei neueren Studien von Diekmann/Engelhardt, Bonjour und Flückiger/Ahmad weisen, basierend auf den SAKE-Daten, einen nicht erklärten Rest an Lohndiskriminierung *zwischen rund 10 und 16%* aus.

4. Ergebnisse der Schätzungen mit den Mikrodaten aus der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) von 1997

4.1 Datenbasis, Variablendefinition und deskriptive Statistiken

Die Daten für diese Untersuchung stammen aus der SAKE des Jahres 1997. Die seit 1991 jährlich vom Bundesamt für Statistik durchgeführte Erhebung stellt eine für die gesamtschweizerische Bevölkerung *repräsentative*, telephonische Befragung von Arbeitnehmerhaushalten zu ihrem Erwerbsverhalten und ihrer Erwerbsstruktur dar (vgl. Bundesamt für Statistik, 1996b). Diese Angaben werden erfasst mittels einer ganzen Reihe von sozio-demographischen und sozio-ökonomischen Variablen. In der SAKE von 1997 betrug die Stichprobengrösse rund 16'000 Personen. Wir haben in der vorliegenden Studie die abhängig Erwerbstätigen (inkl. Ausländer) im Alter von 18 bis 62 Jahren selektioniert. Als erwerbstätig gelten alle Individuen, die mindestens sechs Stunden pro Woche arbeiten. Ausgeschlossen wurden neben den sog. atypisch Beschäftigten ausserdem selbständig Erwerbstätige, Auszubildende, mitarbeitende Familienangehörige, Heimarbeiter, Rekruten und Arbeitslose.

Um die Lohnangaben der Befragten konsistent miteinander vergleichen zu können, haben wir diese auf den *Bruttostundenlohnsatz* (W) normiert:

$$W = \frac{Y_B}{(252 - F) * \frac{S}{5}}$$

wobei:

Y_B	: Bruttojahreslohn (in SFr.) (inklusive der Beitragszahlungen an die Alters- und Hinterlassenenversicherung (AHV) sowie die Pensionskassen)
252 Arbeitstage pro Jahr	: 52 Wochen pro Jahr x 5 Arbeitstage pro Woche – 8 offizielle Eidgenössische Feiertage pro Jahr
F	: Anzahl der Urlaubstage pro Jahr
S	: Anzahl der normalerweise gearbeiteten Arbeitsstunden pro Woche (einschliesslich der Überstunden und Minderleistung)

Da mit den vorhandenen Informationen, die die SAKE bietet, unplausible Lohnangaben nicht korrigiert werden können, *statistische Ausreisser* aber bei OLS-Schätzungen ein übermässiges Gewicht erlangen, wurden die Beobachtungen der obersten und untersten 1% der Bruttostundenlöhne gestrichen. Damit gelingt es, den Einfluss von statistischen Ausreissern zu dämpfen (vgl. zur Begründung auch Bonjour, 1997, 58).

Das *jährliche Brutto-Nichterwerbseinkommen* ($HINC_{NE}$) wurde folgendermassen berechnet:

$$HINC_{NE} = \begin{cases} HINC_H - Y_B & \text{falls } HINC_H - Y_B > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

wobei:

Y_B	: Bruttojahreslohn (in SFr.)
$HINC_H$	: Jährliches Bruttohaushaltseinkommen (in SFr.)
$HINC_{NE}$	: Jährliches Brutto-Nichterwerbseinkommen (in SFr.)[4]

Bei der Berechnung des Brutto-Nichterwerbseinkommens treten allerdings die folgenden *drei Probleme* auf: Erstens gibt es einen hohen Prozentsatz von

4 Das Nichterwerbseinkommen eines Befragten setzt sich zusammen aus dem Erwerbseinkommen des Ehepartners und sonstiger Familienmitglieder, dem Vermögenseinkommen, dem Renteneinkommen, den empfangenen Unterhaltszahlungen und Lohnersatzleistungen, erhaltenen Stipendien usw. aller Haushaltsmitglieder abzüglich des eigenen Erwerbseinkommens.

Personen, die überhaupt keine Angaben zu ihrer Lohnhöhe und/oder ihrem Haushaltseinkommen gemacht haben.[5] Jede Analyse, die diese *Nonresponses* einfach ignoriert, muss mit einem Selektivitätsbias rechnen (vgl. zu dieser Thematik auch Henneberger und Sousa-Poza, 1998). Zweitens sind Personen vorhanden, die zwar ein Haushaltseinkommen angegeben haben, das aber *unterhalb* ihres Lohneinkommens liegt, was ex definitione gar nicht sein kann. In solchen Fällen wurde das Nichterwerbseinkommen immer auf den Wert „0" gesetzt, so dass auch hier ein Selektivitätsbias vorliegen kann. Drittens können die Befragten ihre Lohnhöhe bzw. ihr Haushaltseinkommen als *Netto- oder Bruttogrösse* angeben. Da es jedoch mit Hilfe der vorhandenen SAKE-Variablen nicht möglich ist, die Netto- in Bruttoangaben oder umgekehrt umzurechnen, taucht auch hier ein potentieller Selektivitätsbias auf. Das erst- und drittgenannte Problem führen dazu, dass sich die verwendbare Stichprobe erheblich reduziert.[6]

Die *Berufserfahrung* entspricht der Anzahl an Jahren Berufstätigkeit ohne eine Unterbrechung von mehr als sechs Monaten. Beträgt die Erwerbsunterbrechung mehr als sechs Monate, werden die Jahre bis zum Ausstieg aus dem Berufsleben also nicht mehr mitgezählt.[7]

Die Anzahl der *Bildungsjahre* wurde gemäss dem höchsten Bildungsabschluss folgendermassen approximiert (vgl. auch Diekmann und Engelhardt, 1995, 66): ohne Abschluss 7 Jahre; obligatorische Grundschule 8 Jahre; Anlehre 8,75 Jahre; Berufslehre 9,5 Jahre; Vollzeitberufsschule 11 Jahre; Diplommittelschule 10,5 Jahre; Abitur 12,5 Jahre; Meisterdiplom 11 Jahre; Technikerschule 11,5 Jahre; höhere Fachschule/Technikum 15,5 Jahre; Universität/Hochschule 17,5 Jahre; andere Ausbildungen 8 Jahre.

---

5 Ihren Lohn nicht genannt haben 10,6% der Erwerbstätigen, ihr Haushaltseinkommen nicht angegeben haben 28,1% aller Individuen.

6 Die Autoren haben zwar versucht, (selektivitätskorrigierte) imputierte Grössen zu berechnen. Die Ergebnisse der geschätzten Nichterwerbseinkommens-Regression waren allerdings – statistisch betrachtet – wenig brauchbar, was vor allem daran liegt, dass der Erklärungsgehalt der Regression fast ausschliesslich von der Dummy-Variablen „Verheiratet" bestimmt wird. Dies führt einerseits dazu, dass die imputierten Grössen eine sehr geringe Varianz aufweisen und andererseits, dass eine sehr grosse Korrelation zwischen der Haushaltseinkommens- und der „Verheiratet"-Variablen besteht. Die Güte der Schätzungen des Probit-Modells war dementsprechend gering.

7 Die meisten Studien hingegen approximieren die Berufserfahrung mit dem Alter nach der Formel: Berufsjahre = Alter – Bildungsjahre – 6,5 Jahre. Existieren Kinder, werden den Frauen zumeist 2 oder 3 Jahre pro Kind bei der Ermittlung der Berufserfahrung zusätzlich abgezogen (vgl. z. B. Diekmann und Engelhardt, 1995, 66). Dieses Vorgehen führt aber dazu, dass der Unterschied an Berufserfahrungsjahren zwischen Männern und Frauen unplausibel niedrig wird. Aus diesem Grund wurde in der vorliegenden Studie die obige Variablendefinition verwendet, was allerdings möglicherweise impliziert, dass die Berufserfahrung der Frauen (zumindest leicht) unterschätzt wird.

In Tabelle 2 sind die Mittelwerte und Standardabweichungen der verwendeten Variablen für die erwerbstätigen Männer und Frauen für das Jahr 1997 ausgewiesen.[8]

Tabelle 2
Deskriptive Statistiken – erwerbstätige Männer und Frauen

Variable	Männer		Frauen	
	Mittelwert (arithmetisch)	Standard-abweichung	Mittelwert (arithmetisch)	Standard-abweichung
Stundenlohnsatz (ln)	3.653	0.393	3.410	0.380
Lebensalter (in Jahren)	39.089	10.704	37.976	10.665
(Lebensalter)^2	1'642	882	1'556	858
Anzahl der Ausbildungsjahre	11.092	2.838	10.519	2.462
Kinder im Alter von 0 bis 6 Jahren[a]	0.222	0.416	0.122	0.328
Kinder im Alter von 7 bis 14 Jahren[a]	0.203	0.402	0.149	0.356
Kinder im Alter von 15 bis 25 Jahren[a]	0.105	0.307	0.102	0.303
Verheiratetenstatus[a]	0.589	0.494	0.418	0.497
Nichterwerbseinkommen (in SFr.)	50'924[b]	284'071	58'102	185'348
Berufserfahrung (in Jahren)	18.491	12.030	12.800	9.866
(Berufserfahrung)^2	486.596	541.692	261.105	380.624
Innehaben einer Vorgesetztenfunktion[a]	0.503	0.500	0.333	0.471
Selektionskorrekturvariable (λ)			0.380	0.310
Anzahl Beobachtungen (N)	3'561		1'302	

[a] Dummy-Variable mit den Ausprägungen: 1 = Eigenschaft liegt vor; 0 = Eigenschaft liegt nicht vor.
[b] Das Nichterwerbseinkommen basiert auf 1'922 Beobachtungen.
Quelle: SAKE, 1997; eigene Berechnungen.

Der Vergleich zwischen erwerbstätigen Männern und Frauen zeigt, dass der durchschnittliche Stundenlohnsatz für Männer höher liegt als derjenige für Frauen. Männer verfügen allerdings auch über eine im Durchschnitt längere

8 Da die Erwerbsquote der Männer rund 92% beträgt, wird für diese Gruppe keine Selektionskorrektur vorgenommen. Die Erwerbsquote der Frauen hingegen beläuft sich auf nur knapp 67%.

formale Dauer der Schul- und Berufsausbildung, besitzen eine grössere Anzahl an Jahren der Berufserfahrung und haben öfter eine Vorgesetztenfunktion inne. Erwerbstätige Männer weisen zudem ein höheres Lebensalter auf, sind häufiger verheiratet und haben dementsprechend auch eher Kinder jeden Alters im Haushalt.

4.2 *Probit-Schätzung der Partizipationswahrscheinlichkeit von Frauen am Arbeitsmarkt*

Um die Lohngleichung der Frauen mit Selektionskorrektur schätzen zu können, muss zunächst deren Wahrscheinlichkeit einer Erwerbsbeteiligung bestimmt werden. In der nachfolgenden Tabelle sind die Resultate der Probit-Schätzung von Gleichung (2) enthalten:

Tabelle 3
Schätzung der Partizipationswahrscheinlichkeit von Frauen am Arbeitsmarkt (Probit-Modell)

Variable	Koeffizientenwert
Konstante	–2.315***
Lebensalter (in Jahren)	0.192***
$(\text{Lebensalter})^2 \times 10^{-2}$	–0.264***
Anzahl der Ausbildungsjahre	0.050***
Kinder im Alter von 0 bis 6 Jahren[a]	–1.001***
Kinder im Alter von 7 bis 14 Jahren[a]	–0.595***
Verheiratetenstatus[a]	–0.588***
Nichterwerbseinkommen $\times 10^{-6}$	–0.499***
Anzahl Beobachtungen (N)	1'872
Pseudo-Bestimmtheitsmass (Pseudo-R^2)[b]	0.196

[a] Dummy-Variable mit den Ausprägungen: 1 = Eigenschaft liegt vor; 0 = Eigenschaft liegt nicht vor.
[b] Das Pseudo-R^2 wurde mit der Formel $1 - (\ln L/\ln L_0)$ berechnet, wobei L der Likelihood-Wert des vollständigen Modells und L_0 der Likelihood-Wert des Modells mit nur einer Konstanten ist.
*** Signifikant auf dem 1% Niveau.
Quelle: SAKE, 1997; eigene Berechnungen.

Alle Koeffizienten weisen für die Frauen das erwartete Vorzeichen auf und sind statistisch hoch signifikant. Das Lebensalter und die Ausbildung erhöhen den am Markt möglicherweise erzielbaren Lohnsatz und damit die Partizipations-

wahrscheinlichkeit. Das Alter quadriert hat einen negativen Koeffizienten. Das heisst, die Partizipationswahrscheinlichkeit nimmt mit zunehmendem Alter in abnehmender Tendenz zu. Kinder im Alter zwischen 0 und 14 Jahren senken die Beteiligung der Frauen am Erwerbsleben. Je älter die Kinder jedoch werden, desto geringer wird ihr Einfluss auf die Entscheidung der Frauen, in den Arbeitsmarkt zu gehen. Ist eine Frau verheiratet, hat sie eine geringere Partizipationswahrscheinlichkeit. Das Nichterwerbseinkommen hat ebenfalls eine negative Auswirkung auf die Erwerbsbeteiligung.

4.3 Selektivitätskorrigierte Lohnfunktion

Die Schätzungen der einfachen Lohnfunktionen ergeben (vgl. Tabelle 4), dass die Selektionskorrekturvariable (λ) für die Frauen signifikant *negativ* ist, d. h. für diese Gruppe stellt der in der Stichprobe beobachtete Durchschnittslohn eine *Unterschätzung* des tatsächlich auf dem Markt realisierbaren Lohns dar. Damit muss der in der Stichprobe beobachtete Frauenlohn nach oben korrigiert werden.

Tabelle 4

Schätzung der Koeffizienten von Lohnfunktionen getrennt für Männer und Frauen (mit einer Selektionskorrektur für Frauen)

Variable	Männer Koeffizientenwert	Frauen Koeffizientenwert
Konstante	2.580***	2.615***
Anzahl der Ausbildungsjahre	0.061***	0.061***
Berufserfahrung (in Jahren)	0.028***	0.019***
$(\text{Berufserfahrung})^2 \times 10^{-3}$	–0.409***	–0.287***
Innehaben einer Vorgesetztenfunktion[a]	0.135***	0.086***
Selektionskorrekturvariable (λ)		–0.100***
Anzahl Beobachtungen (N)	3'561	1'302
Bereinigtes Bestimmtheitsmass (Adj. R^2)	0.352	0.236

[a] Dummy-Variable mit den Ausprägungen: 1 = Eigenschaft liegt vor; 0 = Eigenschaft liegt nicht vor.

*** Signifikant auf dem 1% Niveau.

Quelle: SAKE, 1997; eigene Berechnungen.

Die Schätzungen der Lohnfunktionen zeigen zudem sowohl für Männer als auch für Frauen die erwarteten, signifikanten Ergebnisse: Die Ausbildungszeit, die Berufserfahrung und das Vorliegen einer Vorgesetztenfunktion erhö-

hen das Lohneinkommen, die quadrierte Berufserfahrung ergibt aufgrund des negativen Vorzeichens des Koeffizienten den typischen konkaven Verlauf des Alters-Einkommens-Profils.

Geschlechtsspezifisch gesehen haben die Berufserfahrung und das Begleiten einer Vorgesetztenfunktion bei den Männern im Vergleich zu den Frauen einen zum Teil sichtbar grösseren Einfluss auf die Lohnhöhe. Hingegen zeitigt jedes erfolgreich absolvierte Jahr der schulischen oder beruflichen Ausbildung eine gleich hohe Rendite bei Männern und Frauen.

4.4 Zerlegung des Lohnunterschiedes

Die Signifikanz der Selektionskorrekturvariablen in der Schätzung der Lohnfunktion der Frauen rechtfertigt also, die Einkommenszerlegung unter Berücksichtigung der Selektionskorrektur für Frauen vorzunehmen, welche aufgrund des negativen Vorzeichens der Selektionskorrekturvariablen die Bruttolohndifferenz *reduziert*. Die Resultate der Dekomposition der Lohndifferenz sind in der Tabelle 5 dargestellt.

Tabelle 5
Dekomposition der Lohndifferenz unter Berücksichtigung der Selektionskorrektur für Frauen

Gewichtung	Männer	Frauen
Bruttolohndifferenz	0.2432	
Bruttolohndifferenz unter Berücksichtigung der Selektionskorrektur	0.2053	
Ausstattungseffekt	0.1270	0.0917
Ausbildung	0.0350	0.0346
Berufserfahrung	0.1613	0.1071
(Berufserfahrung)²	–0.0923	–0.0647
Vorgesetztenfunktion	0.0230	0.0146
Potentielle Diskriminierung	0.0783	0.1136

Quelle: SAKE, 1997; eigene Berechnungen.

Ausgehend von einer Bruttolohndifferenz im Umfang von 24,32% verbleibt nach Berücksichtigung der notwendigen Selektionskorrektur noch ein Lohnunterschied zuungunsten der Frauen in Höhe von 20,53%.

Nimmt man nun an, dass die *Entlohnung der Männer eine nichtdiskriminierende* ist, gewichtet man also die Ausstattungsunterschiede zwischen den Geschlechtern mit den geschätzten Koeffizienten der Männerlohngleichung (der besser bezahlten Gruppe) und die Unterschiede in den geschätzten Koeffizienten mit der durchschnittlichen Ausstattung der Frauen, verbleibt nach Abzug der durch die verwendeten Humankapitalvariablen erklärten Differenz in Höhe von 12,70% noch ein nicht erklärter Rest des Lohnabstandes zwischen den Geschlechtern von *7,83%*. Dieser kann nicht auf die unterschiedliche Ansammlung von Humankapital zurückgeführt werden.

Nimmt man hingegen an, dass die *Entlohnung der Frauen eine nichtdiskriminierende* ist, gewichtet man also die Ausstattungsunterschiede zwischen den Geschlechtern mit den geschätzten Koeffizienten der Frauenlohngleichung (der schlechter bezahlten Gruppe) und die Unterschiede in den geschätzten Koeffizienten mit der durchschnittlichen Ausstattung der Männer, verbleibt nach Abzug der durch die verwendeten Humankapitalvariablen erklärten Differenz in Höhe von 9,17% noch ein nicht erklärter Rest des Lohnabstandes zwischen den Geschlechtern von *11,36%*. Dieser kann nicht auf die unterschiedliche Ansammlung von Humankapital zurückgeführt werden.

5. Schlussfolgerungen

Im Rahmen humankapitaltheoretischer Analysen wird versucht, ein Mass für die Lohndiskriminierung ökonometrisch zu schätzen. Neuere empirische Untersuchungen für die Schweiz fördern basierend auf diesem Ansatz eine Lohndiskriminierung der Frauen in Höhe von 10 bis 16% zutage, wenn angenommen wird, dass die Entlohnung der Frauen eine nichtdiskriminierende ist. Damit ist der grösste Teil der beobachtbaren Lohndifferenz zwischen den Geschlechtern humankapitaltheoretisch erklärbar. Denn die Lohnunterschiede lassen sich auf die unterschiedliche Partizipation von Männern und Frauen am Arbeitsmarkt sowie auf Differenzen in der Ausbildung, der Berufserfahrung, der Firmentreue, der beruflichen Stellung im Betrieb etc. zurückführen.

Unsere eigenen Berechnungen mit den SAKE-Daten für das Jahr 1997 haben ergeben, dass sich das Ausmass der potentiellen Lohndiskriminierung von Frauen in Abhängigkeit davon, welche Lohnstruktur (die der Männer oder die der Frauen) als nicht diskriminierend angenommen wird, auf *zwischen knapp 8 und gut 11%* fixieren lässt.

LITERATURVERZEICHNIS

Becker, Gary S. (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3rd ed., Chicago - London: University of Chicago Press.

Berk, Richard A. und Subhash C. Ray (1982), Selection Biases in Sociological Data, *Social Science Research* 11, 352–398.

Berndt, Ernst R. (1991), *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, New York/NY: Addison-Wesley.

Blinder, Alan S. (1973), Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *Journal of Human Resources* 8, 436–455.

Bonjour, Dorothe (1997), *Lohndiskriminierung in der Schweiz: Eine ökonometrische Untersuchung*, Berner Beiträge zur Nationalökonomie, Bd. 83, Bern - Stuttgart - Wien: Paul Haupt.

Brüderl, Josef; Andreas Diekmann und Henriette Engelhardt (1993), Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern in der Schweiz, *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 19, 573–588.

Bundesamt für Statistik (1996a), *Auf dem Weg zur Gleichstellung? Männer und Frauen in der Schweiz, Zweiter statistischer Bericht*, Bern: Bundesamt für Statistik.

Bundesamt für Statistik (1996b), *Die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE): Konzepte, methodische Grundlagen, praktische Ausführung*, Bern: Bundesamt für Statistik.

Bundesamt für Statistik (1997), *Auf dem Weg zur Gleichstellung? Aktualisierung der zentralen Indikatoren 1997*, Bern: Bundesamt für Statistik.

Diekmann, Andreas und Henriette Engelhardt (1995), Einkommensungleichheit zwischen Frauen und Männern. Eine ökonometrische Analyse der Schweizer Arbeitskräfteerhebung, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 131, 57–83.

Diekmann, Andreas; Henriette Engelhardt und Peter Hartmann (1993), Einkommensungleichheit in der Bundesrepublik Deutschland: Diskriminierung von Frauen und Ausländern?, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 26, 386–398.

Ferro-Luzzi, Giovanni und Yves Flückiger (1996), *Analyse des Inégalités entre les Femmes et les Hommes sur le Marché du Travail à Genève*, Rapport n°3 de l'Observatoire universitaire de l'emploi, Série de publications du LEA No 8, Genève: Université de Genève.

Flückiger, Yves und Zeba Ahmad (1996), *Analyse économique des causes des inégalités salariales entre hommes et femmes en Suisse*, Rapport scientifique final, Programme national de recherche 35 „Femmes, droit et société", Berne: Fonds national suisse de la recherche.

Greene, William H. (1997), *Econometric Analysis*, 3rd. ed., Upper Saddle River/N.J.: Prentice-Hall.

Heckman, James 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, James J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica* 47, 153–161.

Henneberger, Fred und Berndt Keller (1996), Arbeitsmarkttheorien, in: *Gabler-Volkswirtschafts-Lexikon*, 4. Aufl., Wiesbaden: Gabler, 75–91.

Henneberger, Fred; Karin Oberholzer und Susanne Zajitschek (1997), *Lohndiskriminierung und Arbeitsbewertung: Ein Beitrag zur Gleichstellungsdiskussion in der Schweiz*, Basel - Frankfurt/M.: Helbing und Lichtenhahn.

Henneberger, Fred und Alfonso Sousa-Poza (1998), Estimating Wage Functions and Wage Discrimination Using Data from the 1995 Swiss Labour Force Survey: A Double-Selectivity Approach, *International Journal of Manpower* 19, 486–506.

Killingsworth, Mark R. (1983), *Labor Supply*, Cambridge: Cambridge University Press.

Kugler, Peter (1988), Lohndiskriminierung in der Schweiz. Evidenz von Mikrodaten, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 124, 23–47.

Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press.

Oaxaca, Ronald (1973), Male Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review* 14, 693–709.

Oi, Walter Y. (1962), Labor as a Quasi-fixed Factor of Production, *Journal of Political Economy* 70, 538–555.

Polachek, Solomon W. (1976), Occupational Segregation: An Alternative Hypothesis, *Journal of Contemporary Business Studies* 5, 1–12.

Polachek, Solomon W. (1981), Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex-Differences in Occupational Structure, *Review of Economics and Statistics* 63, 60–69.

Reimers, Cordelia W. (1983), Labour Market Discrimination Against Hispanics and Black Men, *Review of Economics and Statistics* 65, 570–579.

Schultz, Theodore W. (1961), Investment in Human Capital, *American Economic Review* 51, 1–17.

Schultz, Theodore W. (1963), *The Economic Value of Education*, New York - London: Columbia University Press.

Weck-Hannemann, Hannelore (1993), Krankenpfleger und Ingenieurin. Die Berufswahl von Frauen und Männern aus ökonomischer Sicht, in: Gerd Grözinger, Renate Schubert und Jürgen Backhaus, Hrsg., *Jenseits von Diskriminierung. Zu den Bedingungen weiblicher Arbeit in Beruf und Familie*, Marburg: Metropolis, 55–79.

Weck-Hannemann, Hannelore und Bruno S. Frey (1989), Frauen und Arbeit. Eine ökonomische Betrachtung, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium* 18, 562–568.

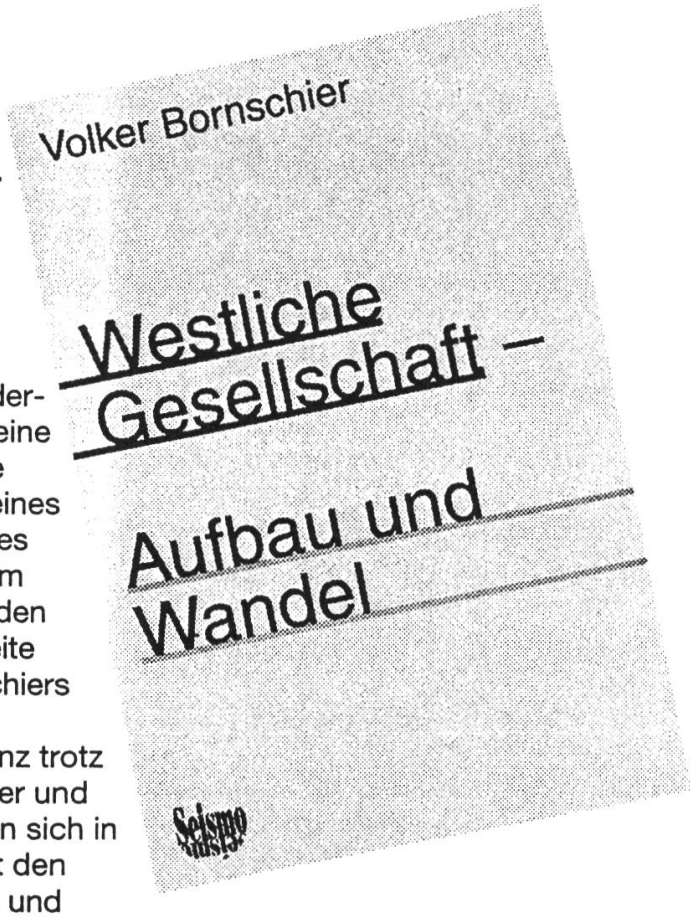
White, Halbert (1980), A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica* 48, 817–836.

Zingg Schrupkowski, Tarja C. (1994), *Geschlechtsspezifische Lohndifferenzen. Eine kritische Analyse der Theorie und Empirie unter besonderer Berücksichtigung der Sozialisationseffekte*, Schriftenreihe des Instituts für empirische Wirtschaftsforschung der Universität Zürich, Bd. 31, Winterthur: Schellenberg.

Anschrift der Autoren:
Dr. Fred Henneberger und Dr. Alfonso Sousa-Poza
Forschungsinstitut für Arbeit und Arbeitsrecht
Universität St. Gallen
Guisanstr. 92
CH-9010 St. Gallen

Volker Bornschier

Westliche Gesellschaft – Aufbau und Wandel



Unter einem leicht geänderten Titel legt Bornschier eine umfassend überarbeitete und ergänzte Fassung seines 1988 erschienenen Werkes «Westliche Gesellschaft im Wandel» vor, welches in den Sozialwissenschaften breite Beachtung fand: «Bornschiers Ausführungen über die Bewegung zur Konvergenz trotz geschichtlicher, politischer und kultureller Variation treffen sich in erstaunlichem Masse mit den Argumenten Tillys, North und anderen. Darüber hinaus stellt seine makrosoziologische Analyse langfristigen Wandels einen echten Fall von Erkenntniskumulation dar! Bornschiers Weltsystemmodell erklärt mehr, ist präziser formuliert und empirisch reichhaltiger als die Vorgängermodelle à la Wallerstein... Allein das reiche Datenmaterial über die 18 führenden Länder der westlichen Welt macht das Buch schon zu einem unentbehrlichen Kompendium für die vergleichende Forschung...» (Stefan Immerfall in: Neue politische Literatur, Berichte über das internationale Schrifttum. Jg. 36, Heft 1, 1991).

ISBN 3-908239-66-4
484 Seiten, 15.5x22.5 cm, broschiert
Fr. 58.–/DM 72.50/ÖS 464

Seismo

Erhältlich im Buchhandel oder direkt beim
Seismo Verlag, Postfach 313, CH-8028 Zürich
Telefon +41(0)1 261 10 94, Fax +41(0)1 251 11 94
E-Mail: seismo@gmx.net, http://www-sagw.unine.ch/seismo