

Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede

Olaf Hübler*

Der Beitrag gibt einen Überblick über die Literatur zur Theorie, Methodik und Empirie geschlechtsspezifischer Lohnunterschiede. Beobachtete und unbeobachtete Ausstattungsunterschiede sowie Differenzen in den Ertragsraten einkommensrelevanter Merkmale bilden das Spektrum der theoretischen Überlegungen. Methodische Ansätze zur Zerlegung in diese Komponenten sind ebenso Gegenstand der nachfolgenden Ausführungen wie die Diskussion ökonomischer Probleme. Die Darstellung empirischer Ergebnisse konzentriert sich auf Deutschland.

Ergänzt wird dieser Survey um einige neue empirische Ergebnisse. Dabei geht es darum, die Bedeutung bezahlter und unbezahlter Überstunden für Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern herauszuarbeiten. Zum Weiteren wird analysiert, ob und inwieweit die private und berufliche Nutzung von Computern einkommensrelevant ist, ob die Lohnlücke zwischen Frauen und Männern berührt wird und ob diese gegebenenfalls innerhalb der Einkommensverteilung zwischen hohen und niedrigen Einkommen schwankt. Es zeigt sich, dass der Einsatz von Computern im Erwerbsleben dazu beiträgt, die geschlechtsspezifische Lohnlücke zu schließen. Demgegenüber sind Männer im Allgemeinen von Mehrarbeit stärker begünstigt. Sie erzielen höhere Ertragsraten. Daraus folgt eine Tendenz zur Vergrößerung der Lohnlücken. Eine im Zeitablauf systematische Verringerung der Lohnlücke lässt sich zwar hinsichtlich der Ausstattungsunterschiede feststellen. Dies gilt jedoch nicht für unbeobachtete Einflüsse und Ertragsraten.

Gliederung

- 1 Einführung
- 2 Theoretische Überlegungen
 - 2.1 Unterschiede in arbeitsmarktrelevanten Charakteristika
 - 2.1.1 Persönlichkeitsmerkmale, Fähigkeiten und Ausbildung
 - 2.1.2 Erwerbstätigkeit und betriebsspezifische Merkmale
 - 2.1.3 Gesamtwirtschaftliche Aspekte
 - 2.2 Differenzen in den Ertragsraten und Gründe für Diskriminierung
 - 2.2.1 Präferenzen, Segregation und unvollständiger Wettbewerb
 - 2.2.2 Überangebot an Frauen in typischen Frauenberufen
 - 2.2.3 Institutionelle Gegebenheiten
- 3 Methodische Aspekte
 - 3.1 Messung der geschlechtsspezifischen Lohnlücke
 - 3.2 Ökonometrische Probleme
- 4 Bisherige empirische Ergebnisse
 - 4.1 Unbereinigte Verdienstabstände zwischen Frauen und Männern
 - 4.2 Einkommensfunktionen, Geschlechtsdummies und Komponentenzersetzung
- 5 Neue Untersuchungen: Zum Einfluss von Überstunden und PC-Nutzung
- 6 Schlussbemerkungen

1 Einführung

Die Diskussion um Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern besitzt eine lange Tradition. Sowohl von sozial- als auch von wirtschaftswissenschaftlicher Seite ist die Auseinandersetzung geführt worden. Sie hat allerdings in den letzten Jahren deutlich an Schärfe verloren. Ausschlaggebend hierfür sind die seit den 70er Jahren zu beobachtenden rückläufigen geschlechtsspezifischen Lohndifferenziale. Dieses Phänomen, das einhergeht mit zunehmenden Partizipationsraten von Frauen, lässt sich zumindest in fast allen entwickelten Volkswirtschaften beobachten (Blau/Kahn 2000). Das heißt jedoch nicht, dass das Thema völlig bedeutungslos geworden ist. Einerseits kann im Zuge der allgemein zunehmenden Einkommensungleichheit auch eine Umkehr in der Entwicklung der Löhne bei Männern und Frauen eingetreten sein. Andererseits sind die Überlegungen heute weniger auf die Unterschiede in den einkommensrelevanten

* Prof. Dr. Olaf Hübler ist am Institut für Quantitative Wirtschaftsforschung an der Universität Hannover tätig. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Er wurde im September 2003 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Dezember 2003 zur Veröffentlichung angenommen.

Für Anregungen und Kritik danke ich drei Referees.

Merkmale gerichtet. Hier ist eine deutliche Angleichung zu erkennen. Vielmehr konzentriert sich die Theorie und Empirie auf unbeobachtete Einkommensdifferenzen und auf solche, die sich auf spezielle Gruppen beziehen. Interessanterweise findet sich in diesem Zusammenhang heute viel weniger der Begriff „Diskriminierung“. Stattdessen wird neutraler zwischen Ausstattungsunterschieden, Unterschieden in den Ertragsraten und nicht beobachteten Unterschieden getrennt. Die Begründung hierfür ist relativ einfach. Empirisch bereitet es größte Schwierigkeiten, Diskriminierungseffekte eindeutig gegenüber sonstigen geschlechtsbedingten Lohnunterschieden abzugrenzen, insbesondere soweit es Produktivitätsunterschiede sind.

2 Theoretische Überlegungen

Aus ökonomischer Sicht sind Einkommensunterschiede in erster Linie eine Folge von Produktivitätsunterschieden. Letztere lassen sich nur schwer direkt erfassen. Daher werden arbeitsangebots- und arbeitsnachfrageseitige Merkmale, zusammengefasst unter dem Begriff „arbeitsmarktrelevante Charakteristika“, als Proxies für die Produktivität herangezogen. Sind Frauen und Männer im unterschiedlichen Maße mit diesen Charakteristika ausgestattet, so folgen daraus Einkommensunterschiede. Aber selbst bei gleicher Ausstattung erhalten Frauen im Allgemeinen weniger Lohn als ihre männlichen Kollegen. Dieser Tatbestand ist in der Vergangenheit häufig als Einkommensdiskriminierung von Frauen bezeichnet worden. Einer solchen Charakterisierung lässt sich folgen, wenn alle einkommensrelevanten Merkmale einbezogen sind. Davon kann jedoch nicht ausgegangen werden.

2.1 Unterschiede in arbeitsmarktrelevanten Charakteristika

2.1.1 Persönlichkeitsmerkmale, Fähigkeiten und Ausbildung

Verschiedene Charakteristika, die für den Arbeitsmarkt von Bedeutung sind, bilden sich in vielen Fällen bereits lange vor Eintritt in das Berufsleben heraus oder sind angeboren. Besonders Psychologen (vgl. z.B. Chasiotis/Volland 1998: 564ff, Gage/Berlinger 1996: 185ff, Wendt 1997: 108ff) haben sich dieser Frage zugewandt, Hypothesen hierzu entwickelt und empirische Untersuchungen durchgeführt. Es gibt heute kaum noch einen Experten für kindliche Entwicklung, der bestreitet, dass sich Jungen und Mädchen von Natur aus unterscheiden – nicht nur körperlich, sondern auch in der Art, wie sie fühlen, denken und sich verhalten (Romberg 2002: 71). Von Eltern und Erziehern werden diese Unterschiede durch Zuwendung und Bestrafung, durch Bekräftigung und Ignoranz weiter verstärkt (Wendt 1997: 115). In der Literatur finden sich unter anderem folgende Hypothesen, Befunde und Einschätzungen über geschlechtsspezifische Besonderheiten, die empirisch zwar nicht trennscharf zwischen den Individuen zutage treten, aber im Durchschnitt von Bedeutung sind: Mädchen zeigen frühzeitig Fähigkeiten in der Feinmotorik. Auch ihre Sprachentwicklung setzt meist früher ein. Ein wichtiger und über die Entwicklung beständiger Vorteil des weiblichen Geschlechts ist in der Schnelligkeit des Erlernens von Sprache zu sehen (Grimm 1995: 752). Halpern (1992) vermutet, dass

die bislang vorliegenden Befunde den Sprachvorteil der Frauen noch deutlich unterschätzen. Jungen sind meist in der Grobmotorik überlegen und reagieren weniger auf soziale Signale wie Freude, Ärger oder Enttäuschung ihrer Mitmenschen, zeigen weniger Mitgefühl und Bindungsbereitschaft. Geringere soziale Ansprechbarkeit paart sich mit hoher Impulsivität und äußert sich durch aggressives Verhalten. Petermann (1995: 1017) verweist darauf, dass die meisten Studien zur kindlichen Aggression deutliche geschlechtsspezifische Unterschiede feststellen, dass Aggression bei Jungen und Mädchen im Verhältnis 5:1 auftritt. Baron-Cohen (2003), der zu ähnlichen Ergebnissen kommt, geht vor allem davon aus, dass sich das männliche und weibliche Gehirn im Durchschnitt stark unterscheiden. Diese geschlechtsspezifische Prägung bereits vor der Geburt führt seiner Meinung nach dazu, dass Männer besser räumlich denken, Vorteile im Systematisieren besitzen und sich mehr für Technik interessieren, während Frauen im Allgemeinen das größere sprachliche Talent besitzen, die Welt mit Hilfe der Empathie erfassen. Wohlgermerkt, Baron-Cohen sieht starke Überschneidungsbereiche im Verhalten und in den Merkmalen bei Frauen und Männern. Die Unterschiede bestehen lediglich im Durchschnitt. Daher spricht Trautner (2002: 649) auch von geschlechtstypischen Merkmalen, die bei einem Geschlecht relativ häufiger auftreten oder stärker ausgeprägt sind, die zwischen den Geschlechtern deutlich stärker variieren als innerhalb einer Geschlechtsgruppe.

Angeborene und in der Familie herausgebildete Unterschiede können sich durchaus im Berufsleben auswirken und in Einkommensunterschieden niederschlagen. Zu einem interessanten Ergebnis kommen Bowles, Gintis und Osborne (2001). Sie haben empirisch untersucht, wie sich aggressives Verhalten gegenüber zurückhaltendem auf das Individualeinkommen auswirkt. Es zeigt sich, dass Frauen mit hohem sozialen Status bei Aggressivität einen Lohnabschlag hinnehmen müssen. Für Männer gilt dies nur, wenn sie der Gruppe mit niedrigem sozialen Status zuzurechnen sind. Ansonsten lässt sich für sie das Gegenteil feststellen. Introvertiertes Auftreten führt bei Männern generell zu einem Einkommensabschlag. Für Frauen ist dies dann von Vorteil, wenn sie einen hohen sozialen Status besitzen.

Seit Becker und Mincer die Humankapitaltheorie als zentralen Erklärungsansatz für Einkommensunterschiede entwickelt haben, dienen diese Überlegungen auch zur Begründung, warum geschlechtsspezifische Lohnunterschiede existieren. Grundelement in diesem Ansatz ist die Schulbildung. In den 70er Jahren konnte noch argumentiert werden: Da die Schulausbildung von Mädchen schlechter ist als die von Jungen, ergibt sich folgerichtig ein Lohngefälle. Heute lässt sich diese Behauptung nicht mehr aufrechterhalten. Bei jüngeren Kohorten zeigt sich bereits das Gegenteil. Mädchen weisen im Durchschnitt die formal besseren Schulabschlüsse auf (Charles/Luoh 2002). Daher hat sich das theoretische Interesse einerseits in Richtung spezifischer Schulausbildung und andererseits in Richtung beruflicher Bildung verschoben.

Brown und Corcoran (1997) haben sich der Frage zugewandt, ob Kurse in der Schule und im College ge-

schlechtsspezifisch gewählt werden. Ziel dieser Analyse ist zu untersuchen, ob die Wahl der Lehrinhalte später einen Einfluss auf die Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern hat. Dieser Effekt tritt z.B. dann auf, wenn die im Berufsleben von den Unternehmen nachgefragten Eigenschaften und Fähigkeiten eher auf solche abzielen, die sich überwiegend Jungen und Männer angeeignet haben oder von Natur aus besitzen. Machin und Puhani (2003) demonstrieren mit Hilfe eines britischen und deutschen Individualdatensatzes, dass in beiden Ländern 2-4 Prozent der höheren Löhne von männlichen Akademikern nach Kontrolle aller wesentlichen Einkommensmerkmale durch die Wahl des Studienfaches erklärt werden können. Mitra (2002) zeigt auf, dass mathematische Fähigkeiten zu signifikant höheren Löhnen über alle Beschäftigtengruppen führen. Wenn Frauen besondere Fähigkeiten dieser Art entwickeln, so das Ergebnis, dann sind die Einkommensvorteile noch größer als bei Männern. In der Schule werden von Jungen sehr viel mehr Mathematikurse belegt und naturwissenschaftliche Kurse als von Mädchen nachgefragt. Mädchen dagegen präferieren Sprachen, haben bei solchen Kursen Vorteile, da sie sich differenzierter ausdrücken können, während Jungen im abstrakten Denken überlegen sind, so dass nicht nur die Wahl der Fächer, sondern auch die Noten geschlechtsspezifisch variieren. Allerdings scheint es auch hier zu einer Erosion zu kommen. McNally und Machin (ZEW-News, Mai 2003: 5) zeigen, dass in Großbritannien in den letzten Jahren Mädchen in die Domäne der Jungen eingedrungen sind und auch bei den Noten in Mathematik im Durchschnitt besser abschneiden.

2.1.2 Erwerbstätigkeit und betriebsspezifische Merkmale

Beim allgemeinen und spezifischen Humankapital, das im Arbeitsleben erworben worden ist und meist über die Berufserfahrung und die Betriebszugehörigkeit erfasst wird, haben Frauen immer noch Defizite gegenüber Männern. Insgesamt akkumulieren Frauen weniger Berufserfahrung als ihre männlichen Kollegen, auch wenn dies bei den jüngeren Kohorten immer weniger zum Tragen kommt. Frauen antizipieren kürzere Lebensarbeitszeiten. Sie investieren „on-the-job“ weniger in Humankapital, verbringen mehr Zeit mit Hausarbeit. Das führt auch dazu, dass sie weniger Arbeitseinsatz im Beruf aufbringen und Berufe wählen, in denen weniger „On-the-job-Training“ notwendig ist. Dieses Verhalten berücksichtigen die Unternehmen, d.h. sie stellen weniger Frauen auf Positionen ein, auf denen sie hohe Ausgaben für Fortbildung tätigen müssten (Blau/Kahn 2000: 81).

Erwerbsunterbrechungen durch die Geburt von Kindern und deren Erziehung tragen ganz wesentlich zur Verkürzung der Lebensarbeitszeit, aber auch der Betriebszugehörigkeitsdauer bei Frauen bei. Unterbrechungen der Erwerbskarriere führen zu Lohnabschlägen, die sogar größer sind als bei denjenigen, die wegen Arbeitslosigkeit ihren Job verlieren (Beblo/Wolf 2002). Die von Polachek (1981) eingeführte Atrophierate, die den Verlust an Humankapital durch zwischenzeitliches Ausscheiden aus dem Berufsleben erfasst, beschreibt den eintretenden Effekt recht anschaulich. Aber auch hier besteht bei den jün-

geren Erwerbstätigen eine eindeutige Tendenz zur Angleichung. Die Phasen der Unterbrechung, die mit der Geburt eines Kindes verbunden sind, werden immer kürzer. Krippen, Tagesmütter, Schlüsselkinder prägen zunehmend das tagtägliche Bild.

Trotz allem ist der Zeitaufwand, den Frauen für die Familie erbringen, immer noch deutlich höher als der der Männer. Während es zumindest in Deutschland kaum teilzeitbeschäftigte Männer gibt, ist dieser Anteil bei den Frauen nicht unerheblich. Verstärkt wird der daraus resultierende Einkommenseffekt, wenn Überstunden mit Überstundenzuschlägen berücksichtigt werden. Das monatliche Einkommen liegt daher bei Frauen im Allgemeinen deutlich unter dem der Männer. Beim Nettoeinkommen macht sich der Unterschied häufig zusätzlich noch dadurch bemerkbar, dass innerhalb einer Familie für die Ehefrau die ungünstigere Steuerklasse gewählt wird. Das ist immer dann sinnvoll, wenn sie erheblich weniger als der Ehemann verdient. Bei den Überstunden kommt eine bisher weitgehend vernachlässigte Komponente hinzu: unbezahlte Überstunden (Bell/Hart 1999). Daraus ergibt sich zwar kein direkter Einkommenseffekt. Zu erwarten ist jedoch, dass in Zukunft positive Wirkungen im Sinne eines „gift exchange“ nach Akerlof (1982) resultieren. Werden unbezahlte Überstunden sehr viel mehr von Männern geleistet, so ist auch dies ein Grund, warum Männer langfristig höhere Einkommen erzielen (Pannenberg 2002). Geschlechtsspezifische Unterschiede äußern sich nicht nur im Niveau des Arbeitsangebotes, sondern auch die Präferenzen hinsichtlich der Arbeitszeitflexibilität differieren. Weibliche Arbeitskräfte haben sehr viel ausgeprägtere Wünsche bei der Arbeitszeitgestaltung, wollen sich deutlich weniger auf die Bedürfnisse der Unternehmen einlassen, wollen Überstunden lieber durch Freizeit als durch zusätzliches Einkommen honoriert bekommen.

Bedingt durch die Art der Güter, die hergestellt werden, und die damit verbundene Technologie besteht nicht für alle Tätigkeiten die gleiche Möglichkeit, die Arbeitszeit nach den Wünschen der Beschäftigten flexibel zu gestalten. Daraus folgt einerseits Selbstselektion und andererseits Segregation. Frauen meiden bestimmte Berufe und Wirtschaftsbereiche und einzelne Betriebe sind zurückhaltender als andere bei der Einstellung von Frauen. Daraus muss sich kein Einkommenseffekt ergeben. Das ist nur der Fall, wenn Arbeitszeitflexibilität, Produktivität, Profitabilität und Lohnhöhe miteinander korrelieren. Die Berufswahl wird allerdings nicht nur von den Möglichkeiten der Arbeitszeitgestaltung geprägt. Vielmehr kommen auch angeborene und in der frühen Jugend erworbene Fähigkeiten sowie Charaktereigenschaften hinzu, die geschlechtsspezifische Züge aufweisen. Frauen suchen den Kontakt zu anderen Menschen und davon hängt auch die Wahl ihres Berufes ab. Demgegenüber haben Männer eine Neigung, sich mit neuen Technologien zu beschäftigen. Computer sind hier ein gutes Beispiel. In einer Reihe von Untersuchungen wurde gezeigt, dass deren Nutzung positive Einkommenseffekte erbringt (z.B. Krueger 1993). Card und DiNardo (2002: 760) verweisen allerdings darauf, dass seit einiger Zeit Frauen den Computer beruflich mehr nutzen als Männer und damit erklären ei-

nige Autoren die Reduktion der Lohnlücke zwischen Frauen und Männern. Weinberg (2000) argumentiert: Mit dem Einzug der Computer in die Arbeitswelt haben physische Fähigkeiten an Bedeutung verloren und dies hat dazu führt, dass Frauen, die mit Computern umgehen können, als Arbeitskräfte verstärkt nachgefragt werden. Anzumerken ist jedoch, dass die Aussage über den Umfang der Computernutzung nicht für die Gruppe der Akademiker Gültigkeit besitzt.

Die Wahl des Berufes und die Anfangsjobzuordnung im Erwerbsleben sind weitere Gründe, warum geschlechtsspezifische Unterschiede auftreten. Es gibt typische Frauenberufe, die einerseits kaum von Männern gewählt und andererseits geringer entlohnt werden. Derartige Präferenzen können historisch bedingt sein, durch geschlechtsspezifische Produktivitätsvorteile zustande kommen oder durch die Vereinbarkeit von Beruf und Familie begünstigt werden. Für Deutschland kommt Kunze (2002) zu dem Ergebnis, dass das Einstiegslohndifferential zwischen Frauen und Männern 22 Prozent beträgt und dieses über die ersten acht Berufsjahre nahezu konstant bleibt. Ransom und Oaxaca (2002) zeigen für die USA aber auch, dass der Eintrittsjob ins Berufsleben und die innerbetriebliche Mobilität Frauen dauerhaft bei der Entlohnung benachteiligen. Die Gründe hierfür können vielfältig sein. Beginnen Frauen verstärkt in Kleinbetrieben mit ihrer Berufstätigkeit, so ist es sehr viel schwerer das Einkommen der männlichen Kollegen zu erreichen. Für Deutschland zeigt sich zumindest (Gerlach/Hübler 1998), dass in Großbetrieben das Lohndifferential zwischen den Geschlechtern am geringsten ist. Die Beförderungswahrscheinlichkeit bei Frauen liegt signifikant unter der bei Männern. Eine Erklärung hierzu könnte sein, dass in Führungspositionen Eigenschaften verlangt werden, die verstärkt bei Männern vorhanden sind. Als wesentliche Führungseigenschaften lassen sich insbesondere Entscheidungs- und Verhandlungsstärke, Risikobereitschaft und Übernahme von Verantwortung nennen. Zur Risikoaversion gibt es verschiedene Studien (Jianakoplos/Bernasek 1998, Johnson/Powell 1994, McDowell, J.M./Singell jr, L.D./Ziliak, J.P. 1999), Sunden/Surette 1998), die im Allgemeinen zu dem Ergebnis kommen, dass Frauen eine größere Risikoaversion besitzen, auch wenn es durchaus Untersuchungen gibt, die diesen Unterschied nicht bestätigen (Schubert/Brown/Gysler/Brachinger 1999).

Ein in der Literatur bisher wenig beachteter Punkt ist die Art der Entlohnung als Erklärung für Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern. Insbesondere bei weniger qualifizierten Tätigkeiten werden Frauen relativ häufig nach Akkord entlohnt (Heywood/Hübler/Jirjahn 1998, Heywood/Jirjahn 2002). Ein Grund hierfür könnte der bei Frauen stärker vorhandene Wunsch nach Flexibilität zwischen Berufstätigkeit und Hausarbeit sein. Jirjahn und Stephan (2002) zeigen allerdings, dass weder diese Begründung noch alternative Erklärungen einer empirischen Überprüfung standhalten. Die im Durchschnitt kürzere Betriebszugehörigkeitsdauer bei Frauen oder der Wunsch nach Entlohnung aufgrund individueller Leistung werden empirisch nicht als Determinanten einer überproportionalen Stückentlohnung bei Frauen bestätigt. Vielmehr prä-

ferieren Frauen diese Art der Entlohnung, weil mit ihr eine geringere Gefahr von Diskriminierung als bei Zeitentlohnung verbunden ist.

2.1.3 Gesamtwirtschaftliche Aspekte

Weltweit haben die Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern in den letzten 30 Jahren abgenommen. Antidiskriminierungspolitik ist nicht zuletzt ein Grund für diese Entwicklung. Sowohl Marktkräfte als auch Antidiskriminierungsgesetze haben erfolgreich zur Reduktion geschlechtsspezifischer Einkommensunterschiede beigetragen (Weichselbaumer/Winter-Ebmer 2003). Ein interessanter Aspekt wurde von Black und Brainerd (2002) in die Diskussion gebracht. Sie argumentieren, dass steigender Wettbewerb, induziert durch Globalisierung, die Unternehmen zwingt die Einkommensnachteile der Frauen abzubauen. Bei stark konzentrierten Industrien besteht weniger der Druck, das Lohngefälle zu vermindern. Je stärker die Marktmacht ist, um so weniger sehen sich Unternehmen veranlasst, den „taste for discrimination“ aufzugeben. Wenn dort allerdings durch vermehrten Welthandel der Wettbewerb zunimmt, dann führt dies stärker als in Wettbewerbssektoren zu einer relativen Verbesserung der Frauenposition.

Nicht alle gesamtwirtschaftlichen Entwicklungen tragen zur Verminderung des Lohngefälles bei. Es gibt durchaus wirtschafts- und sozialpolitische Maßnahmen, die geschlechtsspezifische Lohnunterschiede fundamentieren, ohne dass dies Ziel damit verbunden sein muss. Albrecht, Björklund und Vroman (2003) haben z.B. die Familienpolitik in Schweden als einen Grund dafür ausgemacht, dass Frauen eine geringere Neigung haben in führende Positionen zu kommen, dass die Einkommensunterschiede am oberen Ende der Einkommensskala zwischen Frauen und Männern größer als am unteren Ende sind. Aufgrund der Gesetzgebung erhalten Frauen in Schweden zwar starke Anreize erwerbstätig zu sein, aber gleichzeitig dies nicht zu intensiv zu betreiben, d.h. vor allem nach der Geburt eines Kindes nur teilzeitbeschäftigt zu sein. Hinzu kommt, dass vergleichsweise hohe Löhne am unteren Ende der Lohnhierarchie die Einstellung von Haushaltskräften oder Tagesmüttern behindern. Zu einer ähnlichen Einschätzung kommen Bonke, Gupta und Smith (2003) für Dänemark. Sie betonen, dass Inflexibilität von Hausarbeit negative Effekte auf das Einkommen hat. Vor allem, wenn die Haushaltsaktivitäten direkt vor oder direkt nach der Arbeitszeit anfallen, lassen sich geringere Löhne als bei anderen feststellen. Bei Männern fallen diese Nachteile noch stärker ins Gewicht, so dass eher die Frauen in einer Familie die täglichen Routinetätigkeiten im Haushalt ausüben.

Auch die Gewerkschaftspolitik zielt nicht gerade auf eine Verringerung des Lohndifferentials ab. Card, Lemieux und Riddell (2003) haben z. B. für die USA, Kanada und Großbritannien herausgefunden, dass Gewerkschaften in den letzten 20 Jahren zwar deutlich zur Reduktion der Einkommensungleichheit zwischen Männern beigetragen haben, aber wenig Einfluss auf die Lohnunterschiede bei Frauen genommen haben.

2.2 Differenzen in den Ertragsraten und Gründe für Diskriminierung

Selbst wenn keine Ausstattungsunterschiede zwischen Frauen und Männern bestehen, ist ihre Entlohnung im Allgemeinen nicht gleich. Zwei wesentliche Begründungen lassen sich hierfür anführen. Entweder es bestehen Produktivitätsunterschiede oder die ungleiche Entlohnung ist allein durch das Geschlecht bedingt, es liegt Diskriminierung vor.

Im Zusammenhang mit den Ausstattungsunterschieden wurden bereits verschiedene Gründe angegeben, die geschlechtsspezifische Produktivität erklären. So liegt z. B. die Arbeitsintensität der Frauen bei nichtmarktlichen Aktivitäten weit über der bei Männern. Dies geht zu Lasten des Arbeitseinsatzes im Berufsleben und daraus resultiert bei gleicher Ausstattung eine geringere Entlohnung der Frauen (vgl. Bonke/Gupta/Smith 2003). Oder angeborene und erlernte Fähigkeiten variieren zwischen Frauen und Männern. Da sich Frauen und Männer in den verschiedenen Charakteristika unterscheiden, sollten sich die daraus resultierenden Entlohnungsunterschiede kompensieren. Diskriminierung kann sich dann ergeben, wenn die bei Jungen und Männern stärker ausgeprägten Fähigkeiten höher entlohnt werden. Dieser Schluss ist jedoch nicht zwangsläufig. Falls die weiblichen Stärken das Unternehmensergebnis weniger beeinflussen als die männlichen, liegen offensichtlich Produktivitätsunterschiede vor, die sich auch in der Entlohnung äußern. Da es im Einzelfall aufgrund unvollständiger Information schwierig ist, die Produktivität festzustellen, wird häufig eine pauschale, d.h. gruppenspezifische Beurteilung vorgenommen. Dies führt zum Phänomen der statistischen Diskriminierung. Betriebe benutzen das Geschlecht als Hilfskriterium zur Bestimmung der Produktivität. Selbst wenn ursprünglich zwischen Frauen und Männern keine Produktivitätsunterschiede bestehen, kann statistische Diskriminierung in Verbindung mit „self-fulfilling prophecy“ auf Dauer Unterschiede bewirken. Bei Mitgliedern der benachteiligten Gruppe sinken die Arbeitsmotivation und die Suchintensität nach einer besseren Beschäftigung aufgrund der allgemein geringeren Bezahlung (Darity/Mason 1998: 84).

Diskriminierung sollte aus ökonomischer Sicht nur temporär wirksam sein. Bestehen keine Produktivitätsunterschiede, so können Unternehmen, die auf Diskriminierung verzichten, sich Vorteile verschaffen und auf Dauer diskriminierende Unternehmen vom Markt verdrängen. Gründe, warum Einkommensdifferenzen zwischen Frauen und Männern permanent sein können, sind: Präferenzen, Segregationstendenzen und institutionelle Gegebenheiten.

2.2.1 Präferenzen, Segregation und unvollständiger Wettbewerb

Präferenzen, die zu Diskriminierung führen, können von den Beschäftigten, den Arbeitgebern oder den Kunden ausgehen. Der zentrale theoretische Ansatz, der Diskriminierung auf Präferenzen zurückführt, stammt von Becker (1971). Danach haben die Marktteilnehmer einen „taste

for discrimination“. Sie handeln so, als seien sie bereit einen Preis dafür zu zahlen, wenn sie mit Personen bestimmter Gruppen nicht in Kontakt kommen. Arbeitgeber, die Präferenzen für Männer in ihrem Unternehmen haben, bewerten deren Produktivität höher als die der Frauen. Sie stellen Frauen nur zu einem geringeren Lohn ein. Wenn es eine relativ große Anzahl an nichtdiskriminierenden Unternehmen und nur relativ wenige Frauen gibt, die Arbeit anbieten, dann kann sich auf Dauer kein diskriminierendes Verhalten durchsetzen (Blau/Ferber/Winkler 2002: 220f). Zu beachten ist, dass Diskriminierung für die Betriebe nicht kostenlos ist. Nur wenn sie sich in einer starken Marktposition befinden, keinem großen Wettbewerbsdruck ausgesetzt sind, können sie ihre Präferenzen auf Kosten geringerer Gewinne aufrechterhalten. Aber auch wenn Gewerkschaften und Arbeitgeberverbände brancheneinheitliche Löhne vereinbaren, haben die Unternehmen, bei denen das Wertgrenzprodukt oberhalb dieses Lohnsatzes liegt, Spielraum für die Aufrechterhaltung diskriminierender Praktiken.

Auch Arbeitskräfte können eine Präferenz haben nur mit gleichgeschlechtlichen Kollegen zusammenzuarbeiten. Arbeitgeber lassen sich darauf ein, wenn sie einen Lohnabschlag bei diesen Arbeitskräften vornehmen können. Praktisch einfacher handhaben lässt sich eine vollständige Segregation. Diese wird sich dauerhaft nur dann halten können, wenn es genügend Arbeitskräfte gibt, die die Segregation bevorzugen. Aus dieser Sicht ist Segregation die Folge der Diskriminierung. Die Kosten, die in Verbindung mit dieser Art der Diskriminierung entstehen, werden möglicherweise dadurch kompensiert, dass die Arbeitsmoral steigt und der Arbeitseinsatz zunimmt, wenn der Betrieb den Präferenzen der Mitarbeiter nachkommt. Wenn Arbeitgeber z.B. nicht den Wunsch ihrer männlichen Mitarbeiter nur mit ihresgleichen zusammenzuarbeiten respektieren, aber Ausbilder überwiegend Männer sind, dann werden Frauen unter Umständen bei der Einarbeitung und der betrieblichen Fortbildung benachteiligt und dies führt dann zu tatsächlichen Produktivitätsnachteilen bei Frauen.

2.2.2 Überangebot an Frauen in typischen Frauenberufen

Bergmann (1974) hat Segregation als Ursache einer diskriminierenden Entlohnung angesehen. Dies ist der Fall, wenn die Nachfrage im frauendominierten Sektor relativ gering ist, gemessen am Angebot an Frauen, das für solche Tätigkeiten zur Verfügung steht. Einkommen tendieren in Bereichen, in denen überwiegend Frauen tätig sind, dazu niedriger auszufallen als in Bereichen, die von Männern dominiert werden. Angenommen, der Ausgangspunkt ist eine Situation vollständiger Segregation zwischen Frauen und Männern, die sich jedoch gegenseitig vollständig substituieren lassen. Dann kommt es bei vorhandenem positiven Lohndifferential im männerdominanten Bereich (M-Jobs) durch Abwanderung von Frauen in diesen Bereich zu einem Ausgleich bei den Löhnen. Die Situation ändert sich, wenn es eine Abneigung gegenüber Frauen in Männerberufen gibt und die Wirtschaft mehrheitlich Männerjobs anbietet, z. B. 25% Frauen- (F-Jobs) und 75% Männerjobs bei gleichem Arbeitsangebot

von Frauen und Männern (50% Frauen, 50% Männer). Da das Frauenangebot (50%) größer ist als die Nachfrage nach Arbeit in F-Jobs, kommt es im F-Bereich zu einer Lohnsenkung, während im M-Bereich die Löhne steigen. Zutrittsbarrieren für Frauen im M-Sektor verhindern den Lohnausgleich. Die Segregation und das vorhandene Lohngefälle kann dazu führen, dass im F-Sektor Kapital durch die relativ billige Arbeit substituiert wird, während im M-Sektor die umgekehrte Tendenz zu erwarten ist, so dass Produktivitätsvorteile im M-Sektor gegenüber ursprünglich gleicher Produktivität in beiden Sektoren resultieren. Der Ansatz lässt allerdings offen, warum es zur Segregation kommt, ob Frauen in typischen Frauenberufen eine höhere Produktivität aufgrund angeborener oder erworbener Fähigkeiten besitzen, ob die Arbeitsbedingungen für Frauen dort vorteilhafter sind, ob Erwerbsunterbrechungen mit geringeren Lohnabschlägen verbunden sind oder ob Präferenzen die Segregation bewirken.

2.2.3 Institutionelle Gegebenheiten

Institutionelle Modelle betonen, dass Arbeitsmärkte nicht hinreichend flexibel sind, und daraus können geschlechtsspezifische Lohndifferentiale resultieren. Zutrittsbarrieren aufgrund historisch bedingter Entwicklungen und gesetzlicher sowie vereinbarter Bestimmungen führen zu Rigiditäten in der Beschäftigung. Interne Arbeitsmärkte (Doeringer/Piore 1971) ermöglichen es den Betrieben die Löhne für einzelne Jobs und die Zuordnung von Mitarbeitern auf die Jobs vorzunehmen. Dies hat den Vorteil, dass Abteilungen, Teams und Jobkategorien weitgehend mit homogenen Arbeitskräften besetzt werden können. In Verbindung mit statistischer Diskriminierung kann daraus eine geschlechtsspezifische Segregation folgen. Bei Trennung in primäre und sekundäre Jobs werden erstere, die firmenspezifische Fähigkeiten verlangen und Beförderungschancen bieten, verstärkt mit Männern besetzt. Vermeintlich oder tatsächlich höhere Arbeitsproduktivität von Männern in Führungspositionen, größere Bereitschaft zur Aneignung der benötigten Fähigkeiten, stärkere Bindung an das Unternehmen und Identifikation mit dem Unternehmen liefern mögliche Erklärungen.

Radikale Ökonomen (Reich 1981) argumentieren weitergehend, dass Arbeitgeber als Gruppe von der Segmentation der Arbeitskräfte profitieren, dass sie nicht gemeinsam ihre Interessen vertreten. Durch eine Teile-und-Herrsche-Politik schwächen sie die Position der Arbeitnehmer und Gewerkschaften. Die Teilung der Belegschaft ist nur eine notwendige und keine hinreichende Bedingung für die Schwächung der Verhandlungsmacht. Durch Zahlung von Löhnen über dem Wertgrenzprodukt werden auch den Beschäftigten im primären Sektor Anreize geboten, sich auf die Trennung einzulassen.

Insgesamt zeigen die verschiedenen Begründungen zwar, dass Diskriminierung möglich ist. Die Schwächen dieser theoretischen Literatur bestehen jedoch darin, dass die Ansätze keine vollständig überzeugenden Begründungen für eine dauerhafte Diskriminierung liefern, dass sie nicht in formale Modelle integriert sind, die den Mechanismus erklären, durch den institutionelle Beschränkungen und soziale Normen entstehen (Altonji/Blank 1999: 3180).

3 Methodische Aspekte

3.1 Messung der geschlechtsspezifischen Lohnlücke

Die einfachste Bestimmung der Lohnlücke zwischen Frauen und Männern ergibt sich als Differenz aus

$$\Delta = \bar{Y}_M - \bar{Y}_F \quad (1)$$

wobei \bar{Y}_M das durchschnittliche Einkommen der Männer und \bar{Y}_F das entsprechende Einkommen der Frauen bezeichnet. Bei den Einkommen kann es sich um durchschnittliche Jahres-, Monats-, Tages- oder Stundenlöhne handeln, die als Brutto- oder Nettogröße gemessen werden und auf Basis der interessierenden Grundgesamtheit oder einer Stichprobe ermittelt werden. Alternativ werden relative oder prozentuale Abweichungen oder Relationen ermittelt wie

$$UR = \frac{\bar{Y}_M}{\bar{Y}_F}, \quad (2)$$

wobei UR das „unadjusted ratio“ bezeichnet. Die Verwendung von Stundenlöhnen hat den Vorteil, dass dann die Arbeitszeit als Bestimmungsgröße nicht mit eingeht. Häufig stehen allerdings die Stundenlöhne nicht direkt zur Verfügung und sind insofern auch erst als Verhältnis aus Gesamtlohn und Arbeitszeit zu ermitteln. Durchschnittsgrößen sind nur beschränkt aussagefähig. Einerseits kann nach verschiedenen Gruppen wie Arbeiter, Angestellte, Beamte und Selbstständige getrennt werden. Andererseits lässt sich die Einkommensverteilung genauer durch Aufteilung in Intervalle beschreiben. Ein Quantilsvergleich der Einkommen bei Frauen und Männern macht deutlich, wie sich die Verdienste bei kleinen, mittleren und hohen Einkommen unterscheiden. Eine weitere Möglichkeit besteht in Kerndichteschätzungen – vgl. z.B. Fitzenberger/Reize (2002). Damit lassen sich auf grafischem Wege die Unterschiede verdeutlichen.

Soll zwischen Ausstattungs- und Entlohnungsunterschieden arbeitsmarktrelevanter Merkmale getrennt werden, so ist auf die Individualebene zurückzugehen und auf Basis von Einkommensfunktionen, die die entsprechenden Merkmale (x) zuzüglich einer Dummy-Variablen für das Geschlecht (G)

$$G = \begin{cases} 1, & \text{Mann} \\ 0, & \text{Frau} \end{cases} \quad (3)$$

enthalten, lassen sich die Einflüsse der einzelnen Komponenten ermitteln. Der geschätzte Koeffizient α aus der Einkommensfunktion mit logarithmierten Einkommen ($\ln Y$)

$$\ln Y = \beta_0 + x'\beta + \alpha G + u \quad (4)$$

wird dann häufig als Diskriminierungseffekt interpretiert. Hieraus ergibt sich als AR – adjusted ratio – die zu UR analoge Größe (vgl. Hübler 1990)

$$AR = \exp(-\alpha), \quad (5)$$

die angibt, wie groß das unerklärte Fraueneinkommen in Bezug auf das entsprechende Männereinkommen wäre, falls die Verdienstunterschiede nicht auf die im Vektor x zusammengefassten Einkommensdeterminanten zurück-

zuföhren sind, also für diese Einflüsse kontrolliert wird. Implizit liegt diesem Ansatz die Annahme zugrunde, dass Frauen und Männer für die explizit berücksichtigten Einkommensdeterminanten x die gleiche Entlohnung pro Einheit erhalten. Dies manifestiert sich im Koeffizientenvektor β . Insofern enthält α erstens Unterschiede unberücksichtigter einkommenswirksamer Produktivitätseinflüsse, zweitens geschlechtsabhängige Produktivitätseffekte sowie drittens abweichende Ertragsraten zwischen Frauen und Männern bei unberücksichtigten und berücksichtigten Einflüssen auf die individuelle Lohnhöhe. Eine Trennung zwischen geschlechtsabhängigen Produktivitätseffekten auf der einen Seite und Diskriminierungseffekten auf der anderen Seite kann allerdings unter verschiedenen, nicht allzu restriktiven Annahmen analytisch und empirisch erreicht werden (Hübler 1991). Berücksichtigt werden dabei geschlechtsabhängige fehlerbehaftete und unterdrückte Einkommensdeterminanten. Für zwischen Frauen (F) und Männern (M) variierenden Ertragsraten der berücksichtigten Einkommensdeterminanten lässt sich kontrollieren, wenn die Einkommensfunktionen getrennt nach Geschlecht geschätzt werden

$$\ln Y_l = \beta_{0l} + x_l^* \beta_l^* + u_l =: x_l^* \beta_l + u_l; l = F, M. \quad (6)$$

Einem Verfahren folgend, das Blinder (1973) und Oaxaca (1973) unabhängig voneinander entwickelt haben, kann dann die modifizierte Lohnlücke zwischen Frauen und Männern ermittelt werden

$$\begin{aligned} \ln \bar{Y}_M - \ln \bar{Y}_F &= (\hat{\beta}_{0M} + \hat{\beta}_{0F}) + (\bar{x}_M^* - \bar{x}_F^*) \hat{\beta}_F^* + (\hat{\beta}_M^* + \hat{\beta}_F^*) \bar{x}_M^* \\ &=: (\bar{x}_M^* - \bar{x}_F^*) \hat{\beta}_F^* + (\hat{\beta}_M^* + \hat{\beta}_F^*) \bar{x}_M^* \\ &=: (\bar{x}_M^* - \bar{x}_F^*) \hat{\beta}_M^* + (\hat{\beta}_M^* + \hat{\beta}_F^*) \bar{x}_F^* \end{aligned} \quad (7)$$

mit $\bar{x}_M^* = (1, \bar{x}_M^*)'$, $\hat{\beta}_l = (\hat{\beta}_{0l}, \hat{\beta}_l^*)'$, $l = F, M$. Das Lohndifferential wird damit in drei Terme zerlegt, wobei der erste den unerklärten Unterschied beschreibt, der zweite die Differenzen in der Ausstattung unter Verwendung der weiblichen Ertragsraten und der dritte die Abweichungen in den Ertragsraten der erfassten Merkmale bei Annahme, dass Frauen im Durchschnitt die gleichen Ausstattungen wie Männer besitzen. Alternativ kann der letzte Effekt unter der Verwendung der durchschnittlichen Ausstattung bei Frauen berechnet werden. Entsprechend muss dann mit $\hat{\beta}_M^*$ gewichtet werden – vgl. letzte Schreibweise in (7). Dies führt offensichtlich zu anderen Ergebnissen bei den einzelnen Komponenten. Daher wird bisweilen vorgeschlagen, den Durchschnitt aus der Männer- und Frauenausstattung zu verwenden. Zu beachten ist, dass unterdrückte Einkommensmerkmale sich keineswegs nur im absoluten Glied niederschlagen, sondern auch in den Koeffizienten, soweit keine vollständige Unabhängigkeit zwischen erfassten und nicht erfassten Einflüssen besteht.

Brown, Moon und Zoloth (1980) liefern eine einfache Erweiterung des Oaxaca-Blinder-Ansatzes, indem sie die Lohnlücke über die gesamte Verteilung der Berufe zerlegen. Die Lohnlücke wird als Differenz von gewichteten (logarithmierten) Löhnen über alle Berufe gebildet, wobei die Gewichtung dem Anteil der beschäftigten Frauen und Männer in den einzelnen Berufen entspricht. Damit kann erfasst werden, in welchem Maße die geschlechtsspezifischen Lohnunterschiede auf die Verteilung von

Männern und Frauen über die Berufe zurückzuführen sind. Eine allgemeine Form der Gewichtung entwickeln Oaxaca und Ransom (1994). Sektorspezifische Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern berücksichtigen Fields, Wolff (1995) und Hoxby, Oaxaca (2001). Neben der üblichen Zerlegung bei Oaxaca und Blinder, wie in Gleichung (7) beschrieben, wird ein sektorspezifischer Term hinzugefügt, der die unerklärte Lohnlücke um eine Komponente erweitert. Außerdem werden sektorspezifische Mittelwerte verwendet. Für Sektor j bedeutet dies z.B., dass $\hat{\alpha}_{0jM} - \hat{\alpha}_{0jF}$ hinzugefügt wird. Die gesamte Einkommensdifferenz berechnet sich dadurch aus

$$\begin{aligned} \ln \bar{Y}_{jM} - \ln \bar{Y}_{jF} &= (\hat{\beta}_{0jM} + \hat{\beta}_{0jF}) + (\hat{\alpha}_{0jM} - \hat{\alpha}_{0jF}) + \\ &(\bar{x}_{jM}^* - \bar{x}_{jF}^*) \hat{\beta}_F^* + (\hat{\beta}_M^* + \hat{\beta}_F^*) \bar{x}_{jM}^*. \end{aligned} \quad (8)$$

Hoxby und Oaxaca verweisen darauf, dass die einfache Ergänzung der drei Terme in (7) um den industriespezifischen Term zu Identifikationsproblemen führen kann und vernachlässigen daher den Term für die ausstattungsbedingten Unterschiede. Ein Nachteil dieses Vorgehens besteht darin, dass die industriespezifische Lohnlücke zwischen den Geschlechtern üblicherweise mit den Mittelwerten der Charakteristika für Frauen bzw. Männer in den Industrien variiert, so dass die Gewichtung mit den Mittelwerten der Gesamtwirtschaft vorzuziehen ist.

Eine Verallgemeinerung des Oaxaca-Blinder-Ansatzes lässt sich auch dadurch erzielen, dass die Koeffizienten systematisch in Abhängigkeit von der Dummy-Variablen Geschlecht (G – vgl. (3)) variieren (Hübler 1989: 17), d.h.

$$\beta_k = g_{0k} + g_{1k} G. \quad (9)$$

Soll die Entwicklung zwischen zwei Perioden (1 und 2) betrachtet werden, so kann die Veränderung des als Diskriminierungseffekt (ΔDK) bei Oaxaca und Blinder bezeichneten Terms $(\hat{\beta}_{Ml} - \hat{\beta}_{Fl}) \bar{x}_{Ml}^*$ in drei Komponenten zerlegt werden (Hübler 1990: 451)

$$\begin{aligned} \Delta DK &= (\bar{x}_{M2} - \bar{x}_{M1})' (\hat{\beta}_{M2} - \hat{\beta}_{F2}) \\ &+ \bar{x}_{M1}^* [(\hat{\beta}_{M2} - \hat{\beta}_{M1}) - (\hat{\beta}_{F2} - \hat{\beta}_{F1})] \\ &+ [(\hat{\beta}_{M02} - \hat{\beta}_{M01}) - (\hat{\beta}_{F02} - \hat{\beta}_{F01})] \\ &= DK_1 + DK_2 + DK_3. \end{aligned} \quad (10)$$

Der erste Teileffekt (DK_1) ist auf Veränderungen von Ausstattungen zurückzuführen und insofern kein Diskriminierungseffekt, soweit nicht Veränderungen in den Zutrittsbedingungen diese Entwicklung bewirkt haben. Der zweite Teileffekt (DK_2) ist durch Änderungen in den Ertragsraten explizit erfasster Einkommensmerkmale bedingt. Der dritte Teileffekt (DK_3) zielt auf unspezifische unerklärte Einkommensdifferenzen ab.

Kritik von einer anderen Seite an der Oaxaca-Blinder-Zerlegung kommt von Barsky, Bound, Charles und Lupton (2002). Sie argumentieren, dass dieses Vorgehen zu falschen Ergebnissen führen kann, weil der Ansatz eine eindeutige parametrische Annahme über die bedingte Erwartungswertfunktion verlangt. Wenn diese Annahme nicht korrekt ist, können sich erhebliche Fehler ergeben. Die Autoren schlagen daher einen nichtparametrischen Ansatz für die Oaxaca-Blinder-Zerlegung vor.

Juhn, Murphy und Pierce (1991, 1993) entwickeln eine neue Technik zum Zerlegen der Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern, die vor allem auch bei dynamischer Betrachtung von Bedeutung ist. Sie trennen zwischen geschlechtsspezifischen Faktoren und dem Anteil, der auf Änderungen im allgemeinen Niveau der Lohnungleichheit zurückzuführen ist. Gebildet wird die Einkommensfunktion für Frauen und Männer

$$\ln Y_{lit} = x_{lit}'\beta_{it} + s_{it}\theta_{lit} + u_{lit}; l = F, M; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (11)$$

Implizit werden gleiche Ertragsraten für Frauen und Männer unterstellt. Diese erhält man bei gemeinsamer Schätzung. Die Variable θ_M entspricht der eines standardisierten Residuums

$$\theta_{Mit} = \frac{\hat{u}_{Mit} - \bar{\hat{u}}_{Mt}}{s_{Mt}}, \quad (12)$$

so dass $\bar{\theta}_{Mt} = 0$. Demgegenüber gilt für die analoge Variable bei Frauen

$$\theta_{Fit} = \frac{\hat{u}_{F|Mit} - \bar{\hat{u}}_{Mt}}{s_{Mt}}, \quad (13)$$

d. h. es wird standardisiert mit Mittelwert ($\bar{\hat{u}}_{Mt}$) und Stichprobenstandardabweichung (s_{Mt}) bei Männern. Die Größe $\hat{u}_{F|M}$ bringt das Residuum zum Ausdruck, das sich ergibt, wenn in die geschätzte Einkommensfunktion für Männer die Werte der i-ten Frau aus Periode t eingesetzt werden, d.h. wenn $x_M'\beta_M$ aus $\ln Y_M = x_M'\beta_M + u_M$ durch $x_F'\beta_M$ substituiert wird. Anschließend ist $\ln Y_{it} - x_{Fit}'\beta_{Mt}$ zu berechnen.

Der Vorteil von θ_{Fit} gegenüber einer Standardisierung ($(\hat{u}_{Fit} - \bar{\hat{u}}_{Fit})/s_{Fit}$) liegt darin, dass θ_{Mit} und θ_{Fit} direkt miteinander verglichen werden können. Es lässt sich somit jeweils sagen, welches Perzentil θ_{Fit} in der standardisierten männlichen Residualverteilung der Einkommen beschreibt. Alternativ könnte analog der beiden Möglichkeiten bei der Oaxaca-Blinder-Zerlegung der Vergleich im Rahmen der standardisierten weiblichen Residualverteilung erfolgen. Über die Störgröße und damit über das Residuum wird keine Verteilungsannahme getroffen.

Als Einkommensdifferenz in Periode t folgt

$$\Delta \ln \bar{Y}_t = \ln \bar{Y}_{Mt} - \ln \bar{Y}_{Ft} = \bar{x}'_{Mt}\beta_{Mt} + \bar{\hat{u}}_{Mt} - \bar{x}'_{Ft}\beta_{Mt} + \bar{\hat{u}}_{F|Mt} = (\Delta \bar{x})_t'\beta_{Mt} + s_{Mt}\Delta \bar{\theta}_t, \quad (14)$$

wobei $\bar{\hat{u}}_{Mt} = 0; \hat{u}_M = s_M\theta_M + \bar{\hat{u}}_{Mt}, \hat{u}_{F|M} = s_M\theta_F + \bar{\hat{u}}_{Mt}, \Delta \hat{u}_t = \bar{\hat{u}}_{Mt} - \bar{\hat{u}}_{F|Mt} = -\bar{\hat{u}}_{F|Mt}$ und

$$\Delta \bar{\theta}_t = \bar{\theta}_{Mt} - \bar{\theta}_{Ft} = (\bar{\hat{u}}_{Mt} - \bar{\hat{u}}_{F|Mt}) / s_{Mt} = -\bar{\hat{u}}_{F|Mt} / s_{Mt}$$

Mit $\bar{\hat{u}}_{F|Mt}$ soll zum Ausdruck kommen, dass als Residuen für Frauen diejenigen Werte berechnet wurden, die sich bei Verwendung der männlichen Ertragsraten ergeben ($\ln Y_{Fit} - x'_{Fit}\beta_{Mt}$). Gleichung (14) lässt sich wie folgt interpretieren: Die Lohnlücke zwischen Männern und Frauen in Periode t ist in zwei Teile zu zerlegen, in den, der auf die durchschnittlichen geschlechtsspezifischen Differenzen beobachteter Merkmale ($\Delta \bar{x}_t$) zurückzuführen ist, gewichtet mit den Erträgen für Männer, und in den, der aus den durchschnittlichen geschlechtsspezifischen Differenzen der standardisierten Residuen ($\Delta \bar{\theta}_t$) hervorgeht, multipliziert mit s_{Mt} . Der zweite Term ent-

spricht dem Teil der Einkommensdifferenz in der Oaxaca-Blinder-Zerlegung, der auf Abweichungen in den Erträgen basiert, wenn der Beitrag mit den Mittelwerten der Einkommensfunktion für Frauen bewertet wird.

Soll bei dynamischer Betrachtung der Unterschied zwischen Periode 1 und 2 bestimmt werden, so erfolgt dies durch

$$\Delta_2 - \Delta_1 = (\Delta \bar{x}_2 - \Delta \bar{x}_1)'\beta_{M2} + \Delta \bar{x}_1'(\beta_{M2} - \beta_{M1}) + (\Delta \bar{\theta}_2 - \Delta \bar{\theta}_1)(s_{M2} + \Delta \bar{\theta}_1(s_{M2} - s_{M1})) =: T_1 + T_2 + T_3 + T_4. \quad (15)$$

Der Term T1 ist der Beitrag, der auf Veränderungen in den beobachteten Merkmalen zurückgeht. Der Term T2 spiegelt den Änderungseffekt in den Ertragsraten wider. Der Term T3 beschreibt die Wirkungen, die von Veränderungen in der relativen Lohnposition von Männern und Frauen bei Kontrolle der x Merkmale ausgehen, d.h. es wird deutlich, ob der Rang von Frauen mit einem bestimmten Einkommen in der Residualverteilung der männlichen Einkommen steigt oder fällt, vorausgesetzt das Niveau der residualen Einkommensungleichheit bei Männern bleibt unverändert, so dass nur der veränderte Prozentrang der weiblichen Residualeinkommen den von Null verschiedenen Wert in T3 bewirkt haben kann. Der Term T4 misst den unbeobachteten Ertragsratenänderungseffekt zwischen Periode 1 und 2, der nur durch das Ausmaß der Veränderung hervorgerufen wird, die durch die Bewegungen bei den männlichen Residuallöhnen zustande kommt, ausgedrückt durch die männlichen Standardabweichungen der Residuen (Blau/Kahn 1997: 7).

Suen (1997) kritisiert die Interpretation des Ansatzes von Juhn, Murphy und Pierce. Die unerklärten Differenzen in den Löhnen zwischen Frauen und Männern können auf unbeobachtete Fähigkeiten oder Diskriminierung zurückgeführt werden, so dass eine Beschreibung der Residuen durch $\hat{u}_{lit} = s_{it}\theta_{lit}$ zu kurz greift, wenn Änderungen in $\theta(\Delta \theta_{lit})$ als Änderungen im Niveau unbeobachteter Fähigkeiten und Änderungen in $s(\Delta s_{lit})$ als Änderungen in den Erträgen dieser Fähigkeiten interpretiert werden. Suen ergänzt um einen konstanten Diskriminierungseffekt: $\hat{u}_{lit} = s_{it}\theta_{lit} + \delta_{it}$. Der letzte Term ist definiert durch

$$\delta_{it} = \begin{cases} 0, & \text{Mann} \\ -d, & \text{Frau.} \end{cases} \quad (16)$$

Bei der Differenzenbildung zwischen zwei Perioden verschwindet zwar der Diskriminierungseffekt wieder, aber bei der empirischen Implementierung von θ geht d mit ein. Das Perzentil von \hat{u}_{it} für θ_{lit} ist nur geeignet, wenn $\delta_{it} = 0$ für alle i. Unter Annahme normalverteilter Residuen lässt sich zwar eine approximative Form der Komponentenzzerlegung ableiten (Suen 1997: 559). Es bleibt aber die Frage, wie der Diskriminierungseffekt empirisch zu bestimmen ist. Außerdem ist die Annahme konstanter Diskriminierung im Zeitablauf in Frage zu stellen.

Ein völlig anderer Ansatz zum Aufdecken von Diskriminierung bildet die Audit-Methode (Darity/Mason 1998). Während üblicherweise Lohnlücken und Diskriminierung auf gesamtwirtschaftlicher oder bestenfalls auf beruflicher und sektoraler Ebene bestimmt werden, vergleicht der Audit-Ansatz das Ergebnis, das Einkommen, von

zwei Personen. Es geht darum festzustellen, ob ausgewählte Paare von Testpersonen, die sich in der Qualifikation und in Persönlichkeitsmerkmalen kaum unterscheiden, sondern nur im Geschlecht oder der Rassenzugehörigkeit, gleiche Chancen haben, eingestellt zu werden. Ein Paar, z.B. eine Frau und ein Mann, bewirbt sich in verschiedenen Betrieben. Beschäftigungsdiskriminierung drückt sich in der Zahl der Bewerbungen aus, bei denen der Mann, nicht jedoch die Frau den Job erhält, bezogen auf die Gesamtzahl der Bewerbungen. Einkommensdiskriminierung lässt sich bei den Bewerbungen ermitteln, bei denen beide Bewerber ein Angebot erhalten haben, aber mit unterschiedlichem Lohn. Die durchschnittliche Lohndifferenz aus allen Bewerbungen ist dann als Einkommensdiskriminierung zu interpretieren. Implizit ist dabei unterstellt, dass sich die Wirksamkeit unbeobachteter Charakteristika über alle Betriebe hinweg ausgleichen. Ob dies der Fall ist, erscheint keineswegs sicher (Heckman 1998). Die praktische Anwendung der Audit-Methode beschränkt sich meist auf wenige Testpaare mit jeweils 30–60 Bewerbungen.

Eine alternative Vorgehensweise kann darin bestehen, dass von der Audit-Methode die Idee zur Bildung von Paaren übernommen wird, aber ansonsten den traditionellen Verfahren zur Bestimmung geschlechtsspezifischer Lohndifferenzen in Verbindung mit dem Argument nichtparametrischer Schätzung von Barsky, Bound, Charles und Lupton (2002) gefolgt wird. Methodisch läuft dies auf die Anwendung eines aus der Evaluationsliteratur bekannten Matching-Verfahrens (vgl. z. B. Heckman/Ichimura/Todd 1997) hinaus. Diese Kombination von Elementen führt zu einem neuen Ansatz. Ausgehend von einer Stichprobe wird jedem Mann eine Frau mit weitgehend gleichen Merkmalen zugeordnet oder umgekehrt. Um ein möglichst gutes Matching zu erzielen, erfolgt keine Zuordnung einer konkreten weiblichen Person zu einem Mann, sondern es wird eine künstliche weibliche Person (Pseudo-Vergleichsfrau, statistischer weiblicher Zwilling) gebildet, und zwar über eine Linearkombination aus produktivitätsrelevanten Merkmalen aller Frauen der Stichprobe und Variablen, die statistisch geschlechtsspezifisch bedeutsam sind. Analytisch heißt dies, aus einem Probitansatz mit dem Geschlecht G – vgl. (3) – als endogene Variable und geschlechts- sowie produktivitätsrelevanten Merkmalen (z) als Regressoren wird für alle Frauen und Männer der Stichprobe der „Propensity Score“ ermittelt

$$\hat{P}(G = 1) = F(z_i' \hat{\gamma}) =: \hat{F}_i; i = 1, \dots, N. \quad (17)$$

Auf Basis der \hat{F}_i werden Gewichte (g_i) ermittelt, mit denen die (logarithmierten) Einkommen der Frauen aus der Stichprobe eingehen in das „Counterfactual – c“ zu dem tatsächlichen Einkommen eines Mannes m

$$\ln Y_m^c = \sum_{f=1}^{N_f} g_f(\tilde{F}_m) \ln Y_f \quad (18)$$

wobei N_f der Zahl der Frauen in der Stichprobe entspricht. Die Bestimmung der Gewichte kann auf verschiedenen nichtparametrischen Wegen erfolgen. Eine Möglichkeit ist die „tri-cube“-Gewichtungsfunktion (Hastie/ Tibshirani 1997: 30)

$$g_f(\tilde{F}_m) = g_f\left(\frac{\hat{F}_m - \hat{F}_f}{\Delta \hat{F}}\right) = (1 - \tilde{F}_m^3)^3, \quad (19)$$

wobei $\Delta \hat{F} = \max |\hat{F}_m - \hat{F}_f|$. Je weiter \hat{F}_m von \hat{F}_f entfernt liegt, um so geringer fällt das Gewicht aus, denn es gilt $0 \leq \tilde{F}_m \leq 1$. Dadurch, dass neben produktivitätsrelevanten Merkmalen alle verfügbaren Variablen, in denen sich Frauen und Männer statistisch unterscheiden, mit in den Regressorvektor z in (17) zur Bestimmung des Propensity Scores eingehen, sollen indirekt unbeobachtete Einkommenseinflüsse, die sich geschlechtsspezifisch unterscheiden, zwischen einzelnen Männern und ihren dazugehörigen weiblichen statistischen Zwillingen gleichnamig gemacht werden. Gelingt dies vollständig, dann können Unterschiede in den geschätzten Koeffizienten (Ertragsraten) der beobachteten Einkommensdeterminanten nicht mehr auf unbeobachtete Einkommenseinflüsse zurückgeführt werden, sondern sind nur noch diskriminierungsbedingt. Durch dieses Vorgehen werden Einflüsse unbeobachteter Einkommensdeterminanten eliminiert und Ausstattungsunterschiede der beobachteten Merkmale zwischen Männern und dem künstlichen weiblichen „Counterfactual“ beseitigt. Entsprechend lässt sich das „Counterfactual“ für jede Frau aus einer gewichteten Linearkombination der Männer in der Stichprobe bestimmen.

3.2 Ökonometrische Probleme

Alle mit Lohnfunktionen verbundenen ökonometrischen Probleme sind auch bei der Ermittlung der geschlechtsspezifischen Lohnunterschiede zu beachten. Heckman, Lochner und Todd (2003) zeigen, dass weiterhin offene methodische Probleme existieren. Die Lockerung der meist strengen Annahmen über den Funktionstyp, die Berücksichtigung von Unsicherheit, Steuern, Studiengebühren und Nichtlinearitäten bei der Modellierung der Schulbildung als Bestimmungsfaktor für das Einkommen sowie die Berücksichtigung der Nichtseparierbarkeit von Schule und Berufserfahrung beeinflussen die Schätzergebnisse für die Ertragsraten der Schulbildung stark. In jedem Einzelfall ist zu fragen, ob sich auch geschlechtsspezifische Besonderheiten ausmachen lassen.

Als bedeutsam für die Bestimmung der Lohnlücke haben sich in der Vergangenheit unbeobachtete Heterogenität, Endogenität, Messfehler und Heteroskedastie herausgestellt. Daneben wird in neuerer Zeit die Frage diskutiert, ob die Ertragsraten arbeitsmarktrelevanter Merkmale über die gesamte Einkommensverteilung stabil sind und daraus folgend, ob die relativen Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern bei hohen und niedrigen Einkommen systematisch differieren.

Zur Lösung des Problems unbeobachteter individueller Heterogenität werden häufig Panelschätzer herangezogen (vgl. z.B. Kunze 2000). Durch Differenzenbildung, Within- oder Random-Effects-Schätzer sollen unbeobachtete Einflüsse eliminiert werden. Dies Vorgehen kann nur dann erfolgreich sein, wenn die Einflüsse zeitinvariant sind. In den meisten empirischen Studien bleiben z. B. angeborene Fähigkeiten, Erwerbsunterbrechungen, Überstunden und PC-Nutzung unberücksichtigt. Im ersten Fall kann zwar von Zeitinvarianz der Fähigkeiten ausgegangen werden, aber die Wirkungen auf das Einkommen

müssen keineswegs über das Erwerbsleben unverändert bleiben. Für die Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern sind vor allem Erwerbsunterbrechungen bedeutsam. Erstens unterscheiden sich die Arten der Unterbrechungen. Bei Frauen ist die Geburt eines Kindes der häufigste Grund, während Männer durch die Zeit in der Armee an einer kontinuierlichen Berufstätigkeit gehindert werden. Zweitens ist es von Bedeutung, wie lange die Unterbrechungen dauern und in welcher Lebensphase sie vorkommen. Invarianz der Wirkungen ist also noch weniger als bei angeborenen Fähigkeiten zu erwarten. Hinzu kommt bei Random-Effects-Schätzern, dass die unbeobachteten Einflüsse nicht mit den Regressoren korreliert sein dürfen, andernfalls ergeben sich inkonsistente Schätzungen. Offensichtlich sind aber Berufsphase und Erwerbsunterbrechung nicht unabhängig. Ähnlich lässt sich bei Überstunden argumentieren, insbesondere wenn zwischen bezahlten und unbezahlten Überstunden getrennt wird.

Endogenität ist ein bei vielen Einkommensdeterminanten zu beobachtendes Phänomen. Als erster hat Griliches (1977) im Zusammenhang mit den Ertragsraten der Schulbildung darauf aufmerksam gemacht. Aber auch andere Regressoren sind interdependent mit dem Einkommen verbunden (Hübler 1984). Wenn die sonst unbeobachteten Variablen wie die Entscheidung über Erwerbsunterbrechungen, Mehrarbeit und PC-Einsatz explizit Berücksichtigung finden, stellt sich ebenfalls das Problem der gegenseitigen Abhängigkeit. Instrumentalvariablen liefern eine allgemeine Lösung der sonst inkonsistenten OLS-Schätzungen. Sie müssen hoch mit den endogenen Variablen X_E korreliert sein und dürfen nicht von den Störgrößen abhängen. 2SLS- und 3SLS-Schätzer sind prominente IV-Schätzer. Die Schwierigkeit besteht in der richtigen Wahl der Instrumente. Häufig stellt sich das Problem schwacher Instrumente. Wenn die IV nur einen kleinen Teil der Variation von X_E erklären, dann besteht eine Tendenz zu inkonsistenten IV-Schätzern.

In den 80er und Anfang der 90er Jahre stand bei der Erfassung der Einkommensdiskriminierung zwischen Frauen und Männern vor allem das Problem der fehlerhaften Messung von Regressoren im Mittelpunkt der methodischen Diskussion. Die zentrale These lautet: Das individuelle Einkommen hängt von der Produktivität des Einzelnen ab. Da diese nicht direkt zu messen ist, erfolgt ersatzweise eine Charakterisierung über arbeitsmarktrelevante Merkmale. Diese bilden die Produktivität jedoch nur unzureichend ab. Sind die Abweichungen zufallsbedingt, dann führt die OLS-Methode zu inkonsistenten und verzerrten Schätzungen. Falls das Einkommen fehlerfrei gemessen wird, führt eine Schätzung der Umkehrregression (reverse regression) zur Lösung des Problems (Convey/Roberts 1983). Im Prinzip ist dieser Ansatz nur für ein Zweivariablenmodell geeignet. Es gibt jedoch auch Möglichkeiten bei einer multiplen Regression (Hübler 1990: 319f).

Stock und Watson (2003: 128) z. B. verweisen darauf, dass bei Frauen die Varianz der Einkommen geringer ist als bei Männern. Dies führt bei gemeinsamen Einkommensfunktionsschätzungen zu Heteroskedastie. Es gibt zwar auch viele Männer, die wenig verdienen. Der Anteil

der Frauen im oberen Einkommensbereich ist jedoch vergleichsweise gering.

Üblicherweise basiert die Berechnung der Differenz der Mittelwerte des (logarithmierten) Lohnes auf Basis von OLS-Schätzungen. Untersucht wird, wie sich der Mittelwert der bedingten Einkommensverteilung zwischen zwei Gruppen mit speziellen Merkmalsausprägungen unterscheidet. Dabei bleiben Einkommensunterschiede innerhalb der beiden Gruppen unberücksichtigt. Ein Indikator hierfür ist z.B. die Streuung der Verdienste, getrennt für Männer und Frauen. Jede der beiden Vorgehensweisen für sich genommen beschreibt nur einen Teil der Lohnstruktur. Eine Zusammenführung kann über die Zerlegung der Streuung in eine interne und externe Komponente erfolgen, soweit die einzelnen Einkommensdeterminanten nicht Untersuchungsziel sind. Quantilsregressionen (Koenker/Basset 1978; Fitzenberger/Koenker/Machado 2002) erlauben dagegen einerseits die Lohnstruktur zwischen und innerhalb der Gruppen zu erfassen und andererseits die individuellen Merkmale und deren Einflüsse auf den Verdienst explizit zu berücksichtigen. Diese Methode bestimmt den Einfluss der Regressoren, getrennt für einzelne Quantile der Einkommensverteilung bei Frauen und Männern. Der Vorteil gegenüber einer OLS-Schätzung ist offensichtlich. Es kann nicht nur der marginale Effekt im Mittel, sondern an verschiedenen Punkten der Einkommensverteilung bestimmt werden. Die Koeffizientenvektorschätzung β für das Quantil $\theta(\beta(\theta))$ erhält man durch Minimierung von

$$\sum_{i|\ln Y_i \geq x_i' \beta} \theta |\ln Y_i - x_i' \beta| + \sum_{i|\ln Y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |\ln Y_i - x_i' \beta|. \quad (20)$$

Eine der Durchschnittsschätzung vergleichbare Quantilschätzung ist die des Medians. Der Vorteil letzterer besteht in der Robustheit gegenüber Ausreißern, Zensierung und Abweichungen von der Normalverteilung.

4 Bisherige Ergebnisse

4.1 Unbereinigte Verdienstabstände zwischen Frauen und Männern

Die Hauptdatenquellen, aus denen sich Aussagen über die Entwicklung und Struktur der Einkommen in Deutschland gewinnen lassen, sind laufende Verdiensterhebungen (VE), Gehalts- und Lohnstrukturerhebungen (GLS), Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS), die Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit (BSBA) und das Sozio-oekonomische Panel (SOEP). Die ersten beiden sind geschichtete Stichproben, die sich auf bestimmte Wirtschaftszweige beschränken und effektive Bruttoverdienstangaben über die gesamte Berichtsperiode vollzeitbeschäftigter Arbeiter und Angestellter liefern. Die VE erfolgen vierteljährlich bei rund 40 000 repräsentativ ausgewählten Betrieben im Produzierenden Gewerbe, Handel, Kredit- und Versicherungswesen. Datengrundlage bei der GLS ist das gesamte Bundesgebiet. In fünfjährigen Abständen wird die Erhebung auf Individualebene durchgeführt. Ein zweistufiges Auswahlverfahren (1. Stufe: Betriebsauswahl; 2. Stufe: Beschäftigtenauswahl) in Betrieben mit mindestens 10 Beschäftigten und den gleichen Bereichen wie bei der VE führt zu

einer sehr umfangreichen Stichprobe. Sie enthält z. B. ca. 900 000 Beobachtungen bei der Erhebung 1995. Neben dem Jahresverdienst gehen in die Erhebung auch der Monatsverdienst im Oktober sowie die in diesem Monat bezahlten Stunden ein. Die EVS fußt auf den Ergebnissen freiwillig geführter Haushaltsbücher aus allen Schichten der Bevölkerung. Erhoben wird das Brutto- und Nettohaushaltseinkommen sowie das Individualeinkommen aus unselbstständiger Tätigkeit, Renten und Pensionen bei mehr als 50 000 Haushalten. Die BSBA, die 1973 eingeführt wurde, erfasst das sozialversicherungspflichtige Einkommen aller Wirtschaftsbereiche. Meldungen werden vom Arbeitgeber bei Einstellungen, Entlassungen, Unterbrechungen und Änderungen versicherungsrelevanter Merkmale sowie einmal jährlich abgegeben. Selbstständige, mithelfende Familienangehörige, Beamte, beitragsfreie leitende Angestellte und geringfügig Beschäftigte sind nicht berücksichtigt. Eine 1%-Zufallsstichprobe des IAB (IABS) steht zur Auswertung zur Verfügung. Das SOEP erfragt das individuelle Brutto- und Nettomonatseinkommen.

Eine Auswertung der VE aus dem Jahr 2001 über den Verdienstabstand zwischen Männern und Frauen wird von Frank-Bosch (2002) vorgenommen. Es zeigt sich, dass den 2245 EUR bei Frauen 2857 EUR bei Männern im Durchschnitt pro Monat gegenüberstehen. Der Verdienstabstand, der 21% des Männereinkommens beträgt, hat kontinuierlich abgenommen, unterliegt jedoch starken Schwankungen zwischen Arbeitnehmergruppen und Wirtschaftsbereichen. Auch zwischen Ost- und Westdeutschland existieren weiterhin deutliche Unterschiede. Der Verdienstabstand beträgt im Westen 22% und im Osten 13%. Nach Wirtschaftsbereichen getrennt, liegen die Extreme mit 19% im Fahrzeugbau und mit 30,6% im Ernährungsgewerbe und der Tabakverarbeitung. Zur Entwicklung im früheren Bundesgebiet lässt sich sagen, dass bei den Angestellten Frauen 1957 im Durchschnitt lediglich 55,3% der Männerverdienste erhielten. 2001 waren dies 70,7%. Die vergleichbaren Zahlen bei den Arbeitern sind 57,3% und 73,7%. Aufgrund des SOEP bestimmt Prey (1999) die Entwicklung der Bruttostundenlöhne von 1984-1996 für Westdeutschland bei vollzeit- und abhängig beschäftigten Personen zwischen 20 und 65 Jahren. Im Jahre 1984 beträgt danach das Verhältnis von Frauen- zu Männerlöhnen 73,2% und steigt bis 1996 auf 78,2%. Mavromaras und Rudolph (2002) ermitteln aus den Daten der Beschäftigtenstatistik das Verhältnis des durchschnittlichen Tageslohnes bei Frauen und Männern. Sie vergleichen die Jahre 1985 und 1995. Getrennt wird zwischen Berufen, die frauen- oder männerdominiert sind. Dabei zeigt sich, dass bei gleichem Ausgangspunkt der Quotient von 1985 auf 1995 in frauendominierten Berufen stärker angestiegen ist. In Berufen, die ein stärkeres Beschäftigungswachstum aufweisen, war bereits 1985 der Lohnabstand geringer als in Bereichen mit geringem Beschäftigungswachstum und dieser ist bis 1995 nochmals stärker geschrumpft.

Eine Sonderauswertung der Beschäftigtenstatistik nehmen Engelbrech und Nagel (2002) vor. Ihre Untersuchung ist unter anderem darauf gerichtet festzustellen, ob

die Einkommensdiskrepanzen zwischen erwerbstätigen Frauen und Männern bereits unmittelbar nach der betrieblichen Ausbildung zutage treten. Getrennt wird zwischen Frauen- und Männerberufen. Für Westdeutschland ergab sich bei vollzeitbeschäftigten Arbeitskräften für das Jahr 1980, dass Frauen im Durchschnitt 79% des Männereinkommens nach ihrer betrieblichen Berufsausbildung verdient haben. Dieser Wert blieb über ein Jahrzehnt nahezu konstant und stieg 1997 auf 84%. In Ostdeutschland fällt die Lohnlücke durchgängig niedriger aus. Auch innerhalb typischer Männer- und typischer Frauenberufe ergaben sich geringere Unterschiede als über alle Berufe.

Fitzenberger und Wunderlich (2002) verwenden die IABS für den Zeitraum 1975-1995 und nutzen das Instrument der Quantilsregressionen. Getrennt wird bei den deskriptiven Auswertungen für Westdeutschland zwischen gering, mittel und hoch qualifizierten Beschäftigten. Anhand grafischer Darstellungen werden die Unterschiede zwischen den drei Qualifikationsgruppen und die Entwicklung über 21 Jahre hinweg bei den Einkommen von Frauen und Männern verdeutlicht. Es zeigt sich, dass das Wachstum des Arbeitseinkommens bei Frauen über das gesamte Erwerbsleben hinweg immer unter dem der Männer in der gleichen Qualifikationsgruppe liegt.

Aus der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1990 errechnet v. Kulmiz (2001) einen Verdienstabstand bei den durchschnittlichen logarithmierten Bruttostundenlöhnen vollzeitbeschäftigter Arbeiter von 0,2933. Dies entspricht einer prozentualen Quote von Frauen- zu Männerverdienst von 74,6%. Bei den Angestellten sind dies 63,7%. Fitzenberger und Reize (2002) verwenden für ihre Untersuchungen ebenfalls die GLS. Sie vergleichen die Ergebnisse für den Bruttotageslohn von 1990 mit denen von 1995. Aus den Kerndichteschätzungen über die gesamte Lohnverteilung folgt, dass sich für die drei analysierten Gruppen – vollzeitbeschäftigte Männer und Frauen sowie teilzeitbeschäftigte Frauen – wenig ändert. Für 1990 kommen Fitzenberger und Reize zu einem ähnlichen Verdienstabstand wie v. Kulmiz. Aufgrund ihrer Angaben beträgt das prozentuale Verhältnis von vollzeitbeschäftigten Frauen- zu Männerverdienst auf Basis der Moduswerte 75,6. Der entsprechende Wert für 1990 lautet: 78,0. Demgegenüber ist die Quote von teilbeschäftigten Frauen zu vollzeitbeschäftigten Männern 43,8 für 1990 und 46,7 für 1995. Festgestellt wird weiterhin, dass die Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern im unteren Einkommensbereich wesentlich geringer als im oberen Bereich ausfallen. Der Schwankungsbereich zwischen dem 90%- und dem 10%-Perzentil liegt zwischen 75% bei vollzeitbeschäftigten Frauen 1990 und 87% bei teilzeitbeschäftigten Frauen 1995. Betrachtet man lediglich das Verhältnis des 50%- zum 10%-Perzentil dann ergeben sich für vollzeitbeschäftigte Frauen 1990 und teilzeitbeschäftigte Frauen 1995 folgende Werte: 30% und 41%.

4.2 Einkommensfunktionen, Geschlechtsdummies und Komponentenzzerlegung

Die erste Modifikation bei der Bestimmung der geschlechtsspezifischen Lohnlücke gegenüber dem unberei-

nigten Verdienstabstand besteht in der Schätzung von Einkommensfunktionen, in denen eine Geschlechtsdummy berücksichtigt wird. Hierfür existiert eine ganze Reihe empirischer Untersuchungen weltweit, aber speziell auch für Deutschland. Die Koeffizientenschätzungen der Geschlechtsvariablen unterliegen in Abhängigkeit von der Spezifikation erheblichen Schwankungen. Werden lediglich die Determinanten der Mincer-Funktion mit Schulbildung, Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeitsdauer herangezogen, dann ergibt sich auf Basis des SOEP ein Koeffizient um 0,5 für das alte Bundesgebiet (Hübler 1990: 317) in den Jahren 1984-1986. Durch Hinzufügen einer Betriebsgrößenvariablen in Form von Betriebsgrößenklassen fällt dieser Wert. Für die Jahre 1984-1993 ergeben sich Werte zwischen 0,16 im Jahre 1991 und 0,31 im Jahre 1984 (Gerlach/Hübler 1998). Es lässt sich dabei kein eindeutiger Trend erkennen. Eine weitere Ergänzung um Einkommensdeterminanten (Arbeitszeit, Position in der Betriebshierarchie, Zahl der Arbeitsplatzwechsel, Umfang der Erwerbsunterbrechungen, Kinderzahl, Familienstand, Beschäftigung in einem männer- oder frauendominanten Bereich, Partizipationswahrscheinlichkeit) führt dazu, dass der Koeffizient von G auf Werte von 0,09-0,19 absinkt. Wird dieser dann in einen geschlechtsspezifischen Produktivitätseffekt und in einen unerklärten Rest (Diskriminierungseffekt) aufgespalten, so beläuft sich ersterer z. B. für 1986 auf -0,25 und letzterer auf 0,44 ($0,19=0,44-0,25$ – Hübler 1991: 611).

Da auch andere Einkommensdeterminanten in ihren Wirkungen auf den Lohn geschlechtsabhängig sind, ist es sinnvoll, getrennt für Frauen und Männer Einkommensfunktionen zu schätzen. Boockman und Steiner (2000) haben z.B. von dieser Möglichkeit Gebrauch gemacht und mit Hilfe des SOEP Kohorteneffekte der Schulbildung in Westdeutschland ermittelt. Für Geburtenjahrgänge zwischen 1925 und 1974 stellen die Autoren bei den Frauen geringere Ertragsraten der Schulbildung bei jüngeren Kohorten fest. Im Privatsektor fällt diese von 10% für die Kohorte 1945-49 auf ungefähr 6% für diejenigen, die in den frühen 70er Jahren geboren sind. Demgegenüber ergibt sich bei Männern ein weniger klares Bild. Aber auch hier besteht eine rückläufige Tendenz. Jüngere Kohorten erzielen geringere Erträge. Dies Muster scheint für die Nachkriegsgeneration bei allen Schulabschlüssen Gültigkeit zu besitzen. Gründe hierfür sind die zunehmende Erwerbsbeteiligung der Frauen, die Tendenz zu höheren Schulabschlüssen und das vermehrte Arbeitsangebot aufgrund des Babybooms Mitte der 60er Jahre.

Eine der ersten Komponentenerlegungen nach dem Oaxaca-Blinder-Verfahren mit deutschen Daten nehmen Bellmann und Gerlach (1984) vor. Die Untersuchung basiert auf einem von der Medizinischen Hochschule Hannover erhobenen Individualdatensatz aus den Jahren 1977 bis 1979 in Niedersachsen und Bremen. Die Autoren schätzen getrennt für Frauen und Männer Einkommensfunktionen vom Mincer-Typ. Ausstattungsunterschiede in der Schulbildung tragen danach kaum zur Erklärung der Einkommensunterschiede bei, während der Beitrag der Unterschiede in der Berufserfahrungsvariablen erheblich ist. Hier zeigen sich in der Größenordnung vergleichbare

Werte in der Ausstattungs- und Diskriminierungskomponente. Ganz ähnliche Untersuchungen führt Gerlach (1987) mit 5783 Individualdaten aus dem Bundesland Bremen, erhoben 1981, durch. Bei Ledigen lässt sich die Lohnlücke zu 15% aufgrund von Ausstattungsunterschieden erklären. Demgegenüber sind dies bei Verheirateten nur 7,82%.

Ein eindeutiger Trend bei der Diskriminierungskomponente (DK) lässt sich nicht feststellen. Dies gilt zumindest für die Jahre 1984-1988 bei den SOEP-Daten. Die Veränderungen von DK weisen allerdings deutlich konjunkturabhängige Züge auf. Dies gilt insbesondere nach Aufspaltung von ΔDK nach Beziehung (10) für die spezifische diskriminierungsbedingte Veränderung DK_2 (Hübler 1992: 452).

Unter Verwendung der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1990 zeigt von Kulmiz (2001), dass bei der Betriebszugehörigkeitsdauer die Ausstattungskomponente sowohl bei Arbeitern als auch bei Angestellten mehr als die Diskriminierungskomponente zur Erklärung der Lohnlücke beiträgt. Die größte Bedeutung besitzen jedoch der Wirtschaftszweig und die Lohngruppe. Insgesamt entfallen danach 41,3% der Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern auf die Ausstattungskomponente. Der Rest wird der Diskriminierung zugeordnet.

Die Bedeutung des Studienfaches für die Erklärung von Einkommensdifferenzen zwischen Frauen und Männern bei Hochschulabsolventen untersuchen Machin und Puhani (2003). Deutschland und Großbritannien werden auf Basis der Daten des Mikrozensus bzw. des UK Labour Force Survey 1996 miteinander verglichen. Es ergibt sich ein ganz ähnliches Bild. Die Lohnlücke bei Akademikern ist zwar in Deutschland etwas größer. Aber die Einbeziehung des Studienfaches als erklärende Variable für das Individualeinkommen führt in beiden Ländern zu einer erheblichen Reduktion des sonst ungeklärten Anteils der Einkommensdifferenzen. 2-4% des Einkommensvorteils bei männlichen Hochschulabsolventen lassen sich durch die Wahl des Studienfaches erklären, selbst wenn für andere Determinanten wie Alter, Wirtschaftszweig, Region, Arbeitszeit und Beruf kontrolliert wird.

Kunze (2002) widmet sich vor allem der Bestimmung der Lohnlücke zwischen Frauen und Männern in den ersten Berufsjahren. Für diese Untersuchungen wird die IAB-Stichprobe der Beschäftigtenstatistik der Jahre 1975-1990 herangezogen. Beim Einstiegslohn in das Erwerbsleben erklären nur 8,6% der Ausstattungsunterschiede von Merkmalen, die nicht marktbedingt sind, warum Frauen weniger verdienen als Männer. Dies Ergebnis ändert sich dramatisch, wenn hier mit berücksichtigt wird, in welchem Beruf die Beschäftigten ausgebildet worden sind. Dann entfallen auf die Ausstattungsunterschiede 89,9%. Mit zunehmender Berufserfahrung (EX) besteht zunächst eine leichte Tendenz zur Vergrößerung der Lohnlücke. Ab $EX > 4$ kehrt sich die Entwicklung um. Es folgt eine Verringerung. Die geschlechtsspezifischen Erträge aus der Berufserfahrung fallen in den ersten Jahren des Berufslebens eindeutig zugunsten der Männer aus.

Dieser Vorteil wird kleiner und Kunze errechnet ab $EX > 7$ sogar eine höhere Ertragsrate für Berufserfahrung bei Frauen, wenn die Jahrgänge 1975-1988 insgesamt betrachtet werden. Für die Anfangskohorten 1975-1977 zeigen sich durchgängig noch Vorteile bei den Männern.

Mavromaras, Rudolph (1995) und Mavromaras (2003) gehen der Frage nach, inwieweit es geschlechtsspezifische Lohnunterschiede bei der Wiederbeschäftigung (WB) gibt und verwenden dabei ebenfalls die Oaxaca-Blinder-Zerlegung. Die Daten entstammen aus der 1%-Stichprobe des IAB der Beschäftigtenstatistik. Ausgewählt wurden Personen, die in den Jahren 1977, 1982 oder 1987 ein Beschäftigungsverhältnis beendet haben. Die allgemeinen Ergebnisse legen zunächst die Hypothese nahe, dass Lohndiskriminierung sowohl zu Beginn der Beschäftigung existiert als auch später fortbesteht. Es zeigt sich eine tendenzielle Abnahme bei der Diskriminierung. Die unterschiedlichen Wiederbeschäftigungschancen werden durch Hinzufügen einer Heckman-Korrekturvariablen (λ) erfasst, die über ein Probitmodell zur Wiederbeschäftigung Erwerbsloser geschätzt sind. Den Lohneffekt ($\Delta \ln Y(WB) = \sigma_M \lambda_M - \sigma_F \lambda_F$), der auf unterschiedlichen Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeiten bei Frauen und Männern basiert, führen die Autoren auf geschlechtsspezifische Präferenzen und unbeobachtete Segregation als Bestimmungsgrund für die Entscheidung, ob eine Erwerbsbeteiligung angestrebt wird oder nicht, zurück. Insgesamt ist $\Delta \ln Y(WB)$ größer als der gesamte Ausstattungseffekt, jedoch erheblich geringer als der Diskriminierungseffekt. Letzterer erfährt im Gegensatz zum Ausstattungseffekt durch die Einbindung von λ in die Einkommensfunktion eine merkliche Reduktion. Wenn $\Delta \ln Y(WB)$ selbst in einen Ausstattungs- und Diskriminierungseffekt aufgespalten wird, spricht Mavromaras (2003) bei letzterem von „indirect re-employment wage discrimination“. Jüngere Erwerbspersonen sind hiervon weniger als ältere Erwerbspersonen (35 Jahre und älter) betroffen. Zu unterscheiden ist aber, ob die Suche nach einem neuen Job aus einer früheren Beschäftigung oder aus dem Zustand der Arbeitslosigkeit erfolgt. Die indirekte Diskriminierung ist stärker bei den Arbeitslosen wirksam, während dem Ausstattungseffekt bei den Beschäftigten eine größere Bedeutung zukommt.

Dem Sozio-ökonomischen Panel für Ostdeutschland der Jahre 1990-1994 folgend kommt Hunt (2002) zunächst zu dem Ergebnis, dass sich in dieser Zeit die Lohnlücke um 10 Prozentpunkte vermindert hat. Nahezu die Hälfte der relativen Einkommensverbesserungen ostdeutscher Frauen gegenüber ihren männlichen Kollegen ist jedoch darauf zurückzuführen, dass geringqualifizierte Frauen überproportional häufig aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind. Methodisch folgt Hunt bei ihrem Vorgehen anstelle der Oaxaca-Blinder-Zerlegung dem Ansatz von Juhn, Murphy and Pierce (1991, 1993). Die Verbesserung der relativen Position der Frauen von 1990 auf 1994 in Höhe von $\Delta_2 - \Delta_1 = 0,112$ – vgl. Beziehung (15) – ist je nach Spezifikation der Einkommensfunktion zwischen 0,035 und 0,048 auf eine Verbesserung der Ausstattung von Frauen bei den beobachteten Merkmalen zurückzuführen. Dieser Effekt wird durch die ansteigenden Ertragsraten der Män-

ner gegenüber den Frauen bei diesen Merkmalen kompensiert. Zugenommen hat vor allem die Ungleichheit in der Residuenverteilung der männlichen Einkommen. Daraus folgt eine Erweiterung der Lohnlücke. Größe und Vorzeichen reagieren sehr sensitiv auf Änderungen in der Spezifikation. Als zentral für den Gesamteffekt 0,112 erweist sich die Verbesserung in der Ausstattung unbeobachteter Merkmale bei Frauen. Weitgehend bedeutungslos scheinen Änderungen in den Ertragsraten der unbeobachteten Merkmale zu sein.

Auch Prey (1999) benutzt die Juhn-Murphy-Pierce-Methode. Bei ihrer Untersuchung mit SOEP-Daten für Westdeutschland der Jahre 1984-1996 geht sie von der Mincerschen Einkommensfunktion mit Schulabschluss, Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeitsdauer als Einkommensdeterminanten aus, ergänzt um Dummies für den Beruf, den beruflichen Ausbildungsabschluss, die Zugehörigkeit zum Öffentlichen Dienst und den Haushaltstyp. Ermittelt werden die Wachstumsraten des geschlechtsspezifischen Lohnverhältnisses. Abgesehen von einzelnen Jahren (1986, 1994) zeigt sich eine Verbesserung der Frauenposition. Der Beitrag, der dabei einerseits auf die beobachteten Charakteristika und andererseits auf deren Erträge zurückzuführen ist, unterliegt im Zeitablauf erheblichen Schwankungen. Die Summe aus diesen beiden Komponenten bewegt sich aber auf einem niedrigeren Niveau als die Beiträge der unbeobachteten Komponenten. Die Entwicklung der Komponente T_3 in Beziehung (15) ist bis auf 1987 negativ. Frauen weisen demnach einen Verlust an unbeobachteten Fähigkeiten auf oder sie sind einer zunehmenden Diskriminierung ausgesetzt. Dieser Effekt wird allerdings meist überkompensiert durch den positiven Effekt des Terms T_4 . Dieser ergibt sich durch die überproportionale Steigerung in den unteren Einkommensquantilen, in denen Frauen sehr viel häufiger als in den oberen Quantilen vertreten sind.

Um nicht nur durchschnittliche Einkommensunterschiede zu erfassen, sondern um auch innerhalb der Einkommensverteilung differenzieren zu können, bieten sich Quantilschätzer an. Soweit geschlechtsspezifische Lohnunterschiede erfasst werden sollen, liegen für Deutschland bisher kaum Untersuchungen vor. Fitzenberger und Wunderlich (2002) sowie Fitzenberger und Reize (2003) präsentieren hier Ergebnisse. Als Determinanten des Einkommens gehen nichtlineare Alters- und Kohorteneffekte sowie Interaktionen und Zeiteffekte ein. Die üblichen humankapitaltheoretischen Einkommensdeterminanten sind dabei nicht explizit als Regressoren aufgenommen. Als wichtige Resultate lassen sich folgende festhalten: Frauen und Männer erfahren sehr unterschiedliche Einkommensentwicklungen. Zudem zeigen sich größere Differenzen zwischen Voll- und Teilzeitbeschäftigten sowie zwischen den Qualifikationsgruppen. Mit Ausnahme der teilzeitbeschäftigten und der hoch qualifizierten Arbeitskräfte lässt sich eine Verminderung der Lohnlücke zwischen Frauen und Männern im Zeitablauf feststellen. Es zeigen sich keine Kohorteneffekte. Ein Vergleich der Ergebnisse aus der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1990 und 1995 auf der einen Seite und der IAB-Beschäftigtenstichprobe auf der anderen Seite führt zu beträchtlichen Unterschie-

den zwischen den beiden Datensätzen. Insbesondere bei kleineren Gruppen wie bei teilzeitbeschäftigten Frauen lassen sich mit der IABS keine verlässlichen Ergebnisse erzielen. Gemeinsam ist jedoch beiden Untersuchungen, dass die Lohnstreuung mit zunehmendem Alter ansteigt. Die Altersprofile bei Männern verlaufen steiler. Auch mit zunehmendem Qualifikationsniveau nehmen diese zu.

5 Neue Untersuchungen: Zum Einfluss von Überstunden und PC-Nutzung

Die bisher vorliegenden empirischen Untersuchungen zur Erklärung der Lohnlücke berücksichtigen ein breites Spektrum an Bestimmungsgründen. Es hat sich aber gezeigt, wie in der Einführung bereits erwähnt, dass unbeobachtbare, nicht explizit erfasste Einflüsse immer wichtiger für die Erklärung der geschlechtsspezifischen Lohnunterschiede werden. Es wurde die Vermutung geäußert und durch die Empirie bestätigt (Prey 1999), dass sich in diesem Bereich die Einkommensposition der Frauen gegenüber Männern verschlechtert hat. Um hier gegensteuern zu können, muss bekannt sein, um welche Merkmale es sich handelt. Es ist keineswegs sicher, dass alle derzeit noch gemeinsam unter dem Dach „unbeobachtet“ firmierenden Determinanten Frauen beim Einkommen benachteiligen.

Im Folgenden sollen zwei arbeitsmarktrelevante Merkmale – Überstunden und PC-Nutzung – in die Analyse einbezogen werden, die bisher nicht oder nur unzureichend Eingang gefunden haben. Deren Berücksichtigung erscheint besonders deshalb wichtig, weil sie durch die Diskussion der letzten Jahre um Flexibilisierung der Arbeitszeit und technischen Fortschritt, verbunden mit Computerisierung der Arbeitswelt, eine zentrale Bedeutung erfahren haben. Neuere empirische Studien (Bell/Hart/Hübler/Schwerdt 2000, Hübler 2000, 2003, Pannenberg 2002, Pannenberg/Wagner 2001) zeigen, dass bezahlte und unbezahlte Überstunden sowie die berufliche und private Nutzung eines PCs einen statistisch gesicherten Einfluss auf das Individualeinkommen ausüben. Von Interesse ist, ob hier Unterschiede zwischen Frauen und Männern bestehen und ob sich Auswirkungen auf die unerklärte geschlechtsspezifische Lohnlücke ergeben. In Abschnitt 2.1.1 wurden hierzu bereits Hypothesen formuliert. Ziel der nachfolgenden Untersuchungen ist, erste Antworten hierauf zu geben. Unter dem Aspekt, weitere Determinanten in Einkommensfunktionen zu integrieren, handelt es sich um eine Ergänzung von Abschnitt 4.2. Darüber hinaus kommen jedoch auch Quantilsschätzer zum Einsatz. Die Studie geht jedoch über die bisher vorliegenden Anwendungen methodisch hinaus, da die Auswahl von männlichen und weiblichen Beschäftigten nach einem Matching-Verfahren erfolgt, wie es in 3.1. Beziehung (17)-(19) motiviert wurde.

Von den verfügbaren deutschen Datensätzen mit Individualeinkommen enthält lediglich das SOEP sowohl Angaben über bezahlte und unbezahlte Überstunden als auch über die Nutzung eines PCs. Zugrunde gelegt werden Daten aus den alten und neuen Bundesländern der Jahre 1991–2001. Die bezahlten und unbezahlten Überstunden

(UEST-B, UEST-U) werden in Stunden pro Monat gemessen. Die berufliche und private PC-Nutzung (PC-B, PC-P) wird jeweils durch eine Dummy-Variable erfasst. Als endogene Variable dient der logarithmierte Stundenlohn ($\ln Y$).

Eine erste Schätzung basiert auf üblichen Einkommensfunktionen vom Mincer-Typ mit den Determinanten S (Schulbildung in Jahren), EX (Berufserfahrung in Jahren), $EXSQ=EX*EX$, TEN (Betriebszugehörigkeitsdauer in Jahren), $TENSQ=TEN*TEN$. Ergänzt wird dieser Ansatz um die hier speziell interessierenden Variablen UEST-B, UEST-U, PC-B, PC-P und eine Dummy-Variable für das Geschlecht ($SEX=1$, wenn Frau, $=0$, wenn Mann). Tabelle 1, Zeile (1) enthält die hierauf basierenden Schätzungen für die Koeffizienten von SEX der Jahre 1991–2001. Dies entspricht α in Gleichung (4) mit umgekehrtem Vorzeichen. Unter der Annahme, dass die Ertragsraten der beobachteten Einkommensdeterminanten geschlechtsunabhängig sind, wird damit die nicht erklärte Lohnlücke zwischen Frauen und Männern erfasst. Im Gegensatz zu den meisten Einkommensfunktionsschätzungen werden hier, wie in Abschnitt 4.2 schon berichtet, Quantilsschätzungen durchgeführt, wobei die Varianzen mit Hilfe des Bootstrappings ermittelt werden. Da das Interesse vor allem der Frage gilt, ob sich bei hohen und niedrigen Einkommen sichtbare Unterschiede ergeben, beschränkt sich die Analyse auf das 10%- und das 90%-Quantil. Eine systematische Entwicklung lässt sich aus den Ergebnissen nicht erkennen. Im unteren Bereich sind danach allerdings die geschlechtsspezifischen Lohnunterschiede größer als im oberen Bereich, ein Ergebnis, das z.B. im Gegensatz steht zu einem Resultat für Schweden (Albrecht/Björklund/Vroman 2003). Bleiben die Überstundenvariablen unberücksichtigt, so erhöht sich die geschätzte Lohnlücke, ausgedrückt durch α . Beispielfhaft seien die Ergebnisse für 1991 und 2001 genannt (nicht in den Tabellen ausgewiesen):

1991, 90%-Quantil: -0,209;
 1991, 10%-Quantil: -0,263;
 2001, 90%-Quantil: -0,238;
 2001, 10%-Quantil: -0,260.

Eine Ursache könnte darin bestehen, dass die Einkommensfunktion nicht getrennt für Frauen und Männer geschätzt wird. Folgt man der Oaxaca-Blinder-Zerlegung, dann ergeben sich für die nicht auf Ausstattungsunterschiede zurückzuführenden Einkommensdifferenzen der Jahre 1991–2001 die Werte in Tabelle 1, Zeile (2). Auch hier sind die Unterschiede im unteren Einkommensbereich größer als im oberen. Da die Ergebnisse in Zeile (1) und (2) sehr ähnlich sind, spricht dies dafür, dass der geschlechtsspezifische Einfluss auf die Ertragsraten der erfassten Einkommensdeterminanten vergleichsweise gering ausfällt. Werden bei diesen Schätzungen die Überstunden- und PC-Einflüsse unterdrückt, so nimmt die ausgewiesene Lohnlücke ebenfalls zu. Beispielfhaft seien wiederum die Ergebnisse für 1991 und 2001 genannt (nicht in den Tabellen ausgewiesen):

1991, 90%-Quantil: -0,251;
 1991, 10%-Quantil: -0,264;

2001, 90%-Quantil: -0,297;
2001, 10%-Quantil: -0,330.

Die geschätzten Ertragsraten der Variablen UEST-B, UEST-U, PC-B, PC-P finden sich für die Jahre 1991 und 2001 in Tabelle 2. Allerdings ist hier die Spezifikation gegenüber derjenigen, die den Schätzungen der Zeile (1) und (2) in Tabelle 1 zugrunde liegt, erweitert worden. Zusätzlich sind als Einkommensdeterminanten die übliche wöchentliche Arbeitszeit, die Betriebsgröße in Zahl der Beschäftigten sowie Dummy-Variablen aufgenommen worden, die angeben, ob eine Person als Manager tätig ist (MANAGER), ob sie verheiratet ist und in welchem Wirtschaftszweig (Sektor) sie tätig ist. Trotz dieser Erweiterung ist der Umfang der erklärten Lohnlücke, die auf die Ausstattungsunterschiede zurückzuführen ist, – vgl. vorletzte Zeile Tabelle 2 – immer noch gering, gemessen an der nicht erklärten Lohnlücke – vgl. letzte Zeile.

Überraschend mag zunächst der resultierende negative statistische Zusammenhang zwischen dem Einkommen und dem Umfang der bezahlten Überstunden sein. Auch wenn die endogene Variable als Stundenlohn gemessen wird, so sollte doch ein positiver Zusammenhang bestehen, da Überstunden mit einem Zuschlag entlohnt werden. Unbeobachtete Einflüsse und Interdependenzen zwischen Einkommen und Überstunden bieten sich als Erklä-

rung für das vorliegende Ergebnis an. Bezieher niedriger Einkommen versuchen durch bezahlte Überstunden das Gesamteinkommen zu erhöhen. Für besser Verdienende besteht aus diesem Grund weniger Veranlassung zur Mehrarbeit.

Bei den unbezahlten Überstunden ergibt sich ein anderes Bild. Mit steigenden UEST-U nimmt das Arbeitseinkommen zu. Das positive Vorzeichen erhält man sowohl für die Anfangs- als auch für die Endperiode des Untersuchungszeitraums 1991–2001, trifft gleichermaßen auf Frauen und Männer zu und besitzt Gültigkeit für Bezieher geringer und hoher Einkommen. Während für das 90%-Quantil ein rückläufiger Einkommenseffekt sowohl bei Männern als auch bei Frauen zu bestehen scheint, zeichnet sich für das 10%-Quantil eine Zunahme ab. Durchgängig liegen die Einkommenseffekte für Männer über denen bei Frauen. Insgesamt spricht das Ergebnis dafür, dass unbezahlte Mehrarbeit nicht nur langfristig zu einem höheren Einkommen führt (Pannenberg 2002), sondern bereits kurzfristig positive Effekte für die Beschäftigten zu erwarten sind. Es lässt sich allerdings auch umgekehrt argumentieren: Mit höheren Löhnen ist Mehrarbeit bereits pauschal abgegolten, die nicht im Einzelfall honoriert wird. Der Beschäftigte erhält einen bestimmten Geldbetrag als Vorschuss, den er bei entsprechender Gelegenheit abzarbeiten hat. Offensichtlich folgen Betriebe

Tabelle 1: Geschlechtsspezifische Lohnlücke in Deutschland 1991-2001 unter Berücksichtigung von Überstunden und PC-Nutzung (UEST-B, UEST-U, PC-B, PC-P) als Einkommensdeterminanten auf Basis von Quantilsregressionen

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
(1)											
90%-Quantil	-0,194	-0,222	-0,176	-0,194	-0,207	-0,242	-0,238	-0,199	-0,221	-0,227	-0,224
10%-Quantil	-0,262	-0,286	-0,332	-0,325	-0,266	-0,287	-0,257	-0,200	-0,208	-0,205	-0,260
(2)											
90%-Quantil	-0,198	-0,210	-0,211	-0,223	-0,216	-0,258	-0,253	-0,197	-0,211	-0,231	-0,211
	(-0,005)	(-0,041)	(-0,049)	(-0,042)	(-0,035)	(-0,032)	(-0,038)	(-0,026)	(-0,022)	(-0,013)	(-0,023)
10%-Quantil	-0,259	-0,336	-0,345	-0,340	-0,274	-0,283	-0,232	-0,184	-0,198	-0,207	-0,250
	(-0,085)	(-0,075)	(-0,060)	(-0,050)	(-0,057)	(-0,052)	(-0,054)	(-0,039)	(-0,034)	(-0,007)	(-0,046)
(3)											
90%-Quantil	-0,106	-0,201	-0,068	-0,113	-0,024	-0,082	-0,204	-0,172	-0,145	-0,192	-0,111
10%-Quantil	-0,376	-0,433	-0,572	-0,555	-0,339	-0,308	-0,259	-0,207	-0,168	-0,215	-0,189
(4)											
90%-Quantil	-0,131	-0,163	-0,177	-0,164	-0,082	-0,058	-0,111	-0,033	-0,082	-0,144	-0,214
	(-0,006)	(0,000)	(0,000)	(-0,004)	(-0,009)	(-0,025)	(-0,004)	(-0,004)	(-0,012)	(-0,003)	(0,000)
10%-Quantil	-0,035	0,020	-0,092	0,040	-0,027	0,005	-0,084	-0,152	-0,004	-0,204	-0,011
	(-0,058)	(-0,018)	(-0,024)	(-0,024)	(-0,039)	(-0,036)	(-0,027)	(-0,011)	(-0,005)	(-0,002)	(-0,028)

Datenquelle: SOEP

Anmerkungen: In Zeile (1) und (3) ist die Lohnlücke bestimmt durch den Koeffizienten der Dummy-Variablen „SEX“ und in Zeile (2) und (4) durch die unerklärte Lohnlücke nach Oaxaca-Blinder-Zerlegung. In Klammern finden sich die Angaben für die erklärte Lohnlücke. (4) basiert auf einem „propensity score“-Matchingverfahren. Weitere Kontrollvariablen: (1) S, EX, EXSQ, TEN, TENSQ, SEX; (2) wie (1) ohne SEX; (3) wie (1), UEST-B und UEST-U durch IV ersetzt; (4) wie (2). Die Instrumente für UEST-B und UEST-U ergeben sich als Tobit-Schätzung für diese Variablen in Abhängigkeit von Alter, Geschlecht, Betriebsgröße, Schul- und Berufsbildung, Betriebszugehörigkeitsdauer, Managertätigkeit, Wirtschaftszweig und Beruf.

Tabelle 2: Quantilsregressionen für (logarithmierte) Einkommen bei Frauen und Männern; Deutschland 1991 + 2001; t-Werte in Klammern

	1991				2001			
	10%-Quantil		90%-Quantil		10%-Quantil		90%-Quantil	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer
Konstante	-0,8425 (6,70)	-0,0904 (0,44)	1,7235 (11,97)	2,3262 (16,83)	-0,0628 (0,87)	0,0494 (0,40)	2,0227 (24,37)	3,0021 (41,49)
Schulbildung	0,0973 (15,45)	0,0884 (11,22)	0,0489 (4,15)	0,0449 (5,81)	0,0444 (10,11)	0,0481 (8,58)	0,0260 (3,74)	0,0173 (3,56)
Berufserfahrung	0,0942 (17,87)	0,0986 (18,89)	0,0395 (7,11)	0,0446 (11,84)	0,0794 (21,80)	0,0837 (18,65)	0,0303 (7,71)	0,0274 (8,50)
Berufserfahrung ²	-0,0017 (16,80)	-0,0016 (17,15)	-0,0007 (5,98)	-0,0007 (9,98)	-0,0013 (19,17)	-0,0014 (17,49)	-0,0005 (6,19)	-0,0004 (6,70)
Betriebszugehörig- keitsdauer	0,0297 (5,81)	0,0182 (4,14)	0,0127 (2,42)	-0,0012 (0,40)	0,0363 (10,19)	0,0303 (9,28)	0,0120 (3,19)	0,0113 (4,15)
Betriebszugehörig- keitsdauer ²	-0,0006 (3,40)	-0,0005 (4,14)	-0,0002 (1,12)	0,0001 (1,53)	-0,0008 (7,85)	-0,0005 (5,92)	0,0001 (0,58)	-0,0002 (2,33)
Arbeitszeit	0,0049 (2,69)	-0,0097 (2,14)	-0,0084 (5,21)	-0,0189 (6,83)	-0,0004 (0,37)	-0,0020 (0,78)	-0,0028 (2,67)	-0,0211 (15,90)
Überstunden-bezahlt	-0,0152 (1,73)	-0,0109 (2,43)	-0,0097 (1,25)	-0,0026 (0,82)	-0,0029 (0,46)	-0,0228 (4,38)	-0,0210 (3,30)	-0,0215 (4,43)
Überstunden-unbezahlt	0,0067 (0,69)	0,0216 (3,37)	0,0263 (2,81)	0,0354 (9,84)	0,0006 (0,10)	0,0091 (2,12)	0,0271 (4,08)	0,0276 (9,44)
PC-Nutzung-beruflich	0,0569 (1,30)	0,0171 (0,48)	0,0317 (0,86)	0,0504 (1,98)	0,2121 (9,20)	0,2094 (7,45)	0,1086 (4,30)	0,1630 (8,94)
PC-Nutzung-privat	0,0394 (0,64)	-0,0302 (0,71)	0,0920 (1,94)	0,0169 (0,53)	0,0980 (4,32)	0,0074 (0,30)	0,1080 (4,81)	0,0315 (1,80)
Betriebsgröße	0,2846 (8,29)	0,1459 (4,11)	0,1090 (3,39)	0,0680 (2,76)	0,2175 (9,48)	0,1866 (6,89)	0,0897 (3,82)	0,0700 (3,59)
Manager	0,1840 (3,01)	0,2054 (5,91)	0,3586 (6,20)	0,2698 (10,34)	0,2898 (8,14)	0,1706 (6,06)	0,3253 (8,31)	0,3401 (17,09)
verheiratet	0,0319 (1,10)	0,2493 (10,85)	0,0213 (0,61)	0,0265 (1,08)	-0,0561 (0,26)	0,2637 (11,66)	-0,0159 (0,56)	0,0603 (2,59)
Sektoren	+	+	+	+	+	+	+	+
Pseudo-R ²	0,386	0,519	0,252	0,345	0,343	0,443	0,242	0,324
N	1 576	2 156	1 576	2 156	3 826	4 512	3 826	4 512
erklärte Lohnlücke	-0,054		0,018		-0,102		0,069	
unerklärte Lohnlücke	-0,239		-0,195		-0,200		-0,173	

Datenquelle: SOEP

einer solchen Strategie auch bei männlichen Beschäftigten mit niedrigen Einkommen. Ein Grund mag darin bestehen, dass Gewerkschaften vor allem bei steigender Arbeitslosigkeit einen Abbau von (bezahlten) Überstunden fordern, um auf diesem Wege die Arbeitslosigkeit zu reduzieren. Unternehmen können sich dieser Forderung dadurch entziehen, dass zwar bezahlte Überstunden entfallen, aber eine implizite Vereinbarung mit den Belegschaftsmitgliedern getroffen wird: Höhere Einkommen verbunden mit der Erwartung, dass bei entsprechendem Arbeitsanfall länger ohne zusätzlichen Einkommens- oder Freizeitausgleich gearbeitet wird. Da der Einkommenseffekt unbezahlter Arbeit bei Frauen geringer ausfällt als bei Männern, ist unbezahlte Mehrarbeit eine Quelle für eine zunehmende Lohnlücke zwischen Frauen und Männern.

Die Nutzung eines PCs scheint für das Arbeitseinkommen nach den Ergebnissen in Tabelle 2 zu Beginn des Untersuchungszeitraums kaum bedeutsam gewesen zu sein, wohl aber am Ende. Es ergeben sich zwar durchgängig positive Koeffizienten, sowohl bei der beruflichen als auch bei der privaten PC-Nutzung. 1991 sind diese jedoch nur für das 90%-Quantil bei Männern für berufliche Nutzung statistisch gesichert. 2001 ist lediglich der Einfluss der privaten Nutzung auf das Lohneinkommen bei Männern insignifikant. Auch liegen die dazugehörigen geschätzten Koeffizienten unterhalb derer für Frauen. Insofern trägt diese Einkommenskomponente zur Reduktion der Lohndifferenz zwischen Frauen und Männern bei. Ansonsten folgt der Einfluss der PC-Nutzung auf die geschlechtsspezifische Lohnlücke keinem einheitlichen Muster.

Tabelle 3: Einfluss von Überstunden und PC-Nutzung auf Individualeinkommen, Deutschland 1991 + 2001; t-Werte in Klammern

	1991		2001	
	10%-Quantil	90%-Quantil	10%-Quantil	90%-Quantil
Überstunden – bezahlt	-0,0280 (5,34)	0,0036 (0,75)	0,0680 (7,28)	0,0241 (3,68)
Überstunden – unbezahlt	0,0177 (5,68)	0,0355 (11,54)	0,0320 (12,37)	0,0424 (21,14)
PC-Nutzung – beruflich	0,0174 (0,49)	0,0320 (1,11)	0,1712 (7,94)	0,1241 (7,56)
PC-Nutzung – privat	0,0101 (0,22)	0,0534 (1,41)	0,0461 (2,27)	0,0593 (4,00)

Datenquelle: SOEP

Anmerkung: Ausschnitt aus Quantilsregressionen, die zur Lohnlücke (3), Tabelle 1 für 1991 und 2001 führen, d.h. anstelle der beobachteten UEST-B- und UEST-U-Werte wurden Instrumente verwendet – Erläuterung vgl. Tabelle 1.

Bei der Interpretation der Koeffizienten für bezahlte und unbezahlte Überstunden sollte klar geworden sein, dass für die Kausalität keineswegs Eindeutigkeit besteht. Erwartete Endogenitäten lassen es ratsam erscheinen, die Überstundenvariablen zu instrumentieren. Zu diesem Zweck werden Tobitschätzungen für UEST-B und UEST-U in Abhängigkeit vom Alter, Geschlecht, Betriebsgröße, Schul- und Berufsbildung, Betriebszugehörigkeitsdauer, Managertätigkeit, Wirtschaftszweig und Beruf durchgeführt. Anstelle der beobachteten Überstunden in den Einkommensfunktionen treten dann die aus dem Tobitansatz geschätzten Größen. Die Resultate für die geschätzten Koeffizienten der Dummy-Variablen „SEX“ in den Einkommensfunktionen finden sich in Tabelle 1, Zeile (3). Verwendet ist hierbei ansonsten die gleiche Spezifikation wie in Zeile (1). Die nicht erklärte Lohnlücke fällt in (3) im Vergleich zu (1) über alle Jahre 1991–2001 für das 90%-Quantil niedriger aus. Mit zwei Ausnahmen (1999, 2001) kehrt sich dies Ergebnis für das 10%-Quantil um. Wichtig ist, dass jetzt, von Ausnahmen abgesehen, ein positiver Zusammenhang zwischen bezahlten Überstunden und Lohnneinkommen folgt. Werte hierfür sind in Tabelle 3, Zeile „Überstunden-bezahlt“ für die Jahre 1991 und 2001 ausgewiesen. Die Bedeutung der unbezahlten Mehrarbeit bleibt erhalten. Gleiches gilt für die Variablen „PC-Nutzung“.

Bisher blieb unberücksichtigt, dass es unbeobachtete Einkommensdeterminanten gibt, in deren Ausstattung sich Frauen und Männer unterscheiden. Insofern wird dieser Effekt den nicht erklärten Einkommensunterschieden zugerechnet und somit häufig fälschlicherweise als Diskriminierungseffekt interpretiert. Wenn jedoch weibliche Counterfactuals zu Männern und männliche Counterfactuals zu Frauen gebildet werden – vgl. Abschnitt 3.1 (18) –, dann sind die Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern kaum noch auf unbeobachtete Merkmale zurückzuführen. Das auf Basis von (17) – (19) über Propensity Scores vorgenommene Matching (PS-Matching-Verfahren) ordnet jedem beobachteten Mann eine künstlich gebildete Frau zu und umgekehrt. In die

jahresweise getrennt ermittelten Probitschätzungen, die der Bestimmung der Propensity Scores dienen, gehen folgende Determinanten ein: Schulbildung, Alter, Familienstand, Betriebszugehörigkeitsdauer, Betriebsgröße, Managerstatus, Arbeitszeit, Mehrarbeit, PC-Nutzung, Sektorzugehörigkeit. Die daraus resultierenden Counterfactuals aufgrund von Gleichung (18) bilden die Einkommen der Pseudo-Vergleichsfrauen. In Tabelle 1, Zeile (4) ist für die Jahre 1991–2001 jeweils die bei diesem Verfahren weiterhin unerklärte Lohnlücke angegeben, die auf unterschiedliche Ertragsraten der Einkommensdeterminanten bei Frauen und Männern zurückzuführen ist. In Klammern sind die verbliebenen, auf Ausstattungsunterschiede zurückzuführenden Einkommensdifferenzen angegeben. Sie liegen deutlich niedriger als die entsprechenden Werte in Klammern in Zeile (2) und verschwinden zum Teil sogar ganz. Auch ein Vergleich der unerklärten Unterschiede in Zeile (2) und (4) zeigt, dass die aus dem Matching-Verfahren resultierenden Lohnlücken im Allgemeinen erheblich unter den entsprechenden Werten in Zeile (2) liegen. Der Unterschied fällt für das 10%-Quantil sehr viel stärker aus. Dies führt insofern zu einer Umkehrung der Ergebnisse aus den Zeilen (1)–(3), als jetzt die Lohnlücke im 90%-Quantil die im 10%-Quantil übersteigt und damit kompatibel mit den von Albrecht, Björklund und Vroman (2003) vorgelegten Ergebnissen für Schweden ist. Eine im Zeitablauf eindeutige Entwicklung lässt sich jedoch weiterhin nicht ausmachen. Beim 90%-Quantil besteht eine gewisse Tendenz zur Konjunkturabhängigkeit. In Phasen hoher Arbeitslosigkeit reduzieren sich die unerklärten Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern für die Gruppe der besser Verdienenden.

Der Einfluss von Überstunden und PC-Nutzung auf die geschlechtsspezifischen Einkommen und damit auf die nicht erklärte Lohnlücke weist gewisse Unterschiede gegenüber den bisherigen Ergebnissen auf. Ausschnittweise finden sich die Schätzungen hierfür in Tabelle 4. Wie schon in Tabelle 3 bei Instrumentierung des Überstundeneinflusses erhält man auch jetzt überwiegend einen positiven Einfluss der bezahlten Überstunden auf das

Tabelle 4: Einfluss von Überstunden und PC-Nutzung auf Einkommen bei Frauen und Männern, Deutschland 1991 + 2001; t-Werte in Klammern; Methode: Quantilsregression mit „propensity score“-Matching

	1991				2001			
	10%-Quantil		90%-Quantil		10%-Quantil		90%-Quantil	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer
Überstunden-bezahlt	0,0165 (6,64)	0,0022 (4,99)	0,0029 (11,33)	0,0274 (7,22)	-0,0042 (4,59)	0,0095 (4,77)	-0,0000 (0,59)	0,0012 (0,70)
Überstunden-unbezahlt	0,0065 (2,21)	0,0031 (4,21)	0,0011 (3,16)	0,0174 (3,44)	0,0086 (8,52)	0,0172 (9,97)	-0,0001 (2,43)	0,0032 (2,29)
PC-Nutzung-beruflich	0,0408 (2,09)	0,0028 (1,31)	0,0005 (0,13)	0,0447 (1,71)	0,1050 (20,92)	0,0021 (0,32)	0,0011 (3,95)	0,0138 (2,14)
PC-Nutzung-privat	0,0482 (2,00)	0,0068 (2,33)	0,0054 (1,23)	0,1018 (2,81)	0,0915 (19,31)	0,0264 (4,18)	0,0000 (0,10)	0,0349 (5,57)

Datenquelle: SOEP

Anmerkung: Ausschnitt aus Quantilsregressionen, die zur Lohnlücke (4) in Tabelle 1 für 1991 und 2001 führen.

Lohneinkommen. Insgesamt fallen die Effekte jedoch erheblich geringer aus. Die Endogenität ist demnach nicht die einzige Ursache, die zu verzerrten Schätzungen des Überstundeneinflusses in den vorangegangenen Ansätzen führt. Vielmehr werden auch unbeobachtete, geschlechtsspezifische Faktoren wirksam, die nach dem PS-Matching-Verfahren weitgehend eliminiert sind. Die Ergebnisse für die unbezahlte Überstunden werden im Wesentlichen bestätigt. Auch wenn zusätzliche Arbeit nicht direkt stundenweise entlohnt wird, so trägt sie doch zur Erhöhung des Gesamteinkommens bei.

Die Effekte der PC-Nutzung stellen sich bei Kontrolle unbeobachteter Heterogenität etwas anders dar als vorher. Zu vergleichen sind hierfür die Ergebnisse der Zeilen „PC-Nutzung-beruflich“ und „PC-Nutzung-privat“ in den Tabellen 2 und 4. Bei beruflicher Nutzung zeigt sich in Tabelle 4 Folgendes: Für das 10%-Quantil sind die Einkommenswirkungen bei Frauen größer als bei Männern. Das Umgekehrte gilt für das 90%-Quantil. Gegenüber 1991 erhält man 2001 für Frauen beim 10%-Quantil noch zunehmende Effekte, während sie bei Männern leicht abnehmen, so dass die Reduktion der Lohnlücke von Frauen zu Männern durch berufliche PC-Nutzung im Zeitablauf bei den unteren Einkommen noch weiteren Auftrieb erhält. Beim 90%-Quantil ist der Männereffekt größer, allerdings vermindert er sich ebenfalls von 1991 auf 2001. Zwei gegenläufige Effekte lassen sich hier ausmachen. Der Einfluss bei Frauen nimmt leicht zu. Demgegenüber sinkt er bei Männern deutlich. Insgesamt ist davon auszugehen, dass besser Verdienende und besser Qualifizierte früher als schlecht Verdienende und Unqualifizierte einen PC genutzt haben, dass auch Männer eher als Frauen sich mit der neuen Technologie vertraut gemacht haben. Daher waren im Bereich höherer Einkommen kaum noch steigende Einkommenseffekte oder gar abnehmende Effekte von 1991 auf 2001 zu erwarten. Das umgekehrte Ergebnis bei gering Verdienenden und Frauen steht ebenfalls im Einklang mit den Erwartungen. Ei-

nerseits wird der Umgang der Beschäftigten mit neuen Technologien von Unternehmensseite immer wichtiger. Soweit hier ein Mangel an Kenntnissen bei den Arbeitskräften besteht, versuchen die Betriebe Anreize durch höhere Löhne zu bieten. Andererseits werden im Zeitablauf immer mehr Beschäftigte in der Lage sein, PCs zu nutzen, so dass die Anreize entfallen können oder sich zumindest reduzieren lassen.

Bei der privaten Nutzung von Computern ist auf den ersten Blick nicht zu erkennen, warum daraus positive Einkommenseffekte resultieren sollten. Die Schätzungen weisen jedoch durchgängig einen solchen Effekt aus, der auch statistisch gesichert ist. Eine Ausnahme bilden Frauen im oberen Einkommensbereich. Private PC-Nutzung zeigt den Unternehmen, dass die Beschäftigten Fähigkeiten besitzen, die sie auch beruflich nutzen können. Zudem kann der PC zu Hause für die Erledigung von Aufgaben nach Dienstschluss genutzt werden und schließlich ist die Gefahr der privaten Nutzung am Arbeitsplatz geringer, wenn ein PC zu Hause steht. Alles kostensparende Elemente für die Unternehmen, so dass sie durch höhere Einkommen Anreize liefern, privat einen PC zu nutzen. Einzelne Unternehmen gehen schon soweit, ihren Belegschaftsmitgliedern kostenlos einen PC mit Software, die auch vom Betrieb eingesetzt wird, privat zur Verfügung zu stellen. Festhalten lässt sich, dass für das 10%-Quantil der Einkommenseffekt von 1991 auf 2001 sowohl bei Frauen als auch bei Männern noch gestiegen ist. Insgesamt übersteigen aber die Wirkungen bei Frauen diejenigen bei Männern. Für das 90%-Quantil gilt genau das Gegenteil. Die Begründung ist analog der bei beruflich genutzten PCs.

Insgesamt haben sowohl Überstunden als auch Computernutzung Auswirkungen auf das Individualeinkommen. Die Effekte unterscheiden sich allerdings bei Frauen und Männern, so dass damit auch die geschlechtsspezifischen Lohndifferenzen berührt werden. Die berufliche Nutzung

eines PCs trägt eindeutig zur Reduktion der Lohnlücke bei, ein zu Weinberg (2000) ergänzendes Ergebnis, der überproportionale Vorteile bei Frauen durch die Einführung von Tätigkeiten am Computer sieht. Demgegenüber begünstigen Überstunden im Allgemeinen Männer, vergrößern also die Lohnlücke. Einfache Einkommensfunktionsschätzungen sind nicht zur Bestimmung der Wirkungen geeignet. Sie führen zu verzerrten Schätzungen, da Endogenitäten und unbeobachtete Heterogenität auftreten. Instrumentierung der endogenen Regressoren und Paneldatenschätzungen liefern Möglichkeiten zur Behebung dieses Problems. Von letzterem Verfahren wurde jedoch nicht Gebrauch gemacht, denn die theoretischen Überlegungen haben gezeigt, dass die Individualeffekte nicht zeitinvariant sind. Daher wurde jahresweise ein Matching-Verfahren angewandt, über das unbeobachtete Heterogenität eliminiert oder zumindest vermindert werden kann.

6 Schlussbemerkungen

Das Thema „Einkommensdifferenzen zwischen Frauen und Männern“ bleibt aktuell, hat aber an Brisanz verloren. Die Theorie zeigt ein breites Spektrum an Erklärungen für geschlechtsspezifische Lohnunterschiede auf. Dies reicht über angeborene und erworbene Fähigkeiten, die zwischen Frauen und Männern differieren, Selektion bei der Wahl des Berufes, Betriebes und Wirtschaftszweiges bis hin zu gesamtwirtschaftlichen Bestimmungsgründen. Daneben sind Segregationstendenzen und diskriminierendes Verhalten von Bedeutung. Die Empirie bemüht sich zwar, zwischen einzelnen Bestimmungsgründen zu trennen und die relative Bedeutung zu ermitteln. Bisher gelingt dies aber nur unzureichend, auch wenn methodisch deutliche Fortschritte erzielt worden sind. Unbeobachtete Einflüsse bleiben bestehen. Daraus ergeben sich Verzerrungen bei der Schätzung der Ertragsraten. Die statische Version der Oaxaca-Blinder-Zerlegung wird weiterhin am häufigsten als methodisches Instrument zur Ermittlung geschlechtsspezifischer Einkommensunterschiede herangezogen. Mit der dynamischen Version dieser Zerlegung und anderen vorgeschlagenen Verallgemeinerungen sowie dem Juhn-Murphy-Pierce-Ansatz, der Anwendung von Quantilsregressionen und nichtparametrischen Schätzungen besteht jedoch in der Zwischenzeit die Möglichkeit differenziertere Aussagen zu treffen. Hiervon sollte in Zukunft bei der empirischen Analyse verstärkt Gebrauch gemacht werden. Neben dem Bemühen bisher unberücksichtigte, mit dem Geschlecht interagierende einkommensrelevante Merkmale explizit zu erfassen, sollten auch verstärkt Anstrengungen unternommen werden, den Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf die Ertragsrate zu eliminieren oder genauer zu analysieren.

Literaturverzeichnis

Akerlof, G.A. (1982): Labor Contracts as Partial Gift Exchange. In: Quarterly Journal of Economics 97, 543-569.

Albrecht, J./Björklund, A./Vroman, S. (2003): Is There a Glass Ceiling in Sweden? In: Journal of Labor Economics 21, 145-177.

Altonji, J.G./Blank, R.M. (1999): Race and Gender in the Labor Market. In: Ashenfelter, O./Card D. (eds.): Handbook of Labor Economics. Vol. 3C. Amsterdam: Elsevier, 3143-3259.

Baron-Cohen, S. (2003): The Essential Difference: Men, Women and the Extreme Male Brain. Allen Lane: The Pinguin Press.

Barsky, R./Bound, J./Charles, K.K./Lupton, J.P. (2002): Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach. In: Journal of the American Statistical Association 97, 663-673.

Beblo, M./Wolf, E. (2002): Wage Penalties for Career Interruptions. An Empirical Analysis for West Germany. ZEW, mimeo.

Becker, G. (1971): The Economics of Discrimination. 2nd. ed. Chicago: University of Chicago Press.

Bell, D./Hart, R.A. (1999): Unpaid Work. In: *Economica* 66, 271-290.

Bell, D./Hart, R.A./Hübler, O./Schwerdt, W. (2000): Paid and Unpaid Overtime Working in Germany and the UK. IZA DP 133.

Bellmann, L./Gerlach, K. (1984): Einkommensfunktionen für Frauen und Männer mit individuellen und strukturellen Bestimmungsfaktoren. In: Bellmann, L./Gerlach, K./Hübler, O.: Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland. Zur Theorie und Empirie der Arbeitseinkommen. Frankfurt a.M.: Campus, 190-295.

Bergmann, B.R. (1974): Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex. In: *Eastern Economic Journal* 1, 103-110.

Blau, F.D./Ferber, M.A./Winkler, A.E. (2002): The Economics of Women, Men, and Work. 4th. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall.

Blau, F.D./Kahn, L.M. (2003): Understanding International Differences in the Gender Pay Gap. In: *Journal of Labor Economics* 21, 106-144.

Blau, F.D./Kahn, L.M. (2000): Gender Differences in Pay. In: *Journal of Economic Perspectives* 14, 75-99.

Blau, F.D./Kahn, L.M. (1997): Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s. In: *Journal of Labor Economics* 15, 1-42.

Black, S.E./Brainerd, E. (2002): Importing Equality? The Impact of Globalization on Gender Discrimination. NBER Working Paper No. 9110.

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

Bonke, J./Gupta, N.D./Smith, N. (2003): The Effects of Timing and Flexibility of Housework Activities on the Wages of Danish Men and Women. National Social Research Institute, Copenhagen, Aarhus School of Business, mimeo.

Boockmann, B./Steiner, V. (2000): Cohort Effects and the Returns to Education in West Germany. ZEW DP No. 00-05.

Bowles, S./Gintis, H./Osborne, M. (2001): The Determinants of Earnings: A Behavioral Approach. In: *Journal of Economic Literature* 39, 1137-1176.

Brown, C./Corcoran, M. (1997): Sex-Based Differences in School Content and the Male/Female Wage Gap. In: *Journal of Labor Economics* 15, 431-465.

- Brown, R.S./Moon, M./Zoloth, B.S. (1980): Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. In: *Journal of Human Resources* 15, 3-28.
- Card, D./Lemieux, T./Riddell, W.C. (2003): Unionization and Wage Inequality: A Comparative Study of the U.S., the U.K., and Canada. NBER Working Paper 9473.
- Card, D./DiNardo, J.E. (2002): Skilled-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles. In: *Journal of Labor Economics* 20, 733-783.
- Charles, K.K./Luoh, M.-C. (2002): Gender Differences in Completed Schooling. NBER Working Paper, No. 9028.
- Chasiotis, A./Volland, E. (1998): Geschlechtliche Selektion und Individualentwicklung. In: H. Keller (Hrsg.): *Lehrbuch Entwicklungspsychologie*. Berlin: Verlag Hans Huber, 564-595.
- Convey, D./Roberts, H.V. (1983): Reverse Regression, Fairness, and Employment Discrimination. In: *Journal of Business and Economic Statistics* 1, 75-85.
- Darity, W.D./Mason, P.L. (1998): Evidence on Discrimination in Employment: Codes of Color, Codes of Gender. In: *Journal of Economic Perspectives* 12, 63-90.
- Doeringer, P.B./Piore, M.J. (1971): *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington: D.C. Heath and Co.
- Engelbrech, G./Nagel, E. (2002): Einkommen von Männern und Frauen beim Berufseintritt, betriebliche Ausbildung und geschlechtsspezifische berufliche Segregation in den 90er Jahren. IAB-Werkstattbericht 17.
- Fields, J./Wolff, E.N. (1995): Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap. In: *Industrial and Labor Relations Review* 49, 105-120.
- Fitzenberger, B./Koenker, R./Machado, J.A.F. (eds.) (2002): *Economic Applications of Quantile Regression*. Heidelberg: Physica-Verlag.
- Fitzenberger, B./Reize, F. (2003): Quantilsregressionen der westdeutschen Verdienste: Ein Vergleich zwischen der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung und der IAB-Beschäftigtenstichprobe. In: W. Franz, W./Ramser, H.J./Stadler, M. (Hrsg.): *Empirische Wirtschaftsforschung – Methoden und Anwendungen*. Tübingen, 255-282.
- Fitzenberger, B./Reize, F. (2002): Verdienstanalyse für das frühere Bundesgebiet. In: *Wirtschaft und Statistik* 12, 1106-1114.
- Fitzenberger, B./Wunderlich, G. (2002): Gender Wage Differences in West Germany: A Cohort Analysis. In: *German Economic Review* 3, 379-414.
- Frank-Bosch, B. (2002): Verdienstabstand zwischen Frauen und Männern. In: *Wirtschaft und Statistik* 5, 395-409.
- Gage, N.L./Berlinger, D.C. (1996): *Pädagogische Psychologie*. 5. Aufl. Weinheim: Beltz.
- Gerlach, K. (1987): A Note on Male-Female Wage Differences in West-Germany. In: *Journal of Human Resources* 22, 584-592.
- Gerlach, K./Hübler, O. (1998): Firm Size and Wages in Germany Trends and Impacts of Mobility. In: *Empirica* 25, 245-261.
- Griliches, Z. (1977): Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. In: *Econometrica* 45, 1-22.
- Grimm, H. (1995): Sprachentwicklung – allgemein, theoretisch und differentiell betrachtet. In: Oerter, R./Montada, L.: *Entwicklungspsychologie*. 3. Aufl. München: Beltz-Psychologie Verlagsunion, 705-757.
- Gupta, N.D./Oaxaca, R.L./Smith, N. (2003): Swimming Upstream, Floating Downstream: Comparing Women's Relative Wage Positions in the U.S. and Denmark. IZA DP No. 756.
- Halpern, D.F. (1992): *Sex Differences in Cognitive Abilities*: 2nd. ed. Hillsdale NJ.: Erlbaum:
- Hastie, T. J./Tibshirani, R.J. (1997): *Generalized Additive Models*. London: Chapman & Hall.
- Heckman, J.J. (1998): Detecting Discrimination. In: *Journal of Economic Perspectives* 12, 101-116.
- Heckman, J.J./Ichimura, H./Todd, P.E. (1997): Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. In: *Review of Economic Studies* 64, 605-654.
- Heckman, J.J./Lochner, L.J./Todd, P.E. (2003): Fifty Years of Mincer Earnings Regressions. IZA DP No. 775.
- Heywood, J.S./Hübler, O./Jirjahn, U. (1998): Variable Payment Schemes and Industrial Relations: Evidence from Germany. In: *Kyklos* 51, 237-257.
- Heywood, J.S./Jirjahn, U. (2002): Payment Schemes and Gender in Germany. In: *Industrial and Labor Relations Review* 56, 44-64.
- Horrace, W.C./Oaxaca, R.L. (2001): Inter-Industry Wage Differentials and the Gender Wage Gap: An Identification Problem. In: *Industrial and Labor Relations Review* 54, 611-618.
- Hübler, O. (2002): Unpaid Overtime, the Use of Personal Computers and Wage Differentials. In: *Review of Economics* 53, 88-106.
- Hübler, O. (2000): All Goes Faster but Lasts Longer: Computer Use and Overtime Work. In: *ifo Studien* 46, 249-271.
- Hübler, O. (1992): Dynamik des Arbeitseinkommens und geschlechtsspezifische Diskriminierung. In: Hujer, R./Schneider, H./Zapf, W. (Hrsg.): *Herausforderungen an den Wohlfahrtsstaat im strukturellen Wandel*. Frankfurt a.M.: Campus, 435-468.
- Hübler, O. (1991): Einkommensdiskriminierung von Frauen und geschlechtsabhängige Einkommensdeterminanten. In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 208, 607-624.
- Hübler, O. (1990): Messung von Diskriminierung durch direkte und inverse Regression. In: *Allgemeines Statistisches Archiv* 74, 315-335.
- Hübler, O. (1989): Zur Messung von Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt. Diskussionspapier Nr. 142, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Universität Hannover.
- Hübler, O. (1984): Zur empirischen Überprüfung alternativer Theorien der Verteilung von Arbeitseinkommen – Ökonometrische Ein- und Mehrgleichungsmodelle. In: Bellmann, L./Gerlach, K./Hübler, O. (Hrsg.): *Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt a.M.: Campus, 17-189.
- Hunt, J. (2002): The Transition in East Germany: When Is a Ten-Point Fall in the Gender Wage Gap Bad News? In: *Journal of Labor Economics* 20, 148-169.
- Jianakoplos, N.A./Bernsek, A. (1998): Are Women More Risk Averse? In: *Economic Inquiry* 36, 620-630.

- Jirjahn, U./Stephan, G. (2002): Gender, Piece Rates and Wages: Evidence from Matched Employer-Employee Data. mimeo.
- Johnson, J.E.V./Powell, P.L. (1994): Decision Making, Risk and Gender: Are Managers Different? In: *British Journal of Management* 5, 123-138.
- Juhn, C./Murphy, K.M. (1997): Wage Inequality and Family Labor Supply. In: *Journal of Labor Economics* 15, 1-42.
- Juhn, C./Murphy, K.M./Pierce, B. (1993): Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. In: *Journal of Political Economy* 101, 410-442.
- Juhn, C./Murphy, K.M./Pierce, B. (1991): Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence In: Koster, M. (ed.): *Workers and Their Wages*. Washington DC.: AEI Press, 107 -143.
- Koenker, R./Basset, G. (1978): Regression Quantiles. In : *Econometrica* 46, 33-50.
- Krueger, A.B. (1993): How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989. In: *Quarterly Journal of Economics* 108, 33-60.
- Kulmiz, L. von (2001): Lohndiskriminierung von Frauen. Eine Analyse mit der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1990. In: *Wirtschaft und Statistik* 5, 406-415.
- Kunze, A. (2002): Gender Differences in Entry Wages and Early Career Wages. IZA DP No. 626.
- Kunze, A. (2001): Looking Again at Instrumental Variable Estimation of Wage Models in the Gender Wage Gap Literature. In: *Research in Labor Economics: Worker Wellbeing in a Changing Labor Market* 20, 373 – 393.
- Kunze, A. (2000): The Determination of Wages and the Gender Wage Gap: A Survey. IZA DP No.193.
- McDowell, J.M./Singell jr, L.D./Ziliak, J.P. (1999): Cracks in the Glass Ceiling: Gender and Promotion in the Economics Profession. In: *American Economic Review* 89(2), 392-396.
- Machin, S./Puhani, P.A. (2003): Subject of Degree and the Gender Wage Differential. In: *Economics Letters* 79, 393-400.
- Mavromaras, K.G. (2003): Indirect Re-Employment Wage Discrimination, *Bulletin of Economic Research* 55, 53-89.
- Mavromaras, K.G./Rudolph, H. (2002): Occupational Segregation and the Male Female Wage Gap in Germany between 1985 and 1995. In: *Cahiers Economiques de Bruxelles* 45, 71-89.
- Mavromaras, K.G./Rudolph, H. (1995) : Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede bei der Wiederbeschäftigung. In: Steiner, V./Bellmann, L. (Hrsg.): *Mikroökonomik des Arbeitsmarktes*. BeitrAB 192. Nürnberg, 139-169.
- Mitra, A. (2002): Mathematics Skill and Male-Female Wages. In: *Journal of Socio-Economics* 31, 443-456.
- Oaxaca, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. In: *International Economic Review* 14, 693-709.
- Oaxaca, R./Ransom, M. (1994): On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. In: *Journal of Econometrics* 61, 5-21.
- Pannenberg, M. (2002): Long-Term Effects of Unpaid Overtime. IZA DP No.614.
- Pannenberg, M./Wagner, G. (2001): Overtime Work, Overtime Compensation and the Distribution of Economic Well-Being. Evidence for West Germany and Great Britain. IZA DP No. 318.
- Petermann, F. (1995): Aggressives Verhalten. In: Oerter, R./Montada, L. (Hrsg.): *Entwicklungspsychologie*. 3. Aufl. München: Beltz-Psychologie Verlagsunion, 1016-1023.
- Polachek, S.W. (1981): Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure. In: *Review of Economics and Statistics* 63, 60-69.
- Prey, H. (1999): Die Entwicklung der geschlechtsspezifischen Lohndifferenz in Westdeutschland 1984-96. *Diskussionspapiere des Forschungsinstituts für Arbeit und Arbeitsrecht an der Universität St. Gallen*, Nr. 57.
- Ransom, M./Oaxaca, R.L. (2002): Intrafirm Mobility and Sex Differences in Pay. IZA DP No. 704.
- Reich, M. (1981): *Racial Inequality. A Political-Economic Analysis*. Princeton N.J.
- Romberg, J. (2003): Jungs: die neuen Sorgenkinder? In: *GEO* 03/2003, 65-92.
- Schubert, R./Brown, M./Gysler, M./Brachinger, W. (1999): Financial Decision-Making: Are Women Really More Risk Averse? In: *American Economic Review* 89, Papers and Proceedings, 381-385.
- Stock, J.H./Watson, M.W. (2003): *Introduction to Econometrics*. New York: Addison Wesley.
- Suen, W. (1997): Decomposing Wage Residuals: Unmeasured Skill or Statistical Artifact? In: *Journal of Labor Economics* 15, 555-566.
- Sunden, A.E./Surette, B.J. (1998): Gender Differences in the Allocation of Assets in Retirement Saving Plans. In: *American Economic Review* 88, Papers and Proceedings, 207-211.
- Trautner, H.M. (2002): Entwicklung der Geschlechtsidentität. In: Oerter, R./Montada, L. (Hrsg.): *Entwicklungspsychologie*. 5. vollst. überarb. Auflage. Weinheim: Beltz, 648-674.
- Weichselbaumer, D./Winter-Ebmer, R. (2003): The Effects of Competition and Equal Treatment Laws on the Gender Wage Differential. CEPR Discussion Paper No. 4015.
- Weinberg, B.A. (2000): Computer Use and the Demand for Female Workers. In: *Industrial and Labor Relations Review* 53, 290-308.
- Wendt, D. (1997): *Entwicklungspsychologie*. Stuttgart: Kohlhammer.