

Klaus Grünberger, Christine Zulehner

## Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede in Österreich

**Vollzeitbeschäftigte Frauen verdienen in Österreich im Durchschnitt um 22% weniger als vollzeitbeschäftigte Männer. Berücksichtigt man Unterschiede zwischen Frauen und Männern bezüglich Merkmalen wie Schulbildung, Berufserfahrung, Familienstand, vertikaler und horizontaler Segregation auf dem Arbeitsmarkt, dann beträgt der Lohnunterschied 12%.**

Diese Studie entstand unter Verwendung der Daten der EU-SILC 2004-2006 von Statistik Austria. • Begutachtung: René Böheim, Helmut Mahringer, Ulrike Mühlberger • Wissenschaftliche Assistenz: Stefan Fuchs, Andrea Sutrich • E-Mail-Adresse: [Christine.Zulehner@wifo.ac.at](mailto:Christine.Zulehner@wifo.ac.at)

Laut dem aktuellen Einkommensbericht des Österreichischen Rechnungshofes (*Rechnungshof*, 2008) verdienen unselbständige erwerbstätige Frauen im Jahr 2007 durchschnittlich um 41% weniger als Männer<sup>1</sup>). Berücksichtigt man nur ganzjährig Vollzeitbeschäftigte, dann betrug der durchschnittliche Einkommensunterschied zwischen Frauen und Männern 22% (*Rechnungshof*, 2008, S. 41). Diese Einkommensdifferenz hat sich seit Ende der 1990er-Jahre kaum verändert: Inflationsbereinigt verdienen Männer 2007 um 2%, Frauen um 1% mehr als 1998 (*Rechnungshof*, 2008, S. 19).

In allen OECD-Ländern sind Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern zu beobachten<sup>2</sup>). Für die Vollzeitbeschäftigten liegen sie in Österreich meist im Mittelfeld. Größer sind sie etwa in den USA oder in Großbritannien, etwa gleich groß in Deutschland und den Niederlanden; geringere Lohnunterschiede ergeben sich etwa für Frankreich, Dänemark, aber auch Italien oder Portugal<sup>3</sup>). Eine solche Reihung ist allerdings mit Vorsicht zu interpretieren, da eine niedrige Partizipationsquote von Frauen mit einem niedrigen Lohnunterschied korreliert ist und der Effekt der Partizipationsquote in südeuropäischen Ländern wie Italien und Portugal sehr groß ist (*Olivetti – Petrongolo*, 2008).

Die vorliegende Arbeit untersucht mit Hilfe der Daten aus der EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) 2004-2006 die Determinanten des Lohnunterschieds zwischen Frauen und Männern in Österreich. Komplementär zum Einkommensbericht (*Rechnungshof*, 2008) berücksichtigt sie nicht nur die Unterschiede zwischen den durchschnittlichen Löhnen, sondern auch zwischen Faktoren wie Schulbildung, Berufserfahrung oder berufliche Tätigkeit. Diese individuellen Merkmale sind wesentliche Determinanten des Lohnes, und ihre unterschiedliche Ausprägung zwischen Frauen und Männern kann Lohnunterschiede oder Teile davon in den Rohdaten erklären. In der Folge bestimmt die Untersuchung den durch die individuellen Merkmale nicht erklärten Teil der Lohnunterschiede – die Lohndiskriminierung – und analysiert ihn über die Einkommensverteilung<sup>4</sup>). Gezeigt wird zudem die Veränderung der geschlechtsspezifischen Lohnunterschiede seit 1983 und 1997

<sup>1</sup>) Durchschnittliche Einkommen aufgrund der Daten des Hauptverbandes der österreichischen Sozialversicherungsträger sowie laut Mikrozensus und Lohnsteuerstatistik für die Jahre 2006 und 2007.

<sup>2</sup>) Blau – Kahn (1992), Joshi – Paci (1998), Beblo et al. (2003), Blau – Kahn (2003), Ponthieux – Meurs (2005), Olivetti – Petrongolo (2008).

<sup>3</sup>) Ponthieux – Meurs (2005, S. 42), Olivetti – Petrongolo (2008, S. 623).

<sup>4</sup>) Altonji – Blank (1999) und Weichselbaumer – Winter-Ebmer (2005) bieten einen detaillierten Überblick über ökonomische Studien, die sich theoretisch und empirisch mit Lohnunterschieden beschäftigen.

(Zweimüller – Winter-Ebmer, 1994, Böheim – Hofer – Zulehner, 2007) sowie seit 2002 (Geisberger, 2007)<sup>5)</sup>.

## Lohngleichungen

Einkommensunterschiede werden durch eine Vielzahl von Faktoren beeinflusst. Individuelle Charakteristika wie Schulbildung oder Berufserfahrung und deren relative Knappheit bestimmen die Lohnstruktur ebenso wie die unterschiedliche Ausstattung mit auf dem Arbeitsmarkt verwertbaren Eigenschaften. Auch beeinflussen die Merkmale des ausgeübten Berufes (z. B. Bayard *et al.*, 1999) und das berufliche Vorkommen (z. B. McDowell – Singell – Ziliak, 1999) den Lohn. Geschlechtsspezifische Unterschiede zwischen dem Berufswahlverhalten oder den Aufstiegschancen können daher ebenso eine Rolle spielen. Eine weitere Erklärung für unterschiedliche Löhne ist die direkte Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt.

Die Bedeutung dieser Bestimmungsgründe kann mit Lohnregressionen nachgewiesen und quantifiziert werden. Der logarithmierte Lohn  $\ln(y_i)$  des  $i$ -ten Individuums wird als lineare Funktion von unabhängigen Variablen  $x_{1i}, \dots, x_{Ki}$  wie Schulbildung, Berufserfahrung, Geschlecht, Familienstand, berufliche Tätigkeit, Branche, berufliche Funktion, Region und Nationalität betrachtet:

$$(I) \quad \ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_K x_{Ki} + \gamma \text{Geschlecht}_i + u_i,$$

$i = 1, \dots, n \dots$  Zahl der Beobachtungen,  $u_i \dots$  statistischer Fehlerterm mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz. Die Parameter  $\beta_0, \dots, \beta_K$  und  $\gamma$  sind unbekannt und werden geschätzt. Sie geben den Einfluss der einzelnen unabhängigen Variablen  $x_{1i}, \dots, x_{Ki}$  auf das Lohndifferential in Prozent wieder. Der Koeffizient  $\gamma$  der Variable "Geschlecht" misst den Lohnunterschied, der nach Berücksichtigung unterschiedlicher Merkmale gegebenenfalls verbleibt. Kann die Lohndifferenz zwischen Frauen und Männern durch unterschiedliche Merkmale nicht vollständig erklärt werden, so wird dieser Koeffizient ungleich Null sein – Frauen und Männer werden für gleiche Merkmale unterschiedlich entlohnt (Lohndiskriminierung).

### Schätzmethode

Gleichung (I) wird auch Mincer'sche Lohngleichung genannt und mit der Kleinst-Quadrate-Methode geschätzt<sup>1)</sup>. Allerdings kann diese Methode verzerrte Koeffizienten liefern, wenn die Stichprobe nicht zufällig ist. Die aktive Teilnahme am Erwerbsleben ist häufig aufgrund von Kinderbetreuung ungleich über die Geschlechter verteilt. Für Personen, die nicht am Arbeitsmarkt teilnehmen, stehen keine Beobachtungen zu den Löhnen zur Verfügung. Wenn Frauen mit geringerem Einkommenspotential häufiger außerhalb des Arbeitskräfteangebotes bleiben, kann eine Steigerung der Beschäftigungsquote von Frauen eine Ausweitung der geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede bewirken<sup>2)</sup>. Endogene Selektion aufgrund nicht beobachteter Merkmale, die sowohl den Lohn als auch die Entscheidung über die Arbeitsmarktteilnahme beeinflussen, ist die Folge.

Neben der Kleinst-Quadrate-Methode wird daher hier zusätzlich ein zweistufiges Schätzverfahren (Heckman, 1979) verwendet, um diesen Effekt einzubeziehen. In der ersten Stufe wird die Entscheidung über die Arbeitsmarktteilnahme durch ein binäres Entscheidungsmodell (Probit-Modell) abgebildet. In der zweiten Stufe wird die Lohngleichung mit der Kleinst-Quadrate-Methode unter Einbeziehung des inversen "Mill's Ratio" aus der ersten Stufe als zusätzliche erklärende Variable geschätzt. Das inverse Mill's Ratio misst so den Effekt einer endogenen Selektion<sup>3)</sup>.

<sup>1)</sup> Eine Beschreibung der Methode bietet z. B. Wooldridge (2006). – <sup>2)</sup> Olivetti – Petrongolo (2008) zeigen, dass aufgrund einer niedrigen Partizipationsquote von Frauen der Lohnunterschied und die Lohndiskriminierung zwischen Frauen und Männern in Italien geringer ist als in den USA oder Großbritannien. Berücksichtigt man den Effekt der Partizipationsquote, dann sind die Lohnunterschiede und die Lohndiskriminierung ähnlich. – <sup>3)</sup> Eine ausführliche Beschreibung der Methode findet sich z. B. in Wooldridge (2006, Kapitel 17).

<sup>5)</sup> Gregoritsch *et al.* (2008) analysieren die Entwicklung der Lohnunterschiede zwischen 1995 und 2006 anhand der Hauptverbandsdaten.

Ein Teil des durchschnittlichen Lohnunterschieds lässt sich durch Unterschiede zwischen den produktiven Merkmalen wie Schulbildung oder Berufserfahrung erklären. Diese Differenzen können als Form von Diskriminierung außerhalb des Arbeitsmarktes verstanden werden. Von Frauen erwartet die Gesellschaft häufig, dass sie ihre Karriere zur Kindererziehung unterbrechen. Deshalb sowie aufgrund einer Familienpolitik, die adverse Anreize zur Teilnahme von Frauen am Arbeitsmarkt setzt, verfügen Frauen im Durchschnitt über eine geringere Berufserfahrung als Männer. Segregation auf dem Arbeitsmarkt, d. h. die Beschäftigung von Männern und Frauen in unterschiedlichen Berufen, kann das Ergebnis von Präferenzen, aber auch von diskriminierender Erziehung und Eintrittsbeschränkungen sein.

Manche andere Lohndeterminanten sind in den Daten nicht beobachtbar. Wenn sich Frauen und Männer allerdings systematisch in den nicht beobachtbaren Merkmalen unterscheiden, wird die Lohndiskriminierung überschätzt. Sehr oft wird daher auch nur vom unerklärten Anteil des Lohnunterschieds und nicht von Diskriminierung gesprochen.

Für die Schätzungen wurden die Daten der EU-SILC 2004-2006 (European Union Statistics on Income and Living Conditions) verwendet, einer jährlichen Erhebung der Lebensbedingungen von Haushalten und Personen. Nach einem Rotationsprinzip werden dabei jeweils drei Viertel der Haushalte des Vorjahres erneut befragt, während ein Viertel der Haushalte neu hinzukommt<sup>6)</sup>. Erhoben wird das Einkommen im Jahr zuvor.

Anhand der Jahreseinkommen und der Wochenarbeitszeit wurden für 11.051 unselbstständig Erwerbstätige Stundenlöhne berechnet (Daten für 2004/2006); 8.832 Personen davon waren zumindest 35 Stunden pro Woche beschäftigt. 4.652 Befragte waren nicht erwerbstätig. Für die Schätzungen wurden nur ganzjährig Vollzeitbeschäftigte zwischen 20 und 60 Jahren berücksichtigt.

Die Erwerbsquote betrug im Durchschnitt des Beobachtungszeitraums 2004/2006 70%, jene der Frauen 60% und jener der Männer 83% (Übersicht 1). Der Anteil der teilzeiterwerbstätigen Frauen lag bei 39%, jener der Männer bei 3%. Der durchschnittliche Bruttostundenlohn der Frauen war in den Jahren 2003 bis 2005 um 17% bis 18% niedriger als jener der Männer. Die Verteilung der formalen Schulbildung zeigt, dass Frauen im Durchschnitt einen höheren Bildungsabschluss aufwiesen. Die durchschnittliche Berufserfahrung der Frauen war um 3,24 Jahre geringer als jene der Männer.

Übersicht 1 zeigt auch die Geschlechtersegregation innerhalb ausgewählter Berufsgruppen, Wirtschaftszweige und beruflichen Funktionen. Innerhalb der Berufsgruppen Büroangestellte, Verkauf und personenbezogene Dienstleistungen stellen Frauen die Mehrheit. Der Frauenanteil ist in Wirtschaftszweigen wie Einzelhandel, Hotel- und Gastgewerbe, Unterrichtswesen sowie im Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen relativ hoch, in der Sachgütererzeugung oder der Branche Kfz-Handel, Kfz-Reparatur und Tankstellen relativ niedrig. Die Struktur nach den beruflichen Funktionen zeigt, dass der Frauenanteil an den Erwerbstätigen mit der beruflichen Stellung sinkt.

Übersicht 2 zeigt die Schätzergebnisse für die Lohngleichung (1). Alle sieben Spezifikationen verwenden als abhängige Variable den logarithmierten Bruttostundenlohn. In die Spezifikation (1) geht das Geschlecht als erklärende Variable ein. In die weiteren Regressionen werden Schulbildung und Berufserfahrung ((2)), Familienstand ((3) und (4)), die berufliche Tätigkeit ((5)), die Branchenzugehörigkeit ((6)) und die berufliche Funktion ((7)) als erklärende Variable aufgenommen. Alle Spezifikationen berücksichtigen die Staatsbürgerschaft, den Wohnsitz (Bundesland) und das Erhebungsjahr. Mit Ausnahme der Spezifikation (4) (zweistufiges Verfahren von Heckman, 1979) wird durchwegs die Kleinste-Quadrate-Methode angewandt.

<sup>6)</sup> Im Jahr 2005 wurden alle Haushalte bzw. Personen der Erhebung von 2004 erneut befragt, um die Zahl der Beobachtungen dauerhaft zu vergrößern (Statistik Austria, 2007).

## Charakteristika der Stichprobe

## Ergebnisse

Übersicht 1: Merkmale der Stichprobe

	Insgesamt	Frauen In %	Männer
Erwerbsquote	70,38	59,41	82,83
Anteil der Teilzeitbeschäftigten an den Erwerbstätigen	19,65	39,48	3,35
		In €	
Stundenlohn, brutto			
2003	13,26 (5,5)	11,84 (5,1)	14,38 (5,54)
2004	13,94 (5,83)	12,49 (5,5)	15,08 (5,84)
2005	14,03 (5,79)	12,54 (5,24)	15,27 (5,94)
		Anteile in %	
Bildungsabschluss			
Kein Pflichtschulabschluss	1,4	1,9	0,9
Pflichtschule ohne Lehrabschluss	12,6	16,1	9,8
Pflichtschule mit Lehrabschluss	42,7	33,0	50,5
Meister-, Werkmeisterausbildung	3,4	0,8	5,5
Krankenpflegeschule	3,0	5,2	1,2
Andere berufsbildende mittlere Schule	8,7	12,2	5,8
Allgemeinbildende höhere Schule, Oberstufe	5,9	6,2	5,6
Berufsbildende höhere Schule, Normalform	8,3	8,8	7,9
Berufsbildende höhere Schule, Kolleg	4,5	5,2	3,9
Universität, Akademie	8,6	9,8	7,6
Universität, mehrere Abschlüsse	1,0	0,7	1,3
Ausgewählte berufliche Tätigkeiten			
Wissenschaftliche und technische Berufe	17,3	12,3	21,3
Büroberufe	20,4	31,0	11,9
Verkauf, personenbezogene Dienstleistungen	20,9	29,8	13,7
Handwerk, Mineralgewinnungs- und Bauberufe			
Mechaniker, Fachkräfte in der Landwirtschaft	15,5	3,8	25,0
Ausgewählte Wirtschaftszweige			
Fischerei, Land- und Forstwirtschaft, Bergbau	1,8	0,8	2,5
Sachgütererzeugung	25,5	15,4	33,6
Kfz-Handel, Kfz-Reparatur, Tankstellen	6,1	1,8	9,5
Handelsvermittlung, Großhandel	3,5	4,0	3,1
Einzelhandel	6,5	11,5	2,4
Hotel- und Gastgewerbe	3,1	4,5	2,0
Verkehr, Nachrichtenübermittlung	4,3	2,4	5,8
Kredit- und Versicherungswesen	4,3	5,1	3,6
Realitätenwesen, Vermietung, unternehmensbezogene Dienstleistungen	6,6	7,5	5,9
Datenverarbeitung, Datenbanken, Forschung und Entwicklung	1,9	1,3	2,3
Unterrichtswesen	5,5	8,7	3,0
Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen	8,8	15,6	3,4
Berufliche Funktion			
Hilfsarbeit	9,0	13,1	5,7
Gelernte Tätigkeit	24,6	30,4	20,1
Mittlere Tätigkeit	53,4	47,6	58,0
Hochqualifizierte und führende Tätigkeit	12,5	8,2	15,9
Sonstiges	0,5	0,8	0,4
		Jahre	
Berufserfahrung	20,2 (10,35)	18,4 (9,66)	21,6 (10,66)

Q: EU-SILC. Zeitbereich: 2004/2006; kursive Zahlen in Klammern . . . Standardabweichung.

Durch das schrittweise Hinzufügen von erklärenden Variablen kann der Beitrag der einzelnen Variablen zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern quantifiziert werden. Gemäß der einfachsten Spezifikation ((1)) verdienen Frauen im Durchschnitt um 22% weniger als Männer.

## Übersicht 2: Schätzergebnisse zum Einfluss der Variablen auf den Lohn

Abhängige Variable: Bruttostundenlohn (logarithmiert)

	Spezifikationen						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Konstante	2,424 (131,06)	1,982 (93,19)	1,956 (91,05)	1,773 (44,60)	1,913 (75,69)	1,928 (16,66)	1,843 (6,10)
Geschlecht: weiblich	- 0,217 (24,44)	- 0,211 (26,07)	- 0,162 (13,93)	- 0,151 (13,30)	- 0,147 (12,13)	- 0,135 (11,05)	- 0,123 (10,23)
Schulbildung (Referenz: Pflichtschule)							
Pflichtschule mit Lehrabschluss		0,119 (10,15)	0,118 (10,05)	0,131 (11,81)	0,074 (6,17)	0,072 (6,01)	0,034 (2,70)
Meister-, Werkmeisterausbildung		0,264 (11,88)	0,258 (11,63)	0,267 (12,88)	0,174 (7,74)	0,164 (7,32)	0,079 (3,34)
Krankenpflegeschule		0,335 (13,21)	0,334 (13,24)	0,399 (17,88)	0,277 (10,21)	0,270 (9,87)	0,192 (7,11)
Berufsbildende mittlere Schule		0,288 (17,68)	0,285 (17,46)	0,310 (19,96)	0,197 (11,54)	0,182 (10,86)	0,117 (6,77)
Allgemeinbildende höhere Schule, Oberstufe		0,360 (18,84)	0,356 (18,69)	0,372 (21,17)	0,261 (13,19)	0,239 (12,10)	0,145 (7,29)
Berufsbildende höhere Schule, Normalform		0,405 (23,57)	0,399 (23,29)	0,431 (26,70)	0,285 (15,86)	0,267 (15,00)	0,168 (9,14)
Berufsbildende höhere Schule, Kolleg		0,478 (23,71)	0,473 (23,54)	0,531 (27,35)	0,336 (15,54)	0,320 (14,67)	0,203 (9,33)
Universität, Fachhochschule		0,598 (35,30)	0,590 (34,97)	0,677 (43,12)	0,422 (18,13)	0,406 (17,62)	0,280 (11,79)
Universität, mehrere Abschlüsse		0,612 (15,63)	0,602 (15,36)	0,664 (18,49)	0,419 (9,58)	0,401 (9,24)	0,271 (6,22)
Berufserfahrung		0,019 (14,50)	0,018 (12,95)	0,029 (10,57)	0,018 (13,48)	0,018 (13,41)	0,017 (12,50)
Berufserfahrung <sup>2</sup> /100		- 0,023 (7,48)	- 0,022 (6,91)	- 0,041 (7,53)	- 0,023 (7,57)	- 0,023 (7,68)	- 0,021 (7,23)
Familienstand: verheiratet			0,069 (6,89)	0,049 (4,36)	0,066 (6,75)	0,061 (6,34)	0,052 (5,53)
Geschlecht: weiblich			- 0,082 (5,25)	- 0,089 (6,28)	- 0,078 (5,18)	- 0,067 (4,45)	- 0,061 (4,13)
Weitere Dummy-Variablen							
Berufe (28 Dummies)					(16,15)	(12,12)	(5,33)
Industrien Branchen (61 Dummies)						(9,88)	(9,16)
Berufliche Funktion (32 Dummies)							(11,30)
Bundesländer (8 Dummies)	(14,08)	(20,64)	(19,17)	(216,56)	(16,85)	(17,67)	(17,73)
Staatsbürgerschaft: Österreich	0,216 (13,91)	0,125 (8,57)	0,130 (8,92)	0,141 (10,68)	0,088 (6,06)	0,080 (5,57)	0,052 (3,61)
2005	0,048 (4,56)	0,034 (3,69)	0,035 (3,79)	0,044 (5,07)	0,037 (4,03)	0,033 (3,65)	0,038 (4,22)
2006	0,070 (6,76)	0,054 (5,84)	0,056 (6,12)	0,060 (6,89)	0,058 (6,39)	0,053 (5,93)	0,060 (6,78)
Inverse "Mill's Ratio"					0,150 (4,98)		
Zahl der Beobachtungen	8.726	8.726	8.726	8.726	8.726	8.726	8.726
Angepasstes R <sup>2</sup>	0,10	0,32	0,32		0,36	0,38	0,41

Q: EU-SILC. WIFO-Berechnungen. Zeitbereich: 2004/2006; kursive Zahlen in Klammern ... *t*-Statistik, für Dummy Variable *F*-Statistik (Kleinste-Quadrate-Methode, alle Spezifikationen mit Ausnahme von (4)) oder  $\chi^2$ -Statistik (zweistufiges Verfahren von Heckman, 1979; Spezifikation (4)). Alle Koeffizienten signifikant auf dem 95%-Niveau.

Berücksichtigt man in der Lohngleichung auch die Schulbildung und die Berufserfahrung, so ist der Lohnunterschied um 1 Prozentpunkt geringer (21%; (2)). Die Variablen Schulbildung und Berufserfahrung liefern demnach einen geringen Beitrag zur Erklärung des Lohnunterschieds. Frauen weisen im Durchschnitt die höheren Bildungsabschlüsse auf, verfügen aber über eine geringere Berufserfahrung als Männer, da sie vermutlich zur Betreuung von minderjährigen Kindern ihre Karriere öfter als Männer unterbrechen (Übersicht 1)<sup>7)</sup>. Die Variablen für die Schulbildung haben einen positiven Effekt auf den Stundenlohn. Die Koeffizienten werden in Bezug auf die Referenzgruppe "Pflichtschulabschluss" interpretiert. So resultiert ein Lehrabschluss in ei-

<sup>7)</sup> Ergänzt man die Spezifikation (1) nur um die Schulbildung, so ergibt sich für die Variable *Geschlecht* ein Koeffizient von 24%. Wegen der im Durchschnitt höheren Bildungsabschlüsse von Frauen unterschätzt die einfachste Spezifikation (1) den Lohnunterschied somit.

nem um 12% höheren Stundenlohn als ein Pflichtschulabschluss, ein Universitätsabschluss in einem um 60% höheren Stundenlohn. Der Effekt eines weiteren Jahres an Berufserfahrung beträgt knapp +1%.

Die Spezifikation (3) berücksichtigt zusätzlich den Familienstand. Da dieser für Frauen und Männer unterschiedliche Auswirkungen haben kann, wird die Variable "Familienstand: verheiratet" auch mit der Variable "Geschlecht" kombiniert<sup>8)</sup>. Der Lohnunterschied beträgt dann nur 16%. Ein Teil des Lohnunterschieds kann somit durch den Familienstand erklärt werden. Verheiratete Männer verdienen um 7% mehr als unverheiratete, verheiratete Frauen um 1% weniger. Wegen des zusätzlichen Lohnanteils für Frauen kumuliert sich für verheiratete Frauen die Lohndifferenz gegenüber unverheirateten Männern auf 17% und gegenüber verheirateten Männern auf 24%.

Ein verheirateter Mann ist erfahrungsgemäß weniger mobil als ein unverheirateter, sodass das unternehmensspezifische Humankapital mit einer höheren Wahrscheinlichkeit im Unternehmen bleibt. Auch kann man die Ehe als ein Signal für eine höhere Produktivität per se und indirekt durch eine geteilte Haushaltsführung interpretieren, was den Lohnaufschlag rechtfertigen würde. Wie die empirische Analyse zeigt, gelten diese Argumente nicht für verheiratete Frauen. Die Ergebnisse können so interpretiert werden, dass Frauen in einer Ehe ihre Karriere nachrangig entscheiden. Das kann einerseits durch die Entscheidung der Frauen geschehen, ihren Arbeitsplatz etwa bei einem Arbeitsplatzwechsel des Mannes erst nach dem Umzug zu suchen. Andererseits werden Unternehmen voraussehen, dass verheiratete Frauen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit ihren Arbeitsplatz wechseln oder ihre Karriere womöglich wegen Kinderbetreuung unterbrechen. Diese angebotsseitigen und nachfrageseitigen Effekte können in den hier geschätzten Koeffizienten nicht getrennt werden<sup>9)</sup>.

Die Spezifikation (4) enthält dieselben erklärenden Variablen wie (5), jedoch wurde nicht die Kleinste-Quadrate-Methode angewandt, sondern das zweistufige Verfahren von Heckman (1979). Das inverse Mill's Ratio ist signifikant, es besteht somit eine "Selektion in das Erwerbsleben": Die Entscheidung zu arbeiten wird ebenso wie der Lohn positiv von Schulbildung und Berufserfahrung beeinflusst<sup>10)</sup>. Weitere signifikante Variable sind der Familienstand, die Staatsbürgerschaft und der Wohnsitz (Bundesland). In der Partizipationsgleichung werden als zusätzliche Variable die Zahl der Kinder nach Altersgruppen (unter zwei Jahren, zwischen drei und sechs Jahren und zwischen sieben und zehn Jahren) und die Differenz zwischen dem Haushaltseinkommen und dem eigenen Einkommen verwendet. Die Koeffizienten dieser Variablen sind in der Partizipationsgleichung signifikant unterschiedlich von Null und haben in der Lohngleichung keinen signifikanten Einfluss<sup>11)</sup>.

Die vorliegenden Ergebnisse unterscheiden sich von Mahringer (2005), der unter Verwendung des Mikrozensus 1995 zeigt, dass die Lohnhöhe auch von der Zahl der Kinder abhängt. Für das Unternehmen hat die Zahl der Kinder der Beschäftigten keinen Einfluss auf den (Stunden-)Lohn, allerdings kann sie, falls etwa Betreuungseinrichtungen fehlen, mit der Wahl eines Arbeitsplatzes unter dem Qualifikationsniveau zusammenhängen. Die Unterschiede zwischen den Ergebnissen der vorliegenden Studie und von Mahringer (2005) können als Hinweis auf eine Verbesserung des Betreuungsangebotes, aber auch auf eine verstärkte Präferenz von Frauen für die Teilnahme am Arbeitsmarkt interpretiert werden.

Die Ergebnisse für die Koeffizienten in der Lohngleichung unterscheiden sich jedoch nicht signifikant zwischen der Kleinste-Quadrate-Methode und dem zweistufigen Verfahren von Heckman (1979). Das gilt sowohl für den Koeffizienten der Variable "Geschlecht" als auch für die Bildungsrendite, die Effekte der Berufserfahrung, des Familienstandes und der anderen Variablen.

<sup>8)</sup> Siehe dazu etwa Berndt (1991), Kapitel 5.

<sup>9)</sup> Eine ausführliche Diskussion zur Identifikation von angebotsseitigen und nachfrageseitigen Effekten in hedonischen Preis- bzw. Lohngleichungen bietet Rosen (1974).

<sup>10)</sup> Die Ergebnisse dieser Berechnungen können auf Anfrage zugesandt werden.

<sup>11)</sup> Das zweistufige Verfahren von Heckman (1979) kann auch ohne identifizierende Variable angewandt werden, jedoch ist dann das inverse Mill's Ratio nur aufgrund seiner Nichtlinearität – es enthält dieselben Variablen wie die Lohngleichung – identifiziert.

Die Spezifikationen (5) bis (7) wurden mit der Kleinste-Quadrate-Methode geschätzt, weil das zweistufige Verfahren von Heckman (1979) Informationen über die berufliche Tätigkeit, die Branchenzugehörigkeit und die berufliche Funktion erfordern würde, die für Nichterwerbstätige nicht vorliegen. Die Variablen für den Beruf und die Branchenzugehörigkeit beschreiben eine vertikale Segregation auf dem Arbeitsmarkt, die Variablen für die berufliche Funktion eine horizontale Segregation ("Gläserne Decke"). Unter Berücksichtigung dieser Variablen ergibt sich in den Spezifikationen (5) bis (7) ein Lohnunterschied von 15%, 14% bzw. 12%. Je 1 Prozentpunkt des Lohnunterschieds kann der Berufswahl und der Branchenzugehörigkeit, 2 Prozentpunkte der beruflichen Funktion zugeordnet werden.

Sowohl die vertikale als auch die horizontale Segregation auf dem Arbeitsmarkt können Präferenzen, aber auch Diskriminierung widerspiegeln. Die Wahl des Berufes und der Branche kann durch Eintrittsbarrieren, aber auch durch eine diskriminierende Gesetzgebung beeinflusst sein<sup>12)</sup>. Auch die Erwartung von Frauen, in einem Beruf oder in einer Branche nicht dieselben Chancen vorzufinden wie Männer, kann vertikale Segregation zur Folge haben, und ungleiche Aufstiegschancen können horizontale Segregation bewirken<sup>13)</sup>. Der Beitrag jeder dieser Variablen zum Lohnunterschied ist geringer als der des Familienstandes, in Summe jedoch entspricht er dem Effekt des Familienstandes. Wie die Koeffizienten für die Schulbildung zeigen, geht auch ein Teil der Bildungsrendite auf die Berufswahl und die Branchenzugehörigkeit zurück. So beträgt der Lohnaufschlag für Personen mit mehreren Universitätsabschlüssen statt 60% nur 40%, wenn man die Berufswahl und die Branchenzugehörigkeit mit einbezieht. Die Differenz von 20 Prozentpunkten resultiert dabei vor allem aus der Berufswahl. Berücksichtigt man zusätzlich die berufliche Funktion, dann beträgt die Bildungsrendite nur 27%.

Die ökonometrischen Schätzungen zeigen, dass sich der durchschnittliche Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen überwiegend nicht durch Unterschiede zwischen den beobachtbaren Merkmalen erklären lässt. Je nach ökonometrischer Spezifikation liegt der unerklärte Teil des Lohnunterschieds zwischen 54% ((7)) und 97% ((2)).

Für die Analyse der Lohnunterschiede über die Verteilung wurden Quantilsregressionen am 25%-Perzentil, am Median und am 75%-Perzentil der Lohnverteilung durchgeführt<sup>14)</sup> (Übersicht 3). Geschätzt wurden die Spezifikationen aus Übersicht 2, jeweils mit dem logarithmierten Bruttostundenlohn als abhängige Variable. Aus Gründen der Übersichtlichkeit gibt Übersicht 3 nur die Koeffizienten für die Variable "Geschlecht" wieder.

## Unterschiede über die Lohnverteilung

### Übersicht 3: Unerklärter Lohnunterschied über die Verteilung

Abhängige Variable: Bruttostundenlohn (logarithmiert)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
25%-Perzentil	-0,230 (21,60)	-0,200 (18,70)	-0,143 (9,12)	-0,130 (5,22)	-0,122 (7,25)	-0,107 (7,64)	-0,091 (7,84)
Median	-0,210 (25,34)	-0,205 (22,69)	-0,160 (11,85)	-0,160 (11,26)	-0,145 (11,33)	-0,137 (9,40)	-0,118 (10,02)
75%-Perzentil	-0,191 (15,66)	-0,225 (22,82)	-0,189 (13,04)	-0,185 (14,04)	-0,172 (10,63)	-0,155 (11,94)	-0,143 (10,53)

Q: EU-SILC. WIFO-Berechnungen. Zeitbereich: 2004/2006; kursive Zahlen in Klammern ... t-Statistik. Alle Koeffizienten signifikant auf dem 95%-Niveau.

<sup>12)</sup> In Österreich wurde etwa das Nachtarbeitsverbot für Frauen erst im Jahr 2002 abgeschafft.

<sup>13)</sup> Zur Situation im Top-Management von Unternehmen aus den USA siehe z. B. Bertrand – Hallock (2001), Yurtoglu – Zulehner (2007).

<sup>14)</sup> Eine Lohnfunktion, die mit der Kleinste-Quadrate-Methode geschätzt wird, kann als eine Regression am Mittelwert gesehen werden. Quantilsregressionen sind vereinfacht ausgedrückt Regressionen an einem bestimmten Quartil oder Perzentil (eine ausführliche Beschreibung von Quantilsregressionen bietet Wooldridge, 2002).

Am unteren Ende der Lohnverteilung sind demnach die Lohnunterschiede mit 23% größer als am oberen Ende (19%). Allerdings kann am unteren Ende der Lohnverteilung mit 61% ein größerer Anteil des Lohnunterschieds durch Unterschiede zwischen den Merkmalen wie Schulbildung oder Berufserfahrung erklärt werden. Am oberen Ende der Lohnverteilung erklärt die Ausprägung dieser Variablen nur 26%, obwohl auch Merkmale wie vertikale oder horizontale Segregation einbezogen werden.

### Zeitliche Entwicklung

Die Veränderung der Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern in Österreich wurde für die Periode 1983 bis 2006 analysiert. Die Daten und Ergebnisse für 1983 und 1997 stammen aus dem Mikrozensus sowie aus *Zweimüller – Winter-Ebmer (1994)* und *Böheim – Hofer – Zulehner (2007)*, die Ergebnisse für 2002 aus *Geisberger (2007)*. Da diese Studien unterschiedliche Datensätze und Stichproben sowie unterschiedliche Spezifikationen verwenden, sind die Ergebnisse des Zeitvergleichs mit Vorsicht zu interpretieren; sie geben aber einen Überblick über eine allgemeine Tendenz.

*Zweimüller – Winter-Ebmer (1994)* berechnen für das Jahr 1983, dass Männer im privaten Sektor um 37% und im öffentlichen Sektor um 12% mehr verdienten als Frauen. *Böheim – Hofer – Zulehner (2007)* untersuchen, wie sich der geschlechtsspezifische Lohnunterschied in Österreich zwischen 1983 und 1997 entwickelte, wieweit er durch die Segregation nach Berufen und Branchen beeinflusst wird und ob es Evidenz für eine "Gläserne Decke" gibt. Im Jahr 1983 lag der mittlere Lohnunterschied für Vollzeitbeschäftigte im privaten Sektor demnach bei rund 26%, im Jahr 1997 bei 23%. *Geisberger (2007)* zeigt mit Hilfe der Daten aus der Leistungs- und Strukturhebung, dass Frauen im Jahr 2002 um 27% niedriger bezahlt wurden als Männer.

Die Berechnungen für 1983 und 1997 von *Zweimüller – Winter-Ebmer (1994)* und *Böheim – Hofer – Zulehner (2007)* basieren auf Nettostundenlöhnen. Um sie mit den aktuellen Daten aus der EU-SILC vergleichen zu können, wurden für alle Spezifikationen aus Übersicht 2 Regressionen mit dem Nettostundenlohn als abhängiger Variable geschätzt. *Geisberger (2007)* verwendet für ihre Berechnungen Bruttostundenlöhne<sup>15)</sup>.

Übersicht 4: Zeitliche Veränderung des unerklärten Lohnunterschieds

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Abhängige Variable: Nettostundenlohn</i>								
1983	Mikrozensus	- 0,255 (37,58)	- 0,213 (33,44)	- 0,184 (21,20)		- 0,171 (17,67)	- 0,171 (17,64)	- 0,142 (15,12)
1997	Mikrozensus	- 0,233 (19,20)	- 0,204 (18,52)	- 0,157 (9,96)		- 0,133 (7,92)	- 0,131 (7,89)	- 0,106 (6,58)
2004/2006	EU-SILC	- 0,189 (24,91)	- 0,183 (26,15)	- 0,138 (13,73)	- 0,117 (11,69)	- 0,124 (11,83)	- 0,114 (10,80)	- 0,104 (10,02)
<i>Abhängige Variable: Bruttostundenlohn</i>								
2002	LSE	- 0,267 (0,00)						- 0,188 (0,00)
2004/2006	EU-SILC	- 0,217 (24,44)	- 0,211 (26,07)	- 0,162 (13,93)	- 0,151 (13,30)	- 0,147 (12,13)	- 0,135 (11,05)	- 0,123 (10,23)

Q: EU-SILC. WIFO-Berechnungen. Zeitbereich: 2004/2006. 1983 und 1997: *Zweimüller – Winter-Ebmer (1994)*, *Böheim – Hofer – Zulehner (2007)*; 2002: *Geisberger (2007)*. Kursive Zahlen in Klammern ... t-Statistik (2002: p-Werte). Alle Koeffizienten signifikant auf dem 95%-Niveau. Kleinste-Quadrate-Methode, Spezifikation (4) zweistufiges Verfahren von *Heckman (1979)*.

Der Lohnunterschied hat sich demnach seit den 1980er- und 1990er-Jahren um bis zu 7 Prozentpunkte verringert (Übersicht 4). War er 1983 und 1997 gemäß den Rohdaten mit 26% und 23% noch sehr ähnlich gewesen, so fiel er im Durchschnitt 2004/2006 mit 19% wesentlich geringer aus. Berücksichtigt man zusätzlich alle verfügbaren beobachtbaren Merkmale, so verringerte sich der Lohnunterschied von 1983 auf 2004/2006 um 4 Prozentpunkte und blieb zwischen 1997 und 2004/2006 unverändert. Ein Vergleich der EU-SILC 2004-2006 mit 2002 zeigt einen Rückgang der

<sup>15)</sup> Die Spezifikation der Schätzungen für die Jahre 1983 und 1997 wurde soweit wie möglich den Spezifikationen in Übersicht 2 angepasst.



Bruttolohnunterschiede um 5 Prozentpunkte (2002 laut Rohdaten 27%, 2004/2006 22%).

Der durch die beobachtbaren Merkmale nicht erklärte Teil des Lohnunterschieds zwischen Männern und Frauen betrug im Jahr 1983 44%, im Jahr 1997 54% und in den Jahren 2004/2006 45%. Von 1983 auf 1997 stieg die Zahl der erwerbstätigen Frauen, und Frauen investierten auch vermehrt in formelle Ausbildung. Im Jahr 2002 können 30% des Lohnunterschieds durch beobachtbare Merkmale wie Schulbildung und Berufserfahrung erklärt werden (Geisberger, 2007).

Die Schätzungen zum Einfluss beobachtbarer Merkmale auf den Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen geben Aufschluss über die Bedeutung wirtschaftspolitischer Maßnahmen, die diese Lohndifferenzierung verringern können. Je stärker ein Merkmal den Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern beeinflusst, desto mehr kann die Wirtschaftspolitik durch eine Änderung dieser Divergenzen zur Reduktion von geschlechtsspezifischen Unterschieden beitragen. Die Senkung des Lohnunterschieds um bis zu 7 Prozentpunkte seit den 1980er-Jahren spiegelt in diesem Sinne etwa die Einführung von Gleichbehandlungsgesetzen wider. Die Veränderung des Lohnunterschieds am unteren und oberen Ende der Lohnverteilung weist auf die unterschiedlichen Verteilungswirkungen der Maßnahmen hin.

Die vorliegenden Schätzungen zeigen, dass ein Großteil des Lohnunterschieds zwischen Frauen und Männern in Österreich nicht durch Variable wie Bildung, Berufserfahrung oder berufliche Tätigkeit erklärt werden kann. Vollzeitbeschäftigte Frauen verdienen im Durchschnitt um 22% weniger als vollzeitbeschäftigte Männer. Werden alle beobachtbaren Merkmale in die Lohnregressionen einbezogen, dann beträgt der Lohnunterschied 12%. Über 50% des Lohnunterschieds können nicht erklärt werden.

Knapp unter 50% des Lohnunterschieds können somit durch die unterschiedliche Ausprägung von Merkmalen wie Schulbildung und Berufserfahrung, Familienstand und durch die vertikale und horizontale Segregation auf dem Arbeitsmarkt erklärt werden. Frauen holten in den letzten Jahrzehnten in Bezug auf die Schulbildung nicht nur auf, sondern weisen mittlerweile im Durchschnitt höhere Bildungsabschlüsse auf als Männer. Daher trägt dieses Merkmal nicht zur Erklärung des Lohnunterschieds bei. Aufgrund der Karriereunterbrechung für die Kindererziehung, die in Österreich primär von Frauen geleistet wird, besteht aber ein Aufholbedarf bezüglich der Berufserfahrung. Frauen befinden sich im Durchschnitt kürzer auf dem Arbeitsmarkt. Ein Aspekt wirtschaftspolitischer Maßnahmen kann daher sein, Kinderbetreuungseinrichtungen weiter auszubauen und die Rahmenbedingungen zu schaffen, die es Eltern erlauben, die Betreuungspflichten partnerschaftlich wahrzunehmen.

Der Familienstand von Frauen erklärt einen großen Teil des Lohnunterschieds zwischen Frauen und Männern. Während verheiratete Männer höher entlohnt werden als unverheiratete, trifft das für Frauen nicht zu. Frauen scheinen ihre Berufskarriere stärker der Familie unterzuordnen. Allerdings kann dies einer Einkommensmaximierung im Haushalt entsprechen. Die Einkommensverluste von Frauen aufgrund der Lohndiskriminierung sind auch geringer, wenn sie einen Arbeitsplatz annehmen, bei dem Beruf und Familie in Einklang gebracht werden können, aber zugleich die Bezahlung geringer ist. Wirtschaftspolitische Maßnahmen können auch hier einen wesentlichen Beitrag zur Verringerung des Einkommensunterschieds leisten.

Die vertikale und horizontale Segregation auf dem Arbeitsmarkt verringert den Lohnunterschied um 4 Prozentpunkte. Maßnahmen, welche die Nachteile für Frauen bezüglich der Berufswahl oder der Aufstiegschancen mindern, können deshalb helfen, die Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern weiter zu senken. Hier spielt bereits die Segregation in der Ausbildung eine wichtige Rolle.

Der nach Berücksichtigung aller beobachtbaren Merkmale unerklärte Lohnunterschied von 12% oder über 50% des rein geschlechtsspezifischen Lohnunterschieds kann der Diskriminierung oder systematischen Unterschieden zwischen nicht beobachtbaren Merkmalen zugeordnet werden. In diesem Zusammenhang werden Un-

---

## Diskussion und Schlussfolgerungen

terschiede in der Risikoaversion, im Verhalten und in Gehaltsverhandlungen genannt. Der Grad der Risikoaversion bestimmt etwa die Wahl des Berufes: Frauen mit Kindern werden mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit einen risikoreichen Beruf wählen und daher einen geringeren Lohn erhalten (*DeLeire – Levy, 2004*).

Die Ergebnisse von Experimenten zeigen, dass sich Frauen bei "Selektion in einen Wettbewerb" (*Niederle – Vesterlund, 2007*) und im Wettbewerb (*Gneezy – Niederle – Rusticchini, 2003*) anders verhalten als Männer. Frauen meiden häufig den Wettbewerb, obwohl ihre Problemlösungskompetenz das Gegenteil erwarten lässt. Zudem schneiden Frauen in gemischten Wettbewerben schlechter ab als in nach Geschlecht getrennten Wettbewerben. *Lavy (2008)* zeigt allerdings, dass sich Lehrerinnen, wenn sie erfolgsabhängig bezahlt werden, sowohl in gemischten als auch in nach Geschlecht getrennten Wettbewerben nicht von Männern unterscheiden.

Wie die Untersuchungen von *Babcock – Lavascher (2003)* und *Riley-Bowles – Babcock – McGinn (2005)* zu Gehaltsverhandlungen am Beginn der Berufskarriere zeigen, verhandeln Frauen gleich gut wie Männer für andere, jedoch schlechter für sich selbst. Ein Gehaltsunterschied am Beginn der Karriere kann sich im Laufe des Berufslebens ausweiten und so zum unerklärten Lohnunterschied beitragen. Dass Frauen für sich selbst schlechter verhandeln, hat auch mit ihren Befürchtungen zu tun, bei zu aggressiver Verhandlung im Gegensatz zu Männern einen Karriereerückschlag zu erleiden.

Wie *Bertrand – Goldin – Katz (2008)* zeigen, wiesen MBA-Absolventinnen und -Absolventen der University of Chicago am Beginn ihrer Karriere relativ geringe Gehaltsunterschiede von 5% auf, jedoch öffnete sich die Schere im Laufe ihrer Karriere auf nahezu 60%. Erklärt werden diese Unterschiede hauptsächlich durch Erwerbsunterbrechungen und die abweichende durchschnittliche Wochenarbeitszeit – diese Differenz erklärt mehr als ein Drittel des Lohnunterschieds. *Strunk – Hermann – Praschak (2005)* analysieren die Karriereverläufe von Absolventinnen und Absolventen der Wirtschaftsuniversität Wien; die geschlechtsspezifischen Gehaltsunterschiede sind demnach zu einem kleinen Teil einer Elternkarenz zuzuordnen und können zu einem großen Teil nicht erklärt werden.

Auch zur Senkung des unerklärten Lohnunterschieds können aber wirtschaftspolitische Maßnahmen beitragen. Obwohl die Lohndiskriminierung aufgrund von Unterschieden zwischen nicht beobachtbaren Merkmalen überschätzt wird, sollte ungleiche Behandlung am Arbeitsplatz weiterhin bekämpft werden. Die Umsetzung internationaler arbeitsrechtlicher Konventionen in Gleichbehandlungsgesetzen kann den Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern verringern, während Gesetze, die Frauen daran hindern, anstrengende oder gefährliche Arbeiten anzunehmen, den Lohnunterschied vergrößern, wie *Weichselbaumer – Winter-Ebmer (2007)* mit einer Metaanalyse internationaler Daten zeigen.

Ein weiterer Aspekt, der den unerklärten Lohnunterschied beeinflusst, ist Wettbewerb auf dem Produktmarkt. Unternehmen, die weniger Frauen einstellen oder Frauen und Männer unterschiedlich entlohnen, sollten aufgrund der höheren Kosten bei einer Verschärfung des Wettbewerbs, wie sie etwa die Globalisierung mit sich bringt, aus dem Markt gedrängt werden (*Becker, 1975*). Wie die empirische Evidenz zeigt, überleben Unternehmen, die weniger diskriminieren, länger (*Weber – Zulehner, 2009*) oder erzielen höhere Gewinne (*Hellerstein – Neumark – Troske, 2002, Kawaguchi, 2007*). Unter Wettbewerb verringern sich die Lohnunterschiede (*Black – Brainerd, 2004, Weichselbaumer – Winter-Ebmer, 2007*), ebenso infolge von Deregulierung (*Ashenfelter – Hannan, 1986, Black – Strahan, 2001*).

## Literaturhinweise

- Altonji, J., Blank, R., "Race and Gender in the Labor Market", in Ashenfelter, O., Card, D. (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, 1999, Band 3c, Kap. 48, S. 3144-3259.
- Ashenfelter, O., Hannan, T., "Sex Discrimination and Product Market Competition: The Case of the Banking Industry", *Quarterly Journal of Economics*, 1986, 101 (1), S. 149-173.
- Babcock, L. C., Lavascher, S., *Women Don't Ask: Negotiation and the Gender Divide*, Princeton University Press, Princeton, NJ, 2003.
- Bayard, K., Hellerstein, J., Neumark, D., Troske, K., "New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wage from Matched Employee-employer Data", NBER Working Paper, 1999, (7003).

- Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A., Laisney, F., "Measuring Selectivity-Corrected Gender Wage Gaps in the EU", ZEW Mannheim, Working Paper, 2003, (03-74).
- Becker, G., *The Economics of Discrimination*, 2. Auflage, The University of Chicago Press, Chicago, 1975.
- Berndt, E. R., *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison-Wesley, Reading, MA, 1991.
- Bertrand, M., Goldin, C., Katz, L. F., *Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors*, NBER Working Paper, 2009, (14681).
- Bertrand, M., Hallock, K., "The Gender Gap in Top Corporate Jobs", *Industrial and Labor Relations Review*, 2001, 55(October), S. 3-21.
- Black, S., Brainerd, E., "Importing Equality? The Effects of Globalization on the Gender Wage Gap", *Industrial and Labor Relations Review*, 2004, 57(4), S. 540-559.
- Black, S., Strahan, Ph. E., "The Division of Spoils: Rent-Sharing and Discrimination in a Regulated Industry", *American Economic Review*, 2001, 91(4), S. 814-831.
- Blau, F. D., Kahn, L. M., "The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparison", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1992, 82(2), S. 533-538.
- Blau, F. D., Kahn, L. M., "Understanding International Differences in the Gender Pay Gap", *Journal of Labor Economics*, 2003, 21(1), S. 106-144.
- Böheim, R., Hofer, H., Zulehner, Ch., "Wage Differences Between Austrian Men and Women: Semper Idem?", *Empirica*, 2007, 34(3), S. 213-229.
- Deleire, Th., Levy, H., "Worker Sorting and the Risk of Death on the Job", *Journal of Labor Economics*, 2004, 22(4), S. 925-953.
- Geisberger, T., "Geschlechtsspezifische Lohn- und Gehaltsunterschiede", *Statistische Nachrichten*, 2007, (7).
- Gneezy, U., Niederle, M., Rusticchini, A., "Performance in Competitive Environments: Gender Differences", *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(August), S. 1049-1074.
- Gregoritsch, P., Kernbeiß, G., Lehner, U., Städtner, K., Wagner-Pinter, M., *Geschlechtsspezifische Einkommensunterschiede: Indikatoren für ein Monitoring*, Bundesministerium für Frauen, Medien und Regionalpolitik, Forschungsbericht für das österreichische Bundeskanzleramt, Wien, 2008.
- Heckman, J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 1979, 41(1), S. 153-161.
- Hellerstein, J. K., Neumark, D., Troske, K. R., "Market Forces and Sex Discrimination", *Journal of Human Resources*, 2002, 37(2), S. 353-380.
- Joshi, H., Paci, P., *Unequal Pay for Women and Men*, M.I.T. Press, Cambridge, MA, 1998.
- Kawaguchi, D., "A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-level Panel Data", *International Journal of Industrial Organization*, 2007, 25, S. 441-460.
- Lavy, V., "Gender Differences in Market Competitiveness in a Real Workplace: Evidence from Performance Based Pay Tournaments among Teachers", NBER Working Paper, 2008, (14338).
- Mahringer, H., *Essays on Child Care Costs and Mothers' Employment Rates and on Trends on Job Stability*, Dissertation, Universität Linz, 2005.
- McDowell, J. M., Singell, L. D. Jr., Ziliak, J. D., "Cracks in the Glass Ceiling: Gender and Promotion in the Economics Profession", *American Economic Review*, 1999, 89(2), S. 392-396.
- Niederle, M., Vesterlund, L., "Do Women Shy Away from Competition? Do Men Compete Too Much?", *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(3), S. 1067-1101.
- Olivetti, C., Petrongolo, B., "Unequal Pay or Unequal Employment? A Cross-Country Analysis of Gender Gaps", *Journal of Labor Economics*, 2008, 26(4), S. 621-654.
- Ponthieux, S., Meurs, D., *The Gender Wage Gap in Europe: Women, Men and the Public Sector*, INSEE, F0502, 2005.
- Rechnungshof, *Einkommensbericht 2008*, Reihe Bund, 2008, 1.
- Riley-Bowles, H., Babcock, L. C., McGinn, K., "Constraints and Triggers: Situational Mechanics of Gender in Negotiation", *Journal of Personality and Social Psychology*, 2005, 89(6), S. 951-965.
- Rosen, S., "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 1974, 82(1), S. 34-55.
- Statistik Austria, *EU-SILC 2005. Erläuterungen, Mikrodaten für externe Nutzer*, Wien, 30. April 2007.
- Strunk, G., Hermann, A., Praschak, S., "Eine Frau muss ein Mann sein, um Karriere zu machen", in Mayrhofer, W., Meyer, M., Steyrer, J. (Hrsg.), *Macht? Erfolg? Reich? Glückliche? Einflussfaktoren auf Karrieren*, Linde, Wien, 2005, S. 211-242.
- Weber, A., Zulehner, Ch., *Does Female Employment Influence Firm Survival? Evidence from Start-ups*, WIFO, Wien, 2009 (mimeo).
- Weichselbaumer, D., Winter-Ebmer, R., "A Meta-analysis of the International Gender Wage Gap", *Journal of Economic Surveys*, 2005, 19(3), S. 479-511.
- Weichselbaumer, D., Winter-Ebmer, R., "International Gender Wage Gaps", *Economic Policy*, 2007, (April), S. 237-287.
- Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, M.I.T. Press, Cambridge, MA, 2002.
- Wooldridge, J. M., *Introductory Econometrics*, 4. Auflage, South-Western, 2006.

Yurtoglu, B., Zulehner, Ch., "The Gender Wage Gap in Top Corporate Jobs is Still There", University of Vienna Working Paper, 2007, (0701).

Zweimüller, J., Winter-Ebmer, R., "Gender Wage Differentials in Private and Public Sector Jobs", Journal of Population Economics, 1994, 7, S. 271-285.

### *Gender-specific Wage Gaps in Austria – Summary*

Drawing on the data of the EU-SILC 2004-2006, this article analyses wage differences between women and men in Austria. The importance of factors that influence wage differences is quantified by estimating wage regressions.

Among employees working full time, women earn on average 22 percent less than men. When including education and experience in the wage regressions the gap declines to 21 percent. Other variables such as family status, vertical and horizontal segregation in the labour market bring the figure down to 12 percent. The larger part of the mean wage gap cannot be explained by observable characteristics. Depending on the econometric specification the unexplained part of the wage gap is between 54 and 97 percent.

In low-paid jobs, the wage gap is 23 percent – larger than at the upper end of the wage scale where the figure is 19 percent. However, at the lower end of the distribution curve, 61 percent of the wage gap can be explained by differences in observable characteristics. For highly paid jobs, only 26 percent can be explained, although we include horizontal and vertical segregation in the labour market, which itself can be linked to discrimination.

A comparison of the current figures with the figures from the 1980s and 1990s shows that the wage gap declined by up to 7 percentage points.