

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

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

Band: 19 (1993)

Heft: 3

Artikel: Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern in der Schweiz

Autor: Brüderl, Josef / Diekmann, Andreas / Engelhardt, Heinriette

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-814841>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. 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. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

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. [Voir Informations légales.](#)

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. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 13.05.2025

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

EINKOMMENSUNTERSCHIEDE ZWISCHEN FRAUEN UND MÄNNERN IN DER SCHWEIZ *

Eine Zerlegung des Einkommensabstands mit der Komponentenmethode

Josef Brüderl, Andreas Diekmann, Henriette Engelhardt

Institut für Soziologie, Universität München

Institut für Soziologie, Universität Bern

1. Einleitung

Die Durchschnittsverdienste der Frauen in der Schweiz sowie auch in anderen westlichen Ländern sind ungefähr ein Drittel geringer als die Einkommen der Männer. Ein Teil des Unterschieds ist durch Bildungs- und Berufserfahrungsunterschiede, ein weiterer Anteil durch die im Mittel geringere Arbeitszeit der Frauen erklärbar. Ob die verbleibende Restkomponente als Schätzung der Einkommensdiskriminierung gelten kann, wird kontrovers diskutiert. Einkommensdiskriminierung liegt vor, wenn Angehörige verschiedener sozialer Gruppierungen bei gleicher Produktivität unterschiedlich entlohnt werden. Da bei Diskriminierungsschätzungen nach der Methode der Komponentenzerlegung die Produktivität nur unvollständig über relativ grobe Indikatoren (zumeist Bildungsjahre und Berufsalter) erfasst wird, kann das Ausmass der Diskriminierung sowohl *unter-* als auch *überschätzt* werden. Immerhin informiert die Zerlegung des Einkommensunterschiedes aber darüber, welche Anteile auf die beobachteten Merkmale – in der vorliegenden Untersuchung Bildungs-, Berufserfahrungs- und Arbeitszeitunterschiede – entfallen. Daneben geben die Einkommensregressionen über die Bildungsertragsraten und die Berufserfahrungs-Einkommensprofile separat nach Geschlecht Auskunft. Da für die nichterwerbstätigen Frauen keine Einkommensangaben vorliegen, stellt sich bei der Einkommensregression das Problem des Stichproben-Auswahlfehlers. Eine Korrekturmöglichkeit bietet die Technik von Heckman (1976, 1979). Die Anwendung dieses Verfahrens erfordert zunächst eine Probit-Schätzung der Erwerbswahrscheinlichkeiten der Frauen. Als Nebeneffekt informiert die Untersuchung mithin über einige Bestimmungsgründe der Partizipation von Frauen auf dem Arbeitsmarkt.

* Diese Untersuchung wurde mit Mitteln des Schweizerischen Nationalfonds zur Förderung der wissenschaftlichen Forschung unterstützt.

Datengrundlage ist der „International Social Survey“, an dem die Schweiz 1987 erstmalig beteiligt war (Zentralarchiv, 1991).¹ Es handelt sich hierbei zwar nur um eine relativ kleine Stichprobe. Angesichts der spärlichen Informationen zur Thematik von Diskriminierungsschätzungen in der Schweiz erscheint es uns aber zweckmässig, die wenigen existierenden Datenquellen sekundäranalytisch im Hinblick auf unsere Fragestellung auszuwerten. Während im Ausland zahlreiche Untersuchungen zur Komponentenzerlegung des Einkommensabstands zwischen den Geschlechtern unternommen wurden (Überblick in Cain 1986, Schasse 1985), liegt für die Schweiz u. W. nur eine Studie vor (Kugler 1988), die zudem auf Daten aus den Jahren 1981/82 basiert.

2. Einkommensfunktion und Erwerbstätigkeit von Frauen

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

$$\ln(Y) = b_0 + b_1 EDUC + b_2 EXP + b_3 EXP^2 + b_4 \ln H \quad (1)$$

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

-
- 1 Diese Daten wurden im Rahmen eines Nationalfondsprojekts von Heinrich Zwicky, Universität Zürich, mittels einer schriftlichen Befragung erhoben (N=987). Eine erneute Beteiligung der Schweiz ist für 1993 im Rahmen des ISSP mit dem Schwerpunktthema „Umwelt“ geplant (vgl. Diekmann 1992).
 - 2 Zur formalen Ableitung der Einkommensfunktion aus der Humankapitaltheorie siehe Mincer 1974 oder Willis 1986.

- b_1 ist die Ertragsrate der Investition in Vollzeitbildung, d. h. der prozentuale einkommenserhöhende Effekt eines Bildungsjahres.³
- b_2, b_3 mit $b_2 > 0$ und $b_3 < 0$ stehen für den Verlauf des konkaven Einkommensprofils. Mit zunehmender Dauer der Berufserfahrung nehmen die Ertragsraten der Berufserfahrung ab. Das typische Einkommensprofil folgt aus der Annahme fallender Investitionen in „on the job-training“. Das Maximum des Einkommensprofils wird nach $-b_2/2b_3$ Berufsjahren erreicht.
- b_4 ist die Elastizität der Arbeitszeit. Der Koeffizient informiert über die prozentuale Erhöhung des Einkommens infolge der Erhöhung der Arbeitszeit um ein Prozent.⁴

Natürlich berücksichtigt die Gleichung (1) nicht sämtliche einkommensbestimmenden Faktoren. Gegen die Humankapitaltheorie wird häufig zu Recht eingewandt, dass die Löhne nicht nur mit dem Humankapital und der Grenzproduktivität variieren. Segmentierungen des Arbeitsmarktes, Einkommensdiskriminierung nach Gruppenmerkmalen, von der Produktivität unabhängige Regeln der Senioritätsentlohnung und weitere Faktoren beeinflussen den Prozess der Lohnbestimmung (vgl. den Überblick von Brüderl 1989). Sofern nicht produktivitätsrelevante Faktoren, die einen Einfluss auf das Einkommen ausüben, unberücksichtigt bleiben, ist dies jedoch kein Einwand gegen die Verwendung der Humankapitalfunktion für Diskriminierungsschätzungen. Zweck der Untersuchung ist ja gerade die Zerlegung des Einkommensabstands in produktivitätsbezogene „Ausstattungs-effekte“ sowie in einen „Malus“ oder „Bonus“, der sich aus der Gruppenzugehörigkeit gewissermassen „unverdient“ ergibt. Problematischer ist allerdings der Umstand, dass die Humankapitalindikatoren in Gleichung (1) die Produktivität einer Person mutmasslich nur unzureichend erfassen. Die Qualität der Ausbildung, Weiterbildungsaktivitäten, Motivation, Talent, Gesundheit, Mobilitätsbereitschaft usw. werden nicht berücksichtigt. Nach der klassischen Theorie der „Kompensation von Lohndifferentialen“ wären überdies Schwere und Risiko der Arbeit in Rechnung zu

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

4 $b_4 = (\partial \ln(Y)/\partial \ln(H)) = (\partial Y/Y) / (\partial H/H)$. Die explizite Berücksichtigung der Arbeitszeit in der Einkommensgleichung bietet im Unterschied zur Lohnfunktion auf der Basis von Stundenlöhnen zwei Vorteile: Zum einen wird nicht a priori eine Elastizität von eins unterstellt. Zum zweiten kann bei der Komponentenzerlegung auch der Anteil unterschiedlicher Arbeitszeiten am Einkommensabstand zwischen den sozialen Gruppen geschätzt werden.

stellen (Lorenz & Wagner 1988). Die einfache Einkommensgleichung stellt somit nur eine grobe Näherung dar.

Neben der Humankapitalfunktion schätzen wir zunächst erweiterte Einkommensfunktionen, die u. a. Merkmale der beruflichen Stellung, den Familienstand und die Region berücksichtigen. Hierbei handelt es sich um ad-hoc-Spezifikationen im Sinne eines „additiven Strukturalismus“. Der Nachteil derartiger Spezifikationen ist, dass sie eher deskriptiven Charakter haben und nicht aus einer allgemeinen Theorie deduzierbar sind. Gleichwohl dürften die Schätzungen Auskunft über einige weitere Einflussfaktoren auf die Höhe der erzielten Einkünfte geben.⁵

Bei der Schätzung von Gleichung (1) anhand empirischer Daten tritt das Problem auf, dass die Einkommenswerte nur für erwerbstätige Personen beobachtbar sind. Insbesondere in der Stichprobe erwerbsfähiger Frauen liegen für diejenigen Frauen, die zum Zeitpunkt der Befragung nicht erwerbstätig waren, keine Einkommensangaben vor.⁶ Bei den erwerbstätigen Frauen mit Einkommensangaben handelt es sich aber nicht um eine zufällige Auswahl aller erwerbsfähigen Frauen; vielmehr ist die Partizipationsentscheidung u. a. lohnabhängig. Das einfache (OLS-) Regressionsmodell lässt diese „Zensur“ der Daten unbeachtet. Wie sich zeigen lässt (Heckman 1976, 1979), hat die Anwendung der einfachen Regression zur Konsequenz, dass die geschätzten Koeffizienten der Einkommensfunktion im allgemeinen verzerrt sind.

Konsistente Schätzungen können dadurch erzielt werden, dass zunächst die Partizipationsentscheidung der Frauen mit einem Probit-Modell geschätzt wird. Für die Männer ist die Korrektur von geringer Bedeutung, da der Anteil nicht-erwerbstätiger Männer kaum ins Gewicht fällt. Mit den Probit-Schätzungen wird sodann eine Korrekturvariable λ berechnet, die grob gesprochen als Indikator für die Wahrscheinlichkeit einer Nicht-Erwerbstätigkeit interpretierbar ist. Bei den Männern wird näherungsweise ein λ -Wert von null angenommen, d. h. für die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit wird a priori von dem Wert eins ausgegangen. Wird die Selektionskorrekturvariable λ der Einkommensgleichung hinzugefügt, dann erhält man mittels der einfachen OLS-Regression konsistente (allerdings nicht effiziente) Schätzungen der Regressionsparameter.⁷

5 Unsere Spezifikation lehnt sich weitgehend an den internationalen Vergleich von Rosenfeld und Kalleberg (1990) an.

6 Da für Männer die Partizipationsrate am Arbeitsmarkt sehr hoch ist, spielt das Selektionsproblem für diese Substichprobe eine vernachlässigbare Rolle.

7 Zu den technischen Einzelheiten und der genaueren Spezifikation des Reservationslohnmodells für die Partizipationsentscheidung vgl. die Anwendungen der Methode in Diekmann, Engelhardt, Hartmann 1993; Kugler 1988 sowie die Originalliteratur von Heckman 1976, 1979.

Zur Spezifikation der Erwerbstätigkeitsgleichung wird angenommen, dass sowohl persönliche Merkmale (Bildung, Alter, Familienstand), Merkmale des Haushalts (Kinder im Haushalt, Einkommen des Partners) als auch Kontextmerkmale des sozialen Umfeldes (Region, Wohnortgrösse) einen Einfluss auf die Partizipation der Frauen am Arbeitsmarkt ausüben.⁸ Zu erwarten ist, dass die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbstätigkeit von Frauen mit dem Bildungsgrad, dem Alter und der Wohnortgrösse anwächst, hingegen mit dem Einkommen des Partners abnimmt. Wie in der Einkommensgleichung ist der vermutete Alterseffekt parabolisch (linearer und quadratischer Term im Probitmodell), d. h. es werden mit dem Alter abnehmende Zuwachsraten der Partizipationswahrscheinlichkeit vermutet. In diesem Fall wäre das Vorzeichen des linearen Terms positiv und des quadratischen Terms negativ. Schliesslich ist zu erwarten, dass die Neigung zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bei verheirateten Frauen sowie Frauen mit Kindern geringer ist als bei ledigen und kinderlosen Frauen.

3. Ergebnisse

Die Modelle wurden mit den Schweizer Daten des ISSP 87 geschätzt (N=987). Selbständige und Schüler wurden ausgeschlossen, ebenso Personen mit fehlenden Werten. Das Alter wurde auf 18 bis 65 eingegrenzt. Für die Einkommensregressionen standen somit 425 Fälle zur Verfügung.

Betrachten wir zunächst die Schätzungen für die Bestimmungsgründe der Erwerbstätigkeit von Frauen (Tabelle 1). Die Stichprobe umfasst 249 Frauen, von denen ziemlich genau die Hälfte zum Zeitpunkt der Befragung erwerbstätig war. Als nicht signifikant erweisen sich die Variablen Bildung, Ortsgrösse und Region, wobei freilich auch der relativ geringe Umfang des Samples zu bedenken ist. Entgegen den Erwartungen ist aber das Vorzeichen bei der Bildung und der Ortsgrösse negativ. Im Einklang mit den Hypothesen befinden sich dagegen die Einflussrichtung der Variablen Alter, Familienstand, Kinder und Partnereinkommen. Sämtliche Koeffizienten der vier Variablen sind signifikant. Für den Alterseffekt zeigt sich der erwartete parabolische Verlauf mit einem Maximum bei 35 Jahren ($-10 \cdot 0,118 / (2 \cdot 0,017)$).

Die Mittelwerte der Variablen der Einkommensregression sowie die Koeffizientenschätzungen sind den Tabellen 2 und 3 zu entnehmen. Bei den Schätzungen anhand unserer Stichprobe hat die Selektionskorrekturvariable

⁸ Zur genaueren Begründung von Auswahl und Einflussrichtung der Variablen in der Erwerbstätigkeitsgleichung vgl. Diekmann, Engelhardt, Hartmann 1993.

Tabelle 1
Probitschätzung der Erwerbstätigkeit von Frauen

	Mittelwert (Standardabw.)	Koeffizient (t-Wert)
Konstante	—	0.39 (0.40)
Bildung (in Jahren)	10.17 (2.70)	−0.002 (0.05)
Alter	36.35 (12.67)	0.118* (2.16)
Alter ² /10	148.10 (101.67)	−0.017* (2.47)
Verheiratet	50.6	−1.37* (5.62)
Wohnt in Stadt mit mehr als 20.000 Einwohnern	30.9	−0.01 (0.07)
Wohnt in der Westschweiz (einschliesslich Tessin)	19.7	0.13 (0.53)
Hat mindestens ein Kind	73.1	−1.29* (4.68)
Monatliches Nettoeinkommen des Partners	3075.3 (3470.2)	−0.000082* (2.35)
N	249	249
χ^2 (DF)	—	105.5 (8)

Anmerkungen:

Bezugsgruppen: ledig, geschieden, oder verwitwet; Stadt mit weniger als 20.000 Einwohnern; wohnt in der Deutschschweiz; kein Kind.

* signifikant auf dem 5%-Niveau.

keinen signifikanten Einfluss (Tabelle 3). Im Vergleich der Schätzungen mit und ohne Selektionskorrektur sind praktisch kaum Unterschiede erkennbar. Die Bildungsertragsrate beträgt bei den Männern 7,4% und bei den Frauen 8,7%, bei letzteren allerdings bezogen auf ein geringeres Durchschnittseinkommen. M. a. W. erzielen Frauen für eine um ein Jahr längere Regelausbildungszeit einen Einkommenszuwachs von 8,7% und Männer einen Zuwachs

Tabelle 2
Mittelwerte und Standardabweichungen der Variablen für erwerbstätige Personen

	Alle	Männer	Frauen
Netto-Einkommen pro Monat (logarithmiert)	8.06 (0.64)	8.24 (0.56)	7.64 (0.64)
Geometrischer Mittelwert	3165	3790	2080
Wöchentl. Arbeitszeit (logarithmiert)	3.77 (0.19)	3.82 (0.14)	3.66 (0.25)
Geometrischer Mittelwert	43.4	45.6	38.9
Bildung in Jahren (<i>EDUC</i>)	10.96 (3.59)	11.13 (3.76)	10.58 (3.15)
Berufserfahrung (<i>EXP</i>) (Alter–Bildung–6)	21.18 (12.06)	22.89 (11.62)	17.07 (12.21)
$EXP^2/10$	59.37 (58.55)	65.85 (59.06)	43.90 (54.69)
Geschlecht (Männer=1)	70.1	—	—
Beruf: Angestellter	48.2	36.7	75.8
Beruf: Leitender Angestellter o. Freiberufler	29.2	35.0	15.3
Beaufsichtigt andere Personen bei der Arbeit	45.9	55.0	24.2
In der Gewerkschaft	37.4	42.3	25.0
Öffentlicher Dienst	28.9	28.7	29.8
Verheiratet	59.1	71.7	29.0
Wohnt in Stadt mit mehr als 20.000 Einwohn.	27.3	26.0	30.6
Wohnt in der Westschweiz (einschliesslich Tessin)	26.6	29.0	20.2
Selektionskorrektur λ	—	—	0.43 (0.40)
N	425	300	124

Anmerkungen:

Angeführt sind für kontinuierliche Variablen die Mittelwerte und in Klammern die Standardabweichungen für diejenigen Befragten, die in den Einkommensregressionen berücksichtigt wurden. Bei den Dummy-Variablen sind die Anteilswerte (in Prozent) angegeben. Bezugsgruppen: Frauen; Arbeiter; beaufsichtigt niemanden; nicht in der Gewerkschaft; in der Privatwirtschaft; ledig, geschieden oder verwitwet; wohnt in Ort mit weniger als 20.000 Einwohnern; wohnt in der Deutschschweiz.

Tabelle 3
Einkommensregressionen

	Alle	Männer	Frauen ohne λ	Frauen mit λ
Konstante	3.96* (8.18)	5.15* (7.78)	3.06* (3.38)	3.04* (3.24)
Arbeitszeit (logarithmiert)	0.59* (4.63)	0.32 (1.84)	0.81* (3.77)	0.81* (3.73)
Bildung in Jahren (<i>EDUC</i>)	0.074* (11.32)	0.074* (11.04)	0.090* (5.02)	0.087* (5.01)
Berufserfahrung (<i>EXP</i>) (Alter–Bildung–6)	0.067* (9.56)	0.075* (9.49)	0.070* (4.59)	0.072* (4.64)
<i>EXP</i> ² /10	–0.010* (6.78)	–0.011* (6.80)	–0.012* (3.36)	–0.012* (3.62)
Geschlecht (Männer=1)	0.279* (4.98)	—	—	—
Selektionskorrektur λ	—	—	—	0.01 (0.04)
R ² (adjustiert)	47.4%	44.6%	24.1%	23.4%
N	425	300	124	124

Anmerkungen:

* signifikant auf dem 5%-Niveau. Angegeben sind die unstandardisierten OLS-Schätzungen und in Klammern die t-Werte. λ ist die Selektionskorrekturvariable, berechnet auf der Basis der Probitschätzungen in Tabelle 1.

von 7,4%. Dies entspricht einem absoluten Effekt am (geometrischen) Einkommensmittel der Männer von Fr. 280 und für die Frauen von Fr. 181 pro Bildungsjahr. Für die Berufserfahrung ergibt sich das erwartete konkave Einkommensprofil (Frauen: 30 Jahre, Männer: 34 Jahre). Die Elastizität der Arbeitszeit ist bei den Frauen wesentlich höher als bei den Männern. Der Wert von 0,81 in der Frauen-Stichprobe besagt, dass bei einer einprozentigen Erhöhung der Arbeitszeit das Einkommen um etwa 0,8% höher ausfällt. Der – kausal interpretiert – unrealistisch geringe Wert für die männliche Einkommensregression ist wohl darauf zurückzuführen, dass die Varianz der Arbeitszeit bei den nahezu ausschliesslich vollzeitbeschäftigten Männern relativ gering ist. Ähnliche Relationen für die geschlechtsspezifischen Arbeitszeitelastizi-

täten finden sich auch in anderen Untersuchungen (siehe z. B. Diekmann, Engelhardt, Hartmann 1993). Im Hinblick auf die Vorzeichen der Koeffizienten und die Grössenordnung der Schätzung stimmen die Ergebnisse relativ gut mit den Schätzungen ausländischer Untersuchungen von Einkommensdaten überein (siehe hierzu Lorenz und Wagner 1993). Dass in der einzigen Schweizer Vergleichsstudie von Kugler (1988) das Einkommensprofil der Frauen einen unerwartet nicht-konkaven Verlauf aufwies, ist vermutlich wohl eher auf Eigentümlichkeiten der Daten zurückzuführen.⁹

Die erweiterten Einkommensregressionen liefern in der männlichen Stichprobe signifikant positive Effekte für die Variablenwerte „Angestellte“, „Leitender Angestellte“, „Beaufsichtigt andere Personen“ sowie einen signifikant negativen Effekt für die Variable „Westschweiz“ (Tabelle 4). Bei den Frauen sind nur zwei Koeffizienten signifikant. Sie erzielen wie die Männer ein geringeres Einkommen in der Westschweiz (einschliesslich Tessin) – der Malus beträgt hier bei den Männern 12% und bei den Frauen ca. 25% – und ein gleichfalls geringeres Einkommen im öffentlichen Dienst.¹⁰

Mit der Methode der Komponentenzerlegung kann nun ermittelt werden, welcher Anteil des Einkommensabstands zwischen Frauen und Männern dem unterschiedlichen Ausmass in der Ausstattung mit Humankapital sowie der unterschiedlichen Dauer der Arbeitszeit zuzuschreiben ist. Hierbei wird hypothetisch die Frage gestellt, wie hoch der Einkommenszuwachs der Frauen ausfiele, wenn diese hinsichtlich Ausbildung, Berufserfahrung und Arbeitszeit den Männern gleichgestellt wären. Der unerklärte Anteil an der Einkommensdifferenz wird häufig als Schätzung der Einkommensdiskriminierung interpretiert.

Allerdings existieren verschiedene Methoden zur Zerlegung des Einkommensabstands und entsprechend viele Diskriminierungsmasse. In ökonometrischen Untersuchungen werden zumeist die Verfahren von Oaxaca (1973) oder Blinder (1973) herangezogen. Diese Methoden stellen jedoch lediglich Umformungen des Interaktionsmodells von Windsborough & Dickenson (1971)

9 Kugler (1988, S. 37) erklärt dies mit der Nichtberücksichtigung von Berufsunterbrechungszeiten bei der Operationalisierung der Berufserfahrung. Da wir jedoch – mangels Kenntnis der Unterbrechungszeiten – die gleiche Operationalisierung nach dem Vorschlag (bzw. der „Notlösung“) von Mincer (1974) gewählt haben, erscheint diese Erklärung wenig überzeugend zu sein.

10 Ohne Kontrolle der Variablen Bildung, Berufserfahrung usw. ist das Einkommensniveau der Frauen im öffentlichen Dienst nach amtlichen Angaben allerdings höher als in den meisten übrigen Branchen. Erste Analysen mit den Daten der „Schweizer Arbeitskräfteerhebung“ weisen ebenfalls in die Richtung, dass die Frauen auch bei Kontrolle von Bildung, Berufserfahrung und Arbeitszeit im Vergleich mit den anderen Wirtschaftszweigen höhere Einkommen im öffentlichen Dienst erzielen.

Tabelle 4
Erweiterte Einkommensregressionen

	Alle	Männer	Frauen ohne λ	Frauen mit λ
Konstante	4.31* (9.11)	5.71* (9.18)	3.05* (3.12)	3.13* (3.36)
Arbeitszeit (logarithmiert)	0.54* (4.30)	0.23 (1.41)	0.80* (3.42)	0.80* (3.62)
Bildung in Jahren (<i>EDUC</i>)	0.052* (6.70)	0.045* (5.53)	0.08* (4.26)	0.082* (4.35)
Berufserfahrung (<i>EXP</i>) (Alter–Bildung–6)	0.057* (7.72)	0.061* (7.27)	0.07* (4.13)	0.066* (4.13)
<i>EXP</i> ² /10	–0.008* (5.92)	–0.009* (5.80)	–0.012* (3.31)	–0.011* (3.27)
Geschlecht (Männer=1)	0.251* (4.19)	—	—	—
Beruf: Angestellter	0.17* (2.86)	0.21* (3.63)	0.07 (0.39)	0.06 (0.37)
Beruf: Leitender Ange- stellter oder Freiberufler	0.38* (5.12)	0.40* (5.67)	0.37 (1.55)	0.37 (1.64)
Beaufsichtigt andere Personen bei der Arbeit	0.17* (3.46)	0.20* (4.04)	0.11 (0.90)	0.11 (0.67)
In der Gewerkschaft	0.04 (0.93)	–0.01 (0.20)	0.12 (0.87)	0.11 (0.85)
Öffentlicher Dienst	–0.08 (1.43)	–0.04 (0.71)	–0.26 (1.91)	–0.27* (2.05)
Verheiratet	0.07 (1.16)	0.08 (1.32)	0.11 (0.87)	0.18 (1.07)
Wohnt in Stadt mit mehr als 20.000 Einwohnern	0.04 (0.75)	–0.01 (0.20)	0.15 (1.36)	0.15 (1.36)
Wohnt in der Westschweiz (einschliesslich Tessin)	–0.14* (2.90)	–0.12* (2.37)	–0.25* (1.96)	–0.25* (2.08)
Selektionskorrektur λ	—	—	—	–0.11 (0.59)
R^2 (adjustiert)	53.1%	54.5%	26.1%	25.7%
N	425	300	124	124

dar. Danach wird die mittlere Einkommensdifferenz zweier Gruppen in drei Komponenten zerlegt:

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

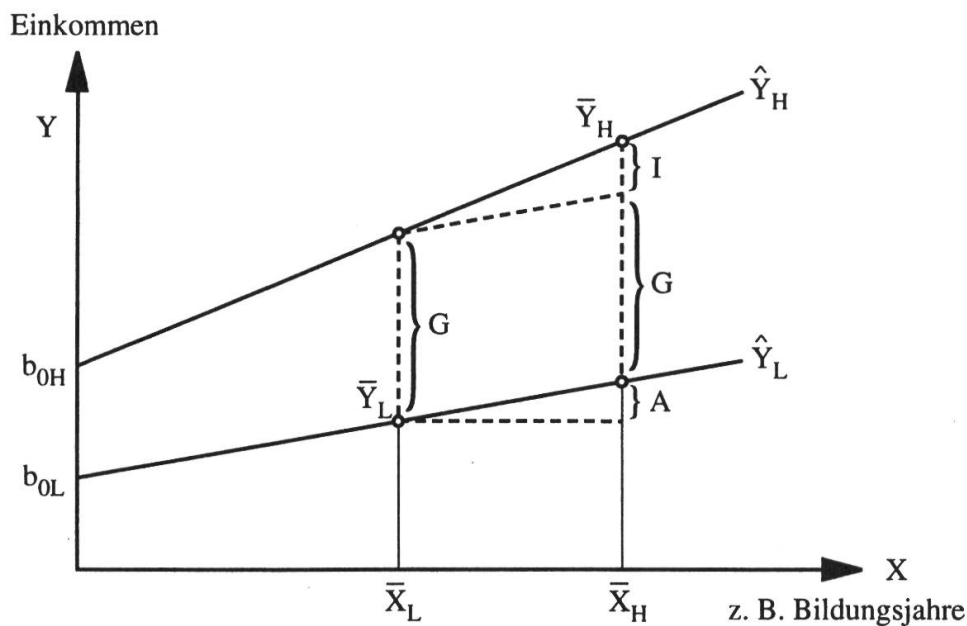
mit: $G = (b_{0H} - b_{0L}) + \sum \bar{X}_L (b_H - b_L),$

$$A = \sum b_L (\bar{X}_H - \bar{X}_L),$$

$$I = \sum (b_H - b_L) (\bar{X}_H - \bar{X}_L).$$

Das Subskript H bezeichnet die „high-wage group“ und das Subskript L weist die „low-wage group“ aus. $\bar{Y}$ bezeichnet das mittlere Einkommen und $\bar{X}$ den Mittelwert der unabhängigen Variablen. Abbildung 1 verdeutlicht im Falle der bivariaten Regression die Interpretation der Effekte: Die erste Zerlegungskomponente, der Gruppeneffekt G , entspricht dem hypothetischen Einkommenszuwachs der Frauen, wenn diese unter Beibehaltung ihrer Ausstattungen die Lohnstruktur der Männer hätten. Der Ausstattungseffekt A entspricht dem hypothetischen Mehreinkommen der Frauen, wenn diese den Männern bezüglich der unabhängigen Variablen gleichgestellt wären. Der Interaktionseffekt I kann interpretiert werden als der Betrag, den Frauen bekommen würden, wenn sie für den Ausstattungsunterschied auch die Differenz ihrer Koeffizienten erhalten würden (Jones & Kelley 1984).

Abbildung 1
Zerlegung des Einkommensabstands



Bezieht sich die Zerlegung nicht auf die absoluten, sondern wie auch in der vorliegenden Untersuchung auf logarithmierte Einkommen, so erhält man nach Entlogarithmierung die geometrischen Mittelwerte. Aufgeschlüsselt wird somit der Unterschied zwischen den geometrischen Mittelwerten. Die Ausstattungs- und Diskriminierungskomponenten können dann näherungsweise als prozentuale Erhöhung oder Verminderung der geometrischen Gruppen-Mittelwerte interpretiert werden.¹¹

Der Gruppeneffekt wird in der Literatur auch als Masszahl der Einkommensdiskriminierung bezeichnet (Polachek 1975). Wird die Diskriminierung auch auf die Lohnstruktur, d. h. die Koeffizienten bezogen, so lässt sich das Ausmass der Diskriminierung anhand der Summe von Gruppen- und Interaktionseffekt ablesen. Letzteres Mass verwendet Oaxaca (1973).

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

Auch die Selektionskorrekturvariable λ kann bei der Schätzung von Ausstattungs- und Diskriminierungsanteil in alternativer Weise behandelt werden. Zum einen besteht die Möglichkeit, Unterschiede in λ dem Ausstattungseffekt zuzurechnen (Dolton & Makepeace 1986). Zum zweiten können mittels der Selektionskorrektur – vor der Zerlegung des Einkommensabstands – die beobachteten Einkommensmittelwerte korrigiert werden (Reimers 1983). Da die Selektionskorrektur in der vorliegenden Untersuchung die Ergebnisse praktisch

11 Bei grösseren logarithmischen Differenzen ist die Näherung allerdings sehr grob. Eine Differenz der Logarithmen von 0,20 entspricht einem prozentualen Zuwachs von 22%, bei einer Differenz von 0,30 sind es bereits 35%. Die Einkommensdifferenz zwischen Männern und Frauen von 0,593 (Tabelle 5) entspricht einem prozentualen Mehrverdienst der Männer von 81% am geometrischen Mittel. Allgemein ist $\log(x + \Delta x) - \log x \approx (\Delta x / x)$ für $|(\Delta x / x)| < 0,10$.

unverändert lässt (vgl. Modell 1 und Modell 2 in Tabelle 5), kann hier auf eine genauere Diskussion der alternativen Methoden verzichtet werden (vgl. Kugler 1988; Diekmann, Engelhardt, Hartmann 1993).

Über die Ergebnisse der Zerlegung informiert Tabelle 5. Die Zerlegung basiert auf den Mittelwerten der Tabelle 2 und den Einkommensregressionen in Tabelle 3. Da sowohl der Interaktionseffekt als auch die Selektionskorrektur nicht ins Gewicht fallen, liefern die Zerlegungsmethoden bei alternativer Behandlung von λ sowie die verschiedenen Diskriminierungsmasse nahezu übereinstimmende Resultate.

Tabelle 5
Einkommenszerlegungen

	ohne Selektionskorrektur	Modell 1*	Modell 2**
Einkommensdifferenz	0.593	0.593	—
korrigierte Einkommensdifferenz	—	—	0.597
Ausstattungseffekt	0.324	0.322	0.325
Ausbildung	0.048	0.048	0.047
Berufserfahrung	0.150	0.150	0.150
ln Arbeitszeit	0.127	0.127	0.127
Selektionskorrektur λ	—	-0.002	—
Gruppeneffekt	0.296	0.296	0.298
Interaktionseffekt	-0.027	-0.025	-0.028

Anmerkungen:

* Unterschied in λ als Ausstattungseffekt.

** Berücksichtigung der Selektionskorrektur bei der Schätzung der Einkommensmittelwerte.

Die logarithmische Einkommensdifferenz zwischen Frauen und Männern beträgt 0,60, d. h. bezogen auf die geometrischen Mittelwerte verdienen Männer 81% mehr als Frauen. Etwa die Hälfte des Einkommensabstands ist durch Ausstattungseffekte inklusive der unterschiedlichen Arbeitszeiten erklärbar. Genau genommen würden die Frauen ein Mehreinkommen von 38% erzielen, wenn sie die Ausbildung, Berufserfahrung und Arbeitszeit der Männer aufwiesen ($(\exp(0,32)-1)*100$). Auf die Ausbildung entfallen dabei etwa 5%, auf die

Berufserfahrung 15% und auf die Arbeitszeit 13%. M. a. W. würden die Frauen bei einer Angleichung der Ausbildungsjahre ein Mehreinkommen von 5%, bei einer Angleichung der Berufsjahre von 15% und bei gleichen Arbeitszeiten wie die Männer von 13% erhalten. Der Anteil der Berufserfahrung dürfte in diesem Zusammenhang eher eine Unterschätzung darstellen, da Berufsunterbrechungszeiten nicht erfasst werden konnten. Die entsprechenden Werte in der Studie von Kugler betragen 7% für die Ausbildung und 4–6% für die Berufserfahrung.

Von Interesse ist noch ein Vergleich mit den Ergebnissen der Analyse deutscher Daten. In der Untersuchung von Diekmann, Engelhardt und Hartmann 1993 – allerdings auf der Basis der wesentlich grösseren Mikrozensus-Stichprobe 1985 von ca. 190.000 befragten Personen – werden die folgenden Schätzungen berichtet: Auf die Ausbildung entfallen etwa 2%, auf die Berufserfahrung 3% und auf die Arbeitszeit 18%. Der Faktor Ausbildung spielt in der Schweiz möglicherweise noch eine etwas grössere Rolle als in Deutschland, da die Egalisierung der geschlechtsspezifischen Bildungschancen in Deutschland stärker vorangeschritten ist.

Unabhängig von der gewählten Zerlegungsmethode errechnet sich eine Diskriminierungsschätzung von ca. 30%. Die Selektionskorrektur hat – im Gegensatz zur Analyse von Kugler – keinen Einfluss auf das Ergebnis. Zu bedenken ist freilich, dass die Heckmann-Korrektur bei kleinem Stichprobenumfang keine sonderlich robusten Schätzungen liefert. Die Schätzungen bezüglich der Selektionskorrektur sind zwar konsistent, aber nicht effizient (Stolzenberg & Relles 1990). Es ist somit nicht auszuschliessen, dass sich die Nicht-Signifikanz und das positive Vorzeichen der Selektionskorrekturvariable in der Einkommensgleichung als Besonderheit des analysierten Datensatzes erweist. Sowohl die Untersuchung anhand der deutschen Mikrozensusdaten als auch erste Analysen mit der „Schweizer Arbeitskräfteerhebung“ ergeben ähnlich der Kugler-Studie einen signifikant negativen Effekt der Selektionskorrekturvariable in der Einkommensregression der Frauen. Unter der Annahme freiwilliger Partizipation auf dem Arbeitsmarkt wird diesen Untersuchungen zufolge das Einkommen der erwerbsfähigen Frauen mit dem beobachteten Einkommen der erwerbstätigen Frauen unterschätzt und die Diskriminierungskomponente überschätzt. Allerdings ist die Reduktion der Diskriminierungsschätzung in unseren Untersuchungen keineswegs so dramatisch wie in der Studie von Kugler. Letztere basiert mit einer Fallzahl von $N=387$ für die Einkommensregression ebenso wie die vorliegende Untersuchung auf einem relativ kleinen Sample. Es wäre voreilig, hieraus weitreichende Schlüsse zu ziehen. Auch mangels verfügbarer Daten in der Vergangenheit sind die vorliegenden Untersuchungen zur Einkommensstruktur der Schweiz nur als erste Schritte zu werten. Für

eine fundierte Abschätzung der Ausstattungs- und Diskriminierungskomponenten sind weitere Untersuchungen mit grösseren Stichproben und einer möglichst genauen Erhebung der Ausstattungsmerkmale erforderlich.

LITERATURVERZEICHNIS:

- Becker G. S. (1975), *Human Capital*, 2. Aufl., New York.
- Brüderl J. (1989), Senioritätsentlohnung und Effizienzlohnmodelle, in P. Preisendörfer, Ch. Köhler (Hrsg.), *Betrieblicher Arbeitsmarkt im Umbruch*, Frankfurt: Campus, 75–92.
- Blinder A. S. (1973), Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *Journal of Human Resources*, 8, 436–455.
- Cain G. G. (1986), The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey, in O. Ashenfelter, R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. I, Amsterdam, 693–785.
- Diekmann A. (1992), *Untersuchung des Umweltbewusstseins und Umwelthandelns mit dem Schweizer Umweltsurvey 1993*, Forschungsgesuch an den Schweizerischen Nationalfonds, Universität Bern.
- Diekmann A., H. Engelhardt, P. Hartmann (1993), Einkommensungleichheit in der Bundesrepublik Deutschland: Diskriminierung von Frauen und Ausländern? Erscheint in *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Heft 3/93.
- Dolton P. J., G. H. Makepeace (1986), Sample Selection and Male-Female Earnings Differentials in the Graduate Labour Market, *Oxford Economic Papers*, 143–157.
- Duncan O. D. (1968), Inheritance of Poverty or Inheritance of Race, in D. P. Moynihan (ed.), *On Understanding Poverty*, New York.
- Heckman J. J. (1976), The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, *Annals of Economics and Social Measurement*, 5, 475–492.
- Heckman J. J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, 47, 153–161.
- Jones F. L., J. Kelley (1984), Decomposing Differences between Groups. A Cautionary Note on Measuring Discrimination, *Sociological Methods and Research*, 12, 323–343.
- Kugler P. (1988), Lohndiskriminierung in der Schweiz: Evidenz von Mikrodaten, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 1, 23–47.
- Lorenz W., J. Wagner (1988), *Can Compensating Wage Differentials Explain Male-Female Wage Differences in the Federal Republic of Germany?*, Paper presented at the 2nd annual congress of the European Society for Population Economics, June 23–25, Mannheim.
- Lorenz W., J. Wagner (1993), A Note on Returns to Human Capital in the Eighties: Evidence from Twelve Countries, *Jahrbücher für Nationalökonomik und Statistik*, 211, 60–72.
- Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York and London.
- Oaxaca R. (1973), Sex Discrimination in Wages, in O. Ashenfelter, A. Rees (eds.), *Discrimination in Labor Markets*, Princeton, NJ: Princeton Univ. Press.
- Polachek S. (1975), Potential Biases in Measuring Male-Female Discrimination, *The Journal of Human Resources*, 10, 205–229.
- Reimers C. W. (1983), Labour Market Discrimination Against Hispanic and Black Men, *Review of Economics and Statistics*, 65, 570–579.

- Rosenfeld R., A. Kalleberg (1990), A Cross-National Comparison of the Gender Gap in Income, *American Journal of Sociology*, 96, 69–106.
- Schasse U. (1985), Empirie der Diskriminierung: Empirische Untersuchungen zur Einkommensdiskriminierung von Frauen, in O. Hübler (Hrsg.), *Beiträge zur Mobilität und Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt*, Arbeitspapier 5 des Arbeitskreis Sozialwissenschaftliche Arbeitsmarktforschung (SAMF).
- Stolzenberg R. M., D. A. Relles (1990), Theory Testing in a World of Constrained Research Design, *Sociological Methods and Research*, 18, 395–415.
- Willis R. J. (1986), Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions, in O. Ashenfelter, R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. I, Amsterdam, 525–569.
- Windsborough H. H., P. Dickenson (1971), Components of Negro-White Income Differences, *Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association*, 6–8.
- Zentralarchiv für empirische Sozialforschung (1991), *Codebook*, ZA-No. 1689, ISSP 1987, Social Inequality, Köln.

Adressen der Verfasser:

Andreas Diekmann und Henriette Engelhardt,
Universität Bern, Institut für Soziologie,
Lerchenweg 36, CH-3009 Bern

Josef Brüderl, Universität München, Institut für Soziologie,
Konradstrasse 6, D-80801 München