

# Sind es die Erwerbsunterbrechungen?

## Ein Erklärungsbeitrag zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern in Deutschland

Miriam Beblo und Elke Wolf\*

Diese Studie leistet einen Beitrag zur Erklärung der geschlechtsspezifischen Lohnunterschiede in Westdeutschland. Auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe und der IAB-Ergänzungsstichprobe I schätzen wir Männer- und Frauenlöhne mit flexiblen Lohngleichungen, in denen die gesamte Erwerbsbiografie inklusive der Dauer und der Art jeder zurückliegenden Erwerbsunterbrechung berücksichtigt wird. Somit können wir zwischen den kurz- und langfristigen Lohneffekten von Arbeitslosigkeit, formaler Elternzeit sowie anderen Auszeiten unterscheiden und deren Beitrag zur Erklärung des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials bestimmen. Nicht nur die Erwerbserfahrung von Frauen und Männern wird auf dem Arbeitsmarkt unterschiedlich honoriert. Frauen- und Männerlöhne sind außerdem unterschiedlich stark von zurückliegenden Erwerbspausen betroffen. Die negativen Lohneffekte von gesetzlicher Elternzeit und darüber hinausgehenden Auszeiten von Frauen tragen maßgeblich zum geschlechtsspezifischen Lohndifferenzial bei.

### Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Die IAB-Beschäftigtenstichprobe
- 3 Die Bedeutung von Erwerbsunterbrechungen
- 4 Flexible Spezifikation der Lohngleichung
- 5 Schätzergebnisse
  - 5.1 Rendite von Erwerbserfahrung
  - 5.2 Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen
  - 5.3 Lohndifferenzial: welchen Beitrag leistet die Erwerbsbiografie
- 6 Resümee
- Literaturverzeichnis

### 1 Einleitung

Dass Frauen im Durchschnitt weniger verdienen als ihre männlichen Kollegen ist ein weit verbreitetes und inzwischen hinreichend bekanntes Phänomen. So lagen im Jahr 1998 die Bruttostundenlöhne von Frauen in der EU durchschnittlich 16 Prozent, in Deutschland 19 Prozent unterhalb derer von Männern (Europäische Kommission 2002). Dass dieser Lohnunterschied zum Teil auf bestimmte Merkmale von Frauen und Männern – wie beispielsweise die Qualifikation oder Berufserfahrung – zurückgeführt werden kann, ist ebenfalls unumstritten. Welcher Anteil des Lohndifferenzials mit Hilfe beobachtbarer Merkmale erklärt werden kann, hängt von der untersuchten Stichprobe, den zur Verfügung stehenden erklärenden Variablen und der angewendeten Methode ab. Neuere Untersuchungen für Deutschland führen etwa die Hälfte des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials auf beobachtbare Unterschiede in den Charakteristika von Frauen und Männern zurück (siehe Europäische Kommission 2002 und Beblo et al. 2003). Lauer (2000) erklärt je nach Beobachtungsperiode 40 bis 50 Prozent der Lohnlücke

mit Unterschieden in den Merkmalen. Dagegen begründen die Merkmale von Frauen und Männern mit abgeschlossener Lehrausbildung zu Beginn ihrer Karriere nur 25 Prozent der Lohndifferenz (Kunze 2002a). Ob das auf beobachtbare Merkmalsunterschiede zurückzuführende Differenzial als „erklärter“ Lohnunterschied bezeichnet werden sollte, ist jedoch umstritten. Es wird zu bedenken gegeben, dass die beobachteten Merkmale von Frauen und Männern bereits Folge von indirekter Diskriminierung sein können, beispielsweise beim Zugang zu Bildungsabschlüssen, zu bestimmten Berufen, Branchen oder beim Verfolgen einer Erwerbskarriere mit Kindern. Auch die Interpretation des Restanteils – in den meisten Studien als Maß für Diskriminierung bezeichnet – gibt Anlass zur Diskussion. Dabei wird argumentiert, dass die „unerklärte“ Lohndifferenz immer noch auf Unterschiede im Humankapital oder anderen Merkmalen zurückzuführen sein könnte, die auf Basis der zugrunde liegenden Daten jedoch nicht beobachtet werden. Hierzu zählen insbesondere Informationen über die gesamte Erwerbsbiografie sowie die Gründe für mögliche Erwerbsunterbrechungen.

In welchem Maße die Lohnlücke zwischen Männern und Frauen durch einkommensrelevante Merkmalsunterschiede abgebildet werden kann, hängt demnach entscheidend von der Fülle der zur Verfügung stehenden Information

\* Dr. Miriam Beblo und Dr. Elke Wolf sind wissenschaftliche Mitarbeiterinnen am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH, Mannheim. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autorinnen. Er wurde im September 2003 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im November 2003 zur Veröffentlichung angenommen.

Wir danken Stefan Bender vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) für seine Unterstützung bei der Datenarbeit. Wir sind außerdem dankbar für hilfreiche Kommentare von Sascha Becker, Christian Dustmann, Bernd Fitzenberger, Anja Heinze und Astrid Kunze zu früheren Versionen dieser Studie. Drei anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift danken wir für ihre konstruktiven Anmerkungen.

ab. Da die Erwerbserfahrung eine der wichtigsten Determinanten des erzielbaren Lohneinkommens darstellt – die Messung jedoch sehr detaillierter Angaben bedarf – kommt ihr in dieser Studie eine besondere Bedeutung zu. In der klassischen Mincer-Lohngleichung wird die Berufserfahrung, sprich das berufsspezifische Humankapital, anhand der Anzahl der Berufsjahre gemessen. Wie lange diese Erwerbstätigkeit zurückliegt und ob die Karriere möglicherweise unterbrochen wurde, wird dabei nicht berücksichtigt. Mangels Information oder um Endogenitätsprobleme zu vermeiden, wird die tatsächliche Berufserfahrung oft durch die potenzielle Berufserfahrung ersetzt (definiert als aktuelles Alter abzüglich Alter bei Berufseintritt).

Auch wenn exakte Informationen über die Dauer der bisherigen Beschäftigungsverhältnisse vorliegen, berücksichtigen die Messgrößen „tatsächliche“ oder „potenzielle Berufserfahrung“ nicht, ob und auf welche Art und Weise Erwerbsunterbrechungen das bisher angeeignete Erfahrungswissen beeinflussen. Ein Grund dafür, dass Erwerbspausen das berufsspezifische Humankapital beeinträchtigen können, liegt im technischen und organisatorischen Wandel in Unternehmen sowie in Neuerungen der Arbeitsabläufe begründet. Wissen über bisherige Produktionsmethoden oder Prozesse im Unternehmen sind nach einer (längeren) Abwesenheit möglicherweise nicht mehr von Nutzen. Erwerbsunterbrechungen verhindern also nicht nur die Akkumulation neuen Humankapitals, sondern können auch altes Erfahrungswissen unbrauchbar machen. In diesem Fall kommt es nicht nur auf die Dauer der Erwerbspausen an, sondern auch auf den Zeitpunkt der Unterbrechung. „Tatsächliche“ oder „potenzielle Berufserfahrung“ sind für die Bestimmung des aktuellen berufsbezogenen Humankapitals daher nicht geeignet. Insbesondere für weibliche Beschäftigte können sie nur eine grobe Näherung darstellen, da ihre Erwerbsbiografien in der Regel durch häufige Erwerbsunterbrechungen gekennzeichnet sind. Oft erlauben aber die Daten nur diese Approximation der vergangenen Erwerbsbiografie.

Ziel unserer Studie ist es daher, den geschlechtsspezifischen Lohnunterschied in Westdeutschland unter Berücksichtigung des gesamten Erwerbsverlaufes inklusive aller Unterbrechungen zu analysieren. Hierzu verwenden wir Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe sowie der IAB-Ergänzungsstichprobe I, die nicht nur Informationen über sämtliche bisherige Beschäftigungsverhältnisse, sondern auch Angaben zu allen Erwerbsunterbrechungen enthalten. Mit unserer Analyse knüpfen wir an frühere Studien zu den Lohneffekten von Erwerbsunterbrechungen an.<sup>1</sup> Für Deutschland wurden derartige Untersuchungen u.a. von Galler (1991), Gerlach (1987), Licht/Steiner (1992), Kunze (2002b), Ondrich et al. (2001) sowie Beblo/Wolf (2002a, 2002b) durchgeführt. Im vorliegenden Beitrag verwenden wir im Gegensatz zu den meisten zitierten Studien ein sehr flexibles Lohngleichungsmodell, in dem sämtliche Erwerbs- und Nichterwerbsaktivitäten der vergangenen Jahre abgebildet werden können. In dem von Light/Ureta (1995) vorgeschlagenen und auch von Kunze (2002b) angewendeten *work-history*-Modell wird die individuelle Erwerbsgeschichte anhand zahlreicher Varia-

blen erfasst, die den Anteil der Erwerbsarbeit pro Jahr messen sowie Indikatorvariablen, die Erwerbsunterbrechungen anzeigen. Indem wir zum einen zwischen mehreren Arten von Unterbrechungen unterscheiden, geht unsere Analyse über die von Light/Ureta (1995) hinaus. Außerdem berücksichtigen wir die jeweilige Dauer einer Aktivität pro Jahr. Mit Hilfe dieses Modells können wir den möglicherweise unterschiedlichen Auswirkungen von Arbeitslosigkeit, Elternzeit<sup>2</sup> sowie anderen Auszeiten auf den späteren Lohn Rechnung tragen. Anders als Light und Ureta untersuchen wir auch den Erklärungsbeitrag von Unterschieden in diesen Unterbrechungsarten zwischen Frauen und Männern auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial.

Es ist anzunehmen, dass die Lohneffekte nicht unabhängig von der Art der Unterbrechung sind, da sowohl die „Entwertung“ des Erfahrungswissens, als auch die „Bewertung“ von Erwerbspausen durch spätere Arbeitgeber vom Grund der Nichterwerbstätigkeit abhängen können (siehe beispielsweise die Befunde von Belzil/Hergel 1999, Phipps/Burton/Letherbridge 2001 oder Kunze 2002b). Grundsätzlich kann jede Erwerbsunterbrechung über den beschriebenen Verlust an Humankapital hinaus zusätzliche produktivitätsbezogene Effekte zur Folge haben. So ist beispielsweise denkbar, dass Arbeitgeber die vergangene Arbeitslosigkeit eines Bewerbers/einer Bewerberin als Signal für mangelnde Produktivität interpretieren oder die Inanspruchnahme von Elternzeit oder Auszeit als Zeichen einer geringen Karriereorientierung auslegen. Ob die produktivitätsbezogenen Effekte also tatsächliche oder nur vom Arbeitgeber erwartete Einschränkungen der individuellen Produktivität reflektieren (Stigma), ist schwer zu bestimmen. Auch in unserer Schätzung können wir das mit einer Erwerbspause verbundene Stigma nicht eindeutig ermitteln. Über die Unterschiede in den Lohneffekten können wir aber indirekt Rückschlüsse auf die produktivitätsbezogenen Effekte verschiedener Unterbrechungsarten ziehen.<sup>3</sup>

Unser Beitrag ist folgendermaßen gegliedert: Nach einer Einführung in die Daten (Abschnitt 2), illustrieren wir im dritten Abschnitt die Bedeutung von Erwerbsunterbrechungen in den Lebensläufen von Frauen und Männern. Im vierten Abschnitt stellen wir unser Schätzmodell vor. Die Schätzergebnisse im Hinblick auf die Rendite von Erwerbserfahrung sowie die Lohneffekte verschiedener Unterbrechungsarten sind in Abschnitt 5 beschrieben. Abschließend präsentieren wir Zerlegungsergebnisse zu

<sup>1</sup> Siehe als frühes Beispiel Mincer und Polachek (1974) und neuere Studien von Kim und Polachek (1994), Light und Ureta (1995), Ferber und Waldfogel (1998) sowie Ureta und Welch (2001) für die USA, Gupta und Smith (2000) für Dänemark, Albrecht et al. (1999) für Schweden.

<sup>2</sup> In 2001 wurde die offizielle Bezeichnung „Erziehungsurlaub“ durch „Elternzeit“ ersetzt. Obwohl sich unser Untersuchungszeitraum auf die Zeit vor 2001 bezieht und mit der Gesetzesänderung auch andere Einzelheiten dieser familienpolitischen Maßnahme geändert wurden, verwenden wir in diesem Beitrag den aktuellen Terminus „Elternzeit“.

<sup>3</sup> Den Unterschied zwischen dem Lohneffekt aufgrund fehlender Erwerbserfahrung und darüber hinausgehenden produktivitätsbezogenen Effekten haben wir in Beblo und Wolf (2002c) detaillierter untersucht.

den Erklärungsbeiträgen der Unterbrechungen zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern. Der Beitrag endet mit einem Resümee.

## 2 Die IAB-Beschäftigtenstichprobe

Unsere Analysen basieren auf Individualdaten der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS), ergänzt durch Informationen aus der IAB-Ergänzungsstichprobe I. Die Beschäftigtenstichprobe ist eine 1-Prozent Zufallsstichprobe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in Deutschland, die vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) für wissenschaftliche Zwecke zur Verfügung gestellt wird.<sup>4</sup> Zur Grundgesamtheit dieser Datenbasis zählen nur Personen, die in den Jahren 1975 bis 1995 mindestens einen Tag sozialversicherungspflichtig erwerbstätig waren.<sup>5</sup> Beamte sowie geringfügig Beschäftigte, die weniger als 15 Stunden pro Woche arbeiten oder deren Beschäftigung nicht länger als 6 Wochen dauert, sind nicht erfasst. Da die Stichprobe nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte enthält, ist eine Selektionskorrektur in den Lohnschätzungen nicht möglich. Selbst wenn Angaben über zeitweilig nicht Erwerbstätige genutzt würden, wäre eine Selektionskorrektur problematisch, da Merkmale, die zwar die Partizipationswahrscheinlichkeit, nicht aber die Lohngleichung beeinflussen (in der Regel also Informationen über den Haushaltskontext), nicht zur Verfügung stehen.

Trotz dieser Einschränkung ist die IABS ein attraktiver Datensatz für Lohnschätzungen, der den Vorteil großer Fallzahlen bietet und etwa 80 Prozent aller erwerbstätigen Personen in Westdeutschland repräsentiert. Ein weiterer Vorteil dieses Datensatzes ist, dass er sehr präzise und tagesgenaue Informationen über das Bruttoentgelt der Beschäftigten enthält. Da diese Angaben auf den amtlichen Meldungen der Arbeitgeber an die Sozialversicherung basieren, sollten sie im Vergleich zu den persönlichen Einkommensangaben in den meisten anderen Individualdatensätzen mit geringeren Fehlern behaftet sein. Ein Nachteil dieser prozessgenerierten Daten ist hingegen, dass die Einkommensverteilung am rechten Rand zensiert ist. Übersteigt der tatsächliche Lohnsatz die Beitragsbemessungsgrenze, d.h. die Einkommenshöhe, ab der keine zusätzlichen Beträge zur Sozialversicherung gezahlt werden müssen, wird der gemeldete Lohn auf die gerade aktuelle Beitragsbemessungsgrenze festgesetzt. Aufgrund der Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen sind letztere weit weniger von diesem Zensierungsproblem betroffen.<sup>6</sup> Da geringfügige Beschäftigungen nicht erfasst werden, ist die Einkommensverteilung auch am linken Rand beschnitten. Diese Stützung betrifft wiederum eher Frauen.<sup>7</sup>

Um die Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen untersuchen zu können, sind nicht nur Informationen über die individuelle Lohnentwicklung notwendig, sondern auch präzise Angaben über die Art und Dauer von Beschäftigungsverhältnissen und möglichen Erwerbsunterbrechungen. Da diese Information in der IABS nur unzureichend erfasst ist, ergänzen wir die Stichprobe mit weiteren Daten aus den amtlichen Meldungen der Arbeitgeber

an die Sozialversicherung, der Ergänzungsstichprobe I. Diese Meldungen stellen die Grundlage zur Berechnung der individuellen Rentenansprüche dar und enthalten daher sehr detaillierte Angaben über die gesamte Erwerbsgeschichte der Versicherten. Mit Hilfe dieser Daten kann zwischen folgenden Arten der Nichterwerbstätigkeit unterschieden werden: Arbeitslosigkeit, Eltern- und sonstige Betreuungszeiten, Krankheit, Erwerbsunfähigkeit, Weiterbildung, Militär- oder Zivildienst und einigen anderen Episoden. Derart reichhaltige und detaillierte Informationen über die Erwerbsgeschichte deutscher Beschäftigter sind unseres Wissens in keinem anderen Datensatz verfügbar. Auf Basis der IABS allein ist beispielsweise eine entsprechende Unterscheidung nur näherungsweise möglich. Vorteilhaft ist insbesondere, dass die Angaben zum bisherigen Erwerbsverlauf nicht auf retrospektiven Fragen basieren, sondern ebenfalls prozessgeneriert und somit weniger fehlerbehaftet sind. Aus diesen Gründen und wegen der außergewöhnlich großen Fallzahlen ist dieser Datensatz sehr gut für eine umfassende und detaillierte Analyse der Lohneffekte von heterogenen Beschäftigungsmustern geeignet.<sup>8</sup>

In der folgenden Studie unterscheiden wir zwischen drei Arten der Nichterwerbstätigkeit. Die formale *Elternzeit* erfasst Erwerbsunterbrechungen nach der Geburt eines Kindes, sofern sie die gesetzlich festgelegte Dauer nicht überschreiten. In unserer Definition umfasst diese Kategorie sowohl den gesetzlichen Mutterschutz 6 Wochen vor und 8 Wochen nach der Geburt als auch den daran anschließenden Zeitraum, in dem die Frau oder der Mann auf ihren/seinen garantierten Arbeitsplatz zurückkehren kann. Erwerbsunterbrechungen aufgrund von gemeldeter *Arbeitslosigkeit* werden in der zweiten Gruppe erfasst. Die dritte Kategorie beschreibt alle *Auszeiten*, in denen nicht sozialversicherungspflichtig gearbeitet wird – Krankheit (sofern sie länger als 6 Wochen dauert), Erwerbsunfähigkeit, Hausarbeit oder Betreuung von anderen Familienmitgliedern – und somit auch kein berufsbezogenes Humankapital akkumuliert wird. Ebenso werden alle Tage eines Jahres, für die keine Meldung an die Sozi-

<sup>4</sup> Für eine Beschreibung der IABS siehe Bender et al. (2000).

<sup>5</sup> Beiträge zur Sozialversicherung mussten in den Jahren zwischen 1975 und 1995 immer dann gezahlt werden, wenn das Einkommen eine gewisse Höchstgrenze – die im Laufe der Zeit mehrmals angepasst wurde – überschritt. Die Sozialversicherungspflicht tritt auch dann in Kraft, wenn die vereinbarte Wochenarbeitszeit 15 Stunden übersteigt und die Beschäftigung länger als 6 Wochen andauert.

<sup>6</sup> Fitzenberger und Wunderlich (2002) zeigen, dass insbesondere die Einkommen von Hochqualifizierten gedeckelt sind. Ihren Ergebnissen zufolge sind etwa die Hälfte der Lohnangaben von hochqualifizierten Männern bei der Höhe der Beitragsbemessungsgrenze zensiert. Der Lohnsatz von vollzeitbeschäftigten Frauen mit vergleichbarer Ausbildung übersteigt nur in 20 Prozent der Fälle die Einkommensgrenze der Sozialversicherung. Den Einfluss dieser Zensierung auf unsere Ergebnisse diskutieren wir im letzten Abschnitt.

<sup>7</sup> Abgesehen von der prozessbedingten Zensierung und Stützung der Einkommensangaben, haben wir Beobachtungen im obersten und untersten Perzentil aus der Analyse ausgeschlossen, um eventuelle Ausreißer zu eliminieren.

<sup>8</sup> Bislang wurden kaum Studien mit dieser Datenbasis durchgeführt. Eines der wenigen Beispiele ist die Analyse der Beschäftigungseffekte nach der Geburt eines Kindes von Bender, Kohlmann und Lang (2003).

alversicherung vorliegt, dieser Kategorie zugeordnet.<sup>9</sup> Da der Datensatz keine Angaben darüber enthält, warum keine Meldung erfolgt, werden somit auch Zeiten der Selbstständigkeit, geringfügiger Beschäftigung sowie befristete Beamtenverhältnisse als erwerbslos behandelt. Berücksichtigt man aber, dass im Rahmen dieser Tätigkeiten sehr wohl berufsspezifisches Humankapital erworben werden kann, ist zu erwarten, dass wir den Lohneffekt von Auszeiten eher unterschätzen. Als weitere Kontrollvariablen werden die *sonstigen Tätigkeiten* zusammengefasst, die sich nicht auf dem Arbeitsmarkt abspielen, wie beispielsweise Weiterbildung sowie Wehr- und Zivildienst.

Um sicherzustellen, dass alle beobachteten Nichterwerbsphasen auch tatsächlich Unterbrechungen der Erwerbsbiografie darstellen, muss zunächst der Beginn der beruflichen Karriere bestimmt werden. Im Folgenden unterstellen wir, dass das Erwerbsleben genau dann beginnt, wenn die beobachteten Frauen und Männer mindestens 5 Monate eines Jahres sozialversichert beschäftigt gewesen sind. Kürzere Arbeitsepisoden nach oder während der Ausbildung werden nicht berücksichtigt, da es sich vermutlich zum größten Teil um Ferienjobs oder andere Aushilftätigkeiten handelt.

Wir beschränken unsere Analyse auf Personen im Alter von 19 bis 40 Jahren, die jeweils am 30. Juni der Jahre 1990 bis 1995 vollzeitbeschäftigt waren. Existiert zu diesem Stichtag keine sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, wird den jeweiligen Personen für das entsprechende Jahr keine Lohnangabe zugewiesen. Daraus entsteht ein unbalanced Panel mit sechs Wellen. Die Beschränkung auf Vollzeitbeschäftigte ist notwendig, da die Arbeitszeit – und somit auch der Stundenlohnsatz – für Teilzeitbeschäftigte nur sehr ungenau erfasst wird. Nichtsdestotrotz führen wir einige Sensitivitätsanalysen mit Teilzeitbeschäftigten durch, da diese Beschäftigungsform häufig von Frauen während oder nach der Elternzeit gewählt wird. Außerdem schließen wir alle ostdeutschen Erwerbspersonen aus, da ihr Humankapital nach der deutschen Wiedervereinigung zum Teil erheblich entwertet wurde (Franz/Steiner 2000). Folglich unterscheidet sich nicht nur der Zusammenhang zwischen Berufserfahrung und Entlohnung in Ost- und Westdeutschland, Erwerbsunterbrechungen zu Zeiten des sozialistischen Regimes haben möglicherweise auch weniger Einfluss auf den nach 1990 in der Marktwirtschaft erzielbaren Lohn. Aufgrund fehlender Information werden auch jene Personen ausgeschlossen, die (vorübergehend) im Ausland gearbeitet haben.

Der durchschnittliche Bruttotageslohn für alle 143.553 Beobachtungen von westdeutschen Männern in unserer Stichprobe beträgt 82,8 Euro und jener der Frauen (74.561 Beobachtungen) 64,0 Euro (siehe Tabellen 1 und 2 im Anhang). Der geschlechtsspezifische Lohnunterschied beläuft sich somit auf 23 Prozent (Frauen verdienen 23 Prozent weniger als Männer bzw. erhalten nur 77 Prozent des Lohnniveaus von Männern). Da alle Teilzeitbeschäftigten aus der Analyse ausgeschlossen wurden, kann dieser Lohnunterschied nicht auf die deutlich höhere Teilzeitquote von Frauen zurückgeführt werden. Unter-

schiede zwischen Frauen und Männern bestehen vor allem in der beruflichen Stellung. Während Frauen überwiegend im Angestelltenverhältnis beschäftigt sind (79 Prozent), gibt es unter den Männern ebenso viele Facharbeiter (39 Prozent) wie Angestellte (36 Prozent). Neben den Qualifikationsunterschieden und der beruflichen Segregation ist zu erwarten, dass heterogene Erwerbsbiografien und die daraus resultierenden Unterschiede im akkumulierten Humankapital einen wichtigen Beitrag zur Erklärung der bestehenden Lohnunterschiede zwischen Männern und Frauen darstellen. Während Männer in unserer Stichprobe im Alter zwischen 19 und 40 Jahren im Durchschnitt bereits 8,2 Jahre gearbeitet haben, beträgt die Berufserfahrung von Frauen der gleichen Altersgruppe nur 6,7 Jahre. Die Unterschiede in den Erwerbsprofilen, insbesondere in den Unterbrechungsarten, sind im nächsten Abschnitt illustriert.

### 3 Die Bedeutung von Erwerbsunterbrechungen

Die Abbildungen 1 und 2 beschreiben das durchschnittliche Erwerbsprofil von 40-jährigen Frauen und Männern, d.h. von allen Personen, die in einem der Beobachtungsjahre 1990 bis 1995 genau 40 Jahre alt und vollzeitbeschäftigt sind.<sup>10</sup> Für jedes Alter zwischen 17 und 39 ist die durchschnittliche Zeit pro Jahr bzw. der Anteil von Personen in Beschäftigung, Elternzeit, Arbeitslosigkeit, Auszeit oder sonstigen Tätigkeiten abgetragen. Die Darstellung basiert auf Meldungen von 40-Jährigen, deren Erwerbskarriere nach der oben beschriebenen Definition bereits begonnen hat (d.h. sie waren mindestens 5 Monate innerhalb eines Jahres sozialversichert beschäftigt). Da in unserem Panel nur Personen erfasst sind, die zwischen 1990 und 1995 an mindestens einem 30. Juni erwerbstätig waren, möchten wir darauf hinweisen, dass diese Abbildungen kein repräsentatives Bild der Erwerbsbiografien aller westdeutschen Männer und Frauen darstellen.

Der auffälligste Unterschied zwischen den Biografien von Männern und Frauen ist, dass die Bedeutung abhängiger Beschäftigung mit zunehmendem Alter zwar (kontinuierlich) steigt, die Zuwachsraten bei Frauen zwischen Ende 20 bis Mitte 30 jedoch nur sehr gering – teilweise sogar negativ – sind (siehe Abbildung 1). Im Alter von 17 Jahren liegt die Beschäftigung von Frauen bei 5 Prozent. Das kann im Extremfall bedeuten, dass entweder 5 Prozent der Frauen unserer Stichprobe ganzjährig sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren oder dass alle Frauen in diesem Alter nur 5 Prozent des Jahres gearbeitet haben. Im Alter zwischen 26 und 35 Jahren schwankt der Anteil der jährlichen Beschäftigung zwischen 62 und 70 Prozent und steigt dann im Alter von 39 Jahren auf über

<sup>9</sup> Bei gleichzeitigen Tätigkeiten, beispielsweise Teilzeitarbeit während der Elternzeit, interpretieren wir grundsätzlich die Erwerbstätigkeit als Hauptaktivität. Danach folgen die Kategorien Arbeitslosigkeit und Elternzeit.

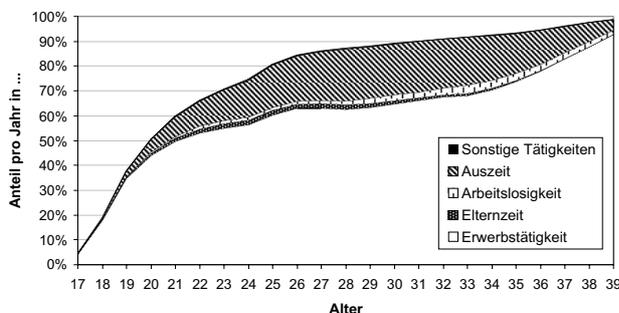
<sup>10</sup> Durch die Beschränkung auf 40-jährige können mögliche Kohorteneffekte ausgeschlossen werden.

90 Prozent an. Formale Elternzeit wird hauptsächlich im Alter von 26 bis 35 Jahren in Anspruch genommen. In dieser Phase ist die Erwerbsbeteiligung von Frauen relativ konstant. Im Vergleich zur Erwerbstätigkeit spielt Elternzeit aber keine große Rolle. Im Alter von 27 Jahren verbringen die Frauen unserer Stichprobe 2,2 Prozent des Jahres in Elternzeit.<sup>11</sup> Auch der Anteil der sonstigen Tätigkeiten fällt bei Frauen sehr gering aus und kann zu Beginn und Ende der Karriere nahezu vernachlässigt werden. Mit steigendem Alter nimmt die Arbeitslosigkeit bei Frauen zu. Der Maximalwert der Arbeitslosigkeit wird mit über 3 Prozent jedoch bereits im Alter von 33 und 34 Jahren erreicht. Dieses Ergebnis kann eventuell darauf zurückgeführt werden, dass in diesem Alter häufig Jobwechsel mit kurzen Arbeitslosigkeitsepisoden auftreten. Denkbar ist auch, dass Frauen, die nicht gleich nach der Elternzeit, sondern erst im Anschluss an eine zusätzliche Auszeit in den Arbeitsmarkt zurückkehren, gewisse Ein-

stiegsschwierigkeiten haben und deshalb zunächst arbeitslos gemeldet sind. Nichterwerbstätigkeit in Form von Auszeit betrifft etwa 20 Prozent der Frauen im Alter von 25 bis 33 Jahren. Nicht zuletzt bedingt durch die Auswahl der Stichprobe (Frauen, die im Alter von 40 Jahren voll-erwerbstätig sind) nimmt die Bedeutung vor allem dieser Art der Erwerbspause mit zunehmendem Alter kontinuierlich ab.

Der Beschäftigungsanteil von Männern steigt ab einem Alter von 21 Jahren kontinuierlich an und pendelt sich ab 28 Jahren bei über 90 Prozent ein. Auffallend im Vergleich zur Tätigkeitsverteilung der Frauen ist der drastische Einschnitt der Erwerbsarbeit im Alter von 20 Jahren, der durch den obligatorischen Wehr- bzw. Zivildienst verursacht wird. Dieser wird gemäß unserer Definition durch die sonstigen Tätigkeiten erfasst, die im Alter von 20 und 21 Jahren auf 13 Prozent ansteigen. Im Anschluss daran sinkt die Bedeutung dieser Kategorie, die in höherem Alter überwiegend Weiterbildungsaktivitäten erfasst. Ähnlich stellt sich der Verlauf der Auszeit dar, deren Maximalwert mit über 9 Prozent ebenfalls im Alter von 21 Jahren erreicht wird. Im Gegensatz dazu steigt das Arbeitslosigkeitsrisiko von Männern zunächst stetig an und erreicht im Alter von 31 bis 33 Jahren ein Maximum von 3 Prozent. Elternzeit, die seit 1992 grundsätzlich auch für Väter möglich ist, spielt im Erwerbsprofil der betrachteten Männer noch keinerlei Rolle. Der Anteil der Männer in Elternzeit ist derart gering, dass er in der Grafik nicht erkennbar ist.

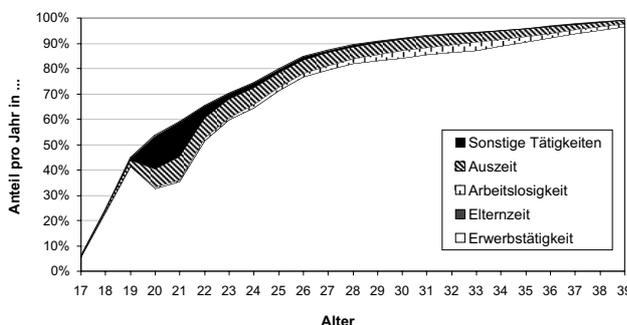
**Abbildung 1: Erwerbstätigkeit und Erwerbsunterbrechungen von 40-jährigen Frauen**



Anmerkung: Die vertikalen Abstände zwischen den Kurven beschreiben die Jahresanteile, die Frauen bei gegebenem Alter nach dem Beginn ihrer Karriere in Erwerbstätigkeit, Elternzeit, Arbeitslosigkeit, Auszeit oder sonstigen Tätigkeiten verbringen.

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I 1990-1995, eigene Berechnungen auf Basis aller Frauen im Alter von 40 Jahren (mit Vollzeitbeschäftigung zum Stichprobendatum der Jahre 1990-95).

**Abbildung 2: Erwerbstätigkeit und Erwerbsunterbrechungen von 40-jährigen Männern**



Anmerkung: Die vertikalen Abstände zwischen den Kurven beschreiben die Jahresanteile, die Männer bei gegebenem Alter nach dem Beginn ihrer Karriere in Erwerbstätigkeit, Elternzeit, Arbeitslosigkeit, Auszeit oder sonstigen Tätigkeiten verbringen.

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I 1990-1995, eigene Berechnungen auf Basis aller Männer im Alter von 40 Jahren (mit Vollzeitbeschäftigung zum Stichprobendatum der Jahre 1990-95).

#### 4 Flexible Spezifikation der Lohnungleichung

Die traditionelle Mincer-Lohnungleichung – in der die Berufserfahrung anhand der kumulierten Berufsjahre gemessen wird – hat sich in der angewandten Arbeitsmarktforschung zwar stark etabliert, ist für manche Fragestellungen aber weniger geeignet. Für die Analyse der Lohnunterschiede zwischen Männern und Frauen ist es beispielsweise wichtig, die individuellen Merkmale der beobachteten Personen genau zu erfassen. Dies gilt insbesondere für die bisherige Erwerbsbiografie, die sich wie gesehen zwischen Männern und Frauen unterscheidet. Daher wählen wir eine Lohnungleichung, die sowohl die Erwerbsphasen als auch verschiedene Arten von Erwerbsunterbrechungen berücksichtigt. Unsere Spezifikation stellt eine Erweiterung des *work-history*-Modells von

<sup>11</sup> Dieser geringe Anteil ist auf die gesetzlichen Regelungen vor 1979 zurückzuführen, wonach zunächst nur der Mutterschutz von 14 Wochen gewährt wurde. Dies entspricht einem jährlichen Anteil von 27 Prozent. Ein viermonatiger Erziehungsurlaub wurde erst für Geburten nach 1979 gewährt. Dieser wurde 1986 auf 10 Monate ausgeweitet und dann immer wieder verlängert. Seit 1992 können Eltern von Neugeborenen ihre Arbeit für 3 Jahre unterbrechen ohne dass sie den Anspruch auf ihren (oder einen vergleichbaren) Arbeitsplatz verlieren. Da die Mehrzahl der Elternzeiten in unserer Stichprobe in den Zeitraum vor 1992 fällt, beträgt der maximale Anteil pro Jahr 1 bis 2 Prozent (bezogen auf alle Frauen im Alter zwischen 21 und 30 Jahren). Dies bedeutet, dass Frauen in diesem Alter im Durchschnitt weniger als eine Woche in Elternzeit verbracht haben. Bezogen auf alle Mütter beträgt der Anteil 40 Prozent, was ungefähr 21 Wochen entspricht.

Light/Ureta (1995) dar. Die Erwerbsgeschichte wird im ursprünglichen Modell anhand zahlreicher Variablen erfasst, die den Anteil der Erwerbsarbeit pro Jahr messen, sowie Indikatorvariablen, die eine Erwerbsunterbrechung anzeigen. Warum eine Person den Arbeitsmarkt vorübergehend verlässt, spielt hierbei keine Rolle.<sup>12</sup>

Wie aus den Abbildungen 1 und 2 deutlich wird, unterscheiden sich aber die Erwerbsverläufe der Männer und Frauen in unserer Stichprobe nicht nur hinsichtlich der Dauer der Erwerbsphasen und -unterbrechungen, sondern auch bezüglich der Ursachen von Unterbrechungen. Geht man davon aus, dass diese Ursachen für die Höhe der daraus resultierenden Lohneffekte (basierend auf Produktivitäts- und Stigmaeffekten) von Bedeutung sind, erscheint es uns angebracht, zwischen verschiedenen Nichterwerbsphasen zu unterscheiden. Daher beziehen wir weitere Variablen in die Schätzgleichung ein, welche die Zeiten in Elternzeit, Arbeitslosigkeit, Auszeit und sonstigen Tätigkeiten messen.<sup>13</sup> Aufgrund der tagesgenauen Informationen über den Erwerbsstatus in unserem Datensatz können wir nicht nur die Art der Erwerbsunterbrechung berücksichtigen, sondern auch die genaue zeitliche Dimension. Mit Hilfe der folgenden flexiblen Lohngleichung können die kurz- und langfristigen Lohneffekte der Berufserfahrung sowie der verschiedenen Nichterwerbsphasen gemessen werden:<sup>14</sup>

$$(1) \quad \ln W_{it} = \beta X_{it} + \sum_{j=1}^{20} \chi_j ERW_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{20} \delta_j ALO_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{20} \gamma_j SONST_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{20} \eta_j EZ_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{20} \lambda_j AUS_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

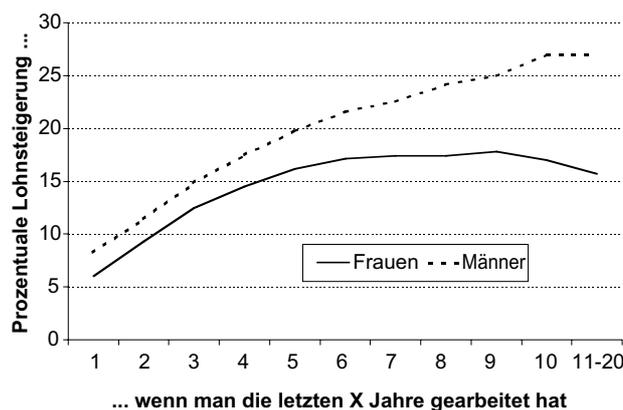
wobei die abhängige Variable  $\ln W_{it}$  gleich dem Logarithmus des mit dem Konsumentenpreisindex deflationierten durchschnittlichen Bruttotageslohns von Person  $i$  im Jahr  $t$  ( $t = 1990, \dots, 1995$ ) ist. Der Vektor  $X_{it}$  enthält alle erklärenden Variablen, die sich über die Zeit ändern können, wie beispielsweise die berufliche Stellung, die Firmengröße oder die Branche. Im Vektor  $ERW_{t-j}$  sind alle Variablen enthalten, die den Umfang der Erwerbstätigkeit der vergangenen  $j$  Jahre ( $j=1-20$ ) beschreiben. Jede Variable misst den Anteil der Erwerbsarbeit in dem entsprechenden Jahr  $j$ . Dabei sind Informationen über das 11. bis 20. zurückliegende Jahr zu einer Variable zusammengefasst.<sup>15</sup> Die Arbeitslosigkeitsepisoden der letzten 20 Jahre werden mit Hilfe der Variablen  $ALO_{t-j}$  erfasst.<sup>16</sup> Erwerbspausen im Rahmen der formalen Elternzeit sind durch den Vektor  $EZ_{t-j}$  abgebildet. Darüber hinausgehende Erwerbsunterbrechungen gehen als Auszeit ( $AUS_{t-j}$ ) in die Schätzung ein.  $SONST_{t-j}$  ist eine Restgröße und erfasst Zeiten in Weiterbildung, Wehr- oder Zivildienst. Der Einfluss von personenspezifischen Faktoren, die sich während der Beobachtungsperiode in der Regel nicht ändern – etwa das Bildungsniveau –, wird durch den fixen Individualeffekt  $\mu_i$  erfasst.  $\mu_i$  misst darüber hinaus den Lohneffekt, der auf unbeobachtete sowie zeitkonstante Charakteristika – wie Begabung oder Motivation – zurückzuführen ist. Der Fehlerterm  $\varepsilon_{it}$  ist per Annahme homoskedastisch mit Erwartungswert 0. Gleichung (1) wird für Männer und Frauen getrennt geschätzt.

## 5 Schätzergebnisse

### 5.1 Rendite von Erwerbserfahrung

In einem ersten Schritt vergleichen wir die Lohneffekte der in Erwerbstätigkeit verbrachten Jahre zwischen Männern und Frauen. Abbildung 3 basiert auf den geschätzten Koeffizienten der Erwerbserfahrung im erweiterten *work-history*-Modell und zeigt den prozentualen Lohnaufschlag für eine durchgängige Erwerbstätigkeit in den vergangenen 1, 2, ... bis zu 20 Jahren gegenüber einem/einer BerufseinsteigerIn. Wie erwartet, steigt der Lohnsatz von Männern und Frauen mit zunehmender Erwerbserfahrung. Auffallend ist, dass trotz der sehr detaillierten Berücksichtigung der Erwerbsbiografie die Zuwächse von Frauen durchgängig geringer sind als jene der Männer. Die unpräzise Messung dieser Variable für Frauen scheint demnach nicht der einzige Grund für die bislang festgestellten geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Entlohnung von Erwerbserfahrung zu sein. Berücksichtigt man, dass insbesondere bei Männern die Rendite vergangener Erwerbstätigkeit aufgrund der Zensierung der Lohnangaben unterschätzt sein könnte, fällt die Bewer-

Abbildung 3: Rendite der Erwerbserfahrung



Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I 1990–1995, eigene Berechnungen auf Basis der Schätzergebnisse in den Tabellen 3 und 4 im Anhang.

<sup>12</sup> Dennoch zeigen Light/Ureta (1995) anhand zahlreicher Spezifikationstests, dass das *work-history*-Modell der klassischen Spezifikation mit kumulierter Berufserfahrung überlegen ist. F-Tests weisen darauf hin, dass sowohl die funktionale Form als auch die Vernachlässigung von Erwerbsunterbrechungen von den Daten abgelehnt wird.

<sup>13</sup> Multikollinearität wird dadurch vermieden, dass die Erwerbsunterbrechungen nur dann berücksichtigt werden, wenn die Karriere bereits begonnen hat. Die Anteilswerte addieren sich also nicht grundsätzlich auf 1. Noch nicht Erwerbstätige bzw. Berufseinsteiger bilden die Referenzgruppe.

<sup>14</sup> Aufgrund der Ergebnisse von Light/Ureta (1995) gehen wir davon aus, dass unser „erweitertes“ *work-history*-Modell auch in Deutschland eine bessere Annäherung an die Daten erlaubt als die klassische Modellierung der Erwerbserfahrung.

<sup>15</sup> Ursprünglich haben wir die gesamte Erwerbsbiografie mit Hilfe jährlicher Variablen berücksichtigt. Da sich die Koeffizienten der Aktivitäten, die 11 bis 20 Jahre zurückliegen, jedoch nicht mehr signifikant unterscheiden, haben wir sie der Einfachheit halber zusammengefasst.

<sup>16</sup> Alle Variablen, welche die Erwerbsunterbrechungen des vergangenen Erwerbsverlaufs beschreiben, messen jeweils den Anteil der Nichterwerbstätigkeit im Jahr  $j$ .

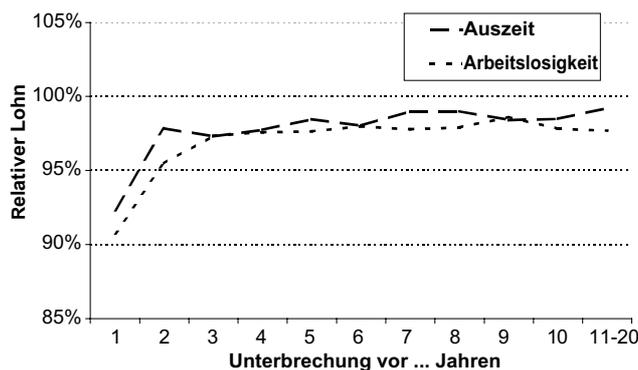
tung des Humankapitals noch ungleicher aus. Außerdem nehmen die Zuwächse von Frauenlöhnen mit zunehmender Erfahrung schneller ab. Wenn Frauen während der vergangenen 7 Jahre berufstätig waren, sind sogar keine statistisch von Null verschiedenen Lohnsteigerungen für weitere Erwerbsjahre zu beobachten. Dies bedeutet allerdings nicht, dass Frauen nach 7 Jahren Erwerbstätigkeit eine Auszeit einlegen können, ohne gravierende Lohneinbußen hinnehmen zu müssen. Jegliche Art von Unterbrechung erzeugt negative Einkommenseffekte, die in Abschnitt 5.2 genauer beschrieben werden. Bei Männern stagniert der Lohnzuwachs für ein weiteres Erwerbsjahr erst nach 10 Jahren Berufstätigkeit.

### 5.2 Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen

Die Abbildungen 4 und 5 zeigen, dass Frauen- und Männerlöhne unterschiedlich stark von zurückliegenden Nichterwerbsphasen betroffen sind. Die Kurven beschreiben das Lohnniveau nach einer einjährigen Erwerbsunterbrechung – in Form von Arbeitslosigkeit, Elternzeit oder Auszeit – vor 1, 2, ... bis zu 20 Jahren relativ zum Lohn einer/eines in dem entsprechenden Jahr kontinuierlich beschäftigten Frau bzw. Mannes mit ansonsten gleichen Merkmalen.<sup>17</sup> So sinkt beispielsweise der Wiedereinstiegslohn eines Mannes, der im vergangenen Jahr arbeitslos war, auf etwa 90 Prozent des Entgelts eines zur gleichen Zeit erwerbstätigen Kollegen. Entsprechend dem von Mincer/Ofek (1982) beschriebenen Restaurationseffekt zeigt sich, dass die Lohneinbußen umso geringer sind, je länger die Unterbrechung der Karriere zurückliegt. Nach 5 Jahren ist das Jahr in Arbeitslosigkeit schon fast vergessen: der einst arbeitslose Mann verdient dann schon 97 Prozent eines kontinuierlich Erwerbstätigen mit vergleichbaren Charakteristika.<sup>18</sup> Dennoch ist der Lohnabschlag statistisch signifikant.<sup>19</sup> Vergleicht man Arbeitslosigkeit mit Auszeit, können keine gravierenden Unterschiede hinsichtlich ihrer Lohneffekte für Männer festgestellt werden. Geht man davon aus, dass die Lohneinbußen nicht nur auf die gesunkene Produktivität der Rückkehrer zurückzuführen sind, sondern möglicherweise auch Vorbehalte der Arbeitgeber gegenüber diskontinuierlichen Erwerbsbiografien widerspiegeln, deutet dieses Ergebnis darauf hin, dass die Summe aus Produktivitätsverlust und Stigmaeffekt für diese beiden Unterbrechungsarten in etwa gleich groß ist. Insgesamt muss jedoch bedacht werden, dass die Lohneffekte der Erwerbsunterbrechungen von Männern auf Grund der Zensurierung der Lohnangaben bei der Beitragsbemessungsgrenze tendenziell unterschätzt sein könnten. Darüber hinaus könnten die Effekte der Auszeit unterschätzt sein, da diese Kategorie auch (lohnsteigernde) Erwerbsphasen erfasst, die nicht an die Rentenkassen gemeldet werden, wie Selbstständigkeit, befristete Beamtenverhältnisse und geringfügige Beschäftigung. Da wir hier nur Personen betrachten, die später wieder einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgehen, dürfte diese Unterschätzung jedoch zu vernachlässigen sein.

Insgesamt sind die Abschläge bei Frauen größer. Auffallend ist außerdem, dass die Lohneinbußen nach Elternzeiten und Auszeiten über den Zeitverlauf kaum abnehmen.

**Abbildung 4: Lohneffekte von einjährigen Erwerbsunterbrechungen bei Männern**



Anmerkung: Die Kurven beschreiben den geschätzten Lohnsatz nach einer einjährigen Unterbrechung vor 1, 2, ... 20 Jahren relativ zum Lohnsatz eines kontinuierlich erwerbstätigen Mannes mit vergleichbaren Merkmalen (=100 Prozent).

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I 1990-1995; eigene Berechnungen auf Basis der Schätzergebnisse in Tabelle 3 im Anhang.

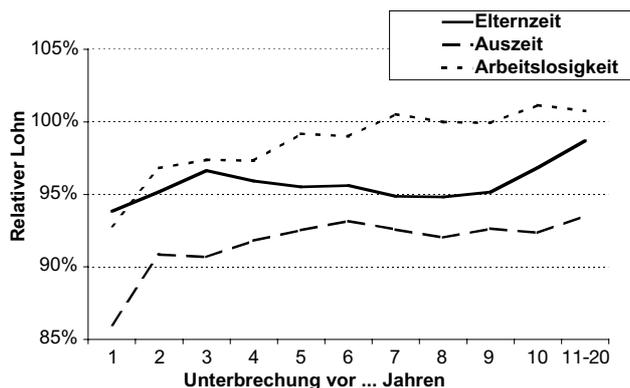
Eine einjährige Unterbrechung im Rahmen der formalen Elternzeit reduziert den Lohnsatz einer Frau auf etwa 95 Prozent des Stundenlohns einer kontinuierlich erwerbstätigen Frau, unabhängig davon, ob die Unterbrechung 4 oder 10 Jahre zurückliegt. Die Lohneinbußen durch sonstige Erwerbsunterbrechungen (Auszeit) fallen im Vergleich zur formalen Elternzeit bei den Frauen größer aus. Dieses Ergebnis ist noch prägnanter, wenn man bedenkt, dass der Effekt der Auszeit aufgrund nicht erfasster Erwerbsphasen – bei Frauen insbesondere in geringfügiger Beschäftigung – eher unterschätzt ist. Im ersten Jahr nach der Auszeit verdienen Frauen knapp 86 Prozent des Lohnes einer durchgehend erwerbstätigen Frau. Ein Grund dafür könnte sein, dass potenzielle Arbeitgeber Erwerbspausen, die nicht durch Arbeitslosigkeit oder direkt durch die Geburt eines Kindes verursacht werden, als Indiz für mangelnde Motivation und Produktivität interpretieren und dass sie entsprechenden Bewerberinnen daher niedrigere Löhne bieten. Unklar ist jedoch, warum dieser Effekt nicht auch bei den Männern zu Buche schlägt. Eine mögliche Erklärung für die Lohnlücke von Müttern wäre, dass sie auf einen Teil ihres Lohnes verzichten, um in den Genuss attraktiver Arbeitsbedingungen, wie beispielsweise flexibler Arbeitszeiten zu gelangen. Je länger die Unterbrechung zurückliegt, desto geringer sind jedoch die

<sup>17</sup> Die sonstigen Erwerbspausen (*SONSTt-j*) dienen in der Schätzung als Kontrollvariablen und werden hier nicht weiter interpretiert.

<sup>18</sup> Der Lohneffekt einer zweijährigen Unterbrechung setzt sich aus den Effekten zweier aufeinander folgenden Jahre zusammen. Da die Lohneinbußen in der Regel umso kleiner werden, je länger sie zurück liegen, ist der Abschlag einer zweijährigen Unterbrechung (z.B. in *t-2* und *t-3*) in der Regel weniger als doppelt so hoch wie bei einer einjährigen Unterbrechung (nur in *t-2*). Zusätzliche negative Effekte, z.B. auf Grund von Langzeitarbeitslosigkeit, können mit Hilfe dieses Modells nicht berücksichtigt werden.

<sup>19</sup> F-Tests auf Gleichheit der Koeffizienten  $\chi_j$  für Erwerbserfahrung und  $\delta_j$  für Arbeitslosigkeit zeigen, dass die Renditen in jedem vergangenen Jahr statistisch signifikant voneinander verschieden sind.

**Abbildung 5: Lohneffekte von einjährigen Erwerbsunterbrechungen bei Frauen**



Anmerkung: Die Kurven beschreiben den Erwartungswert des Lohnsatzes nach einer einjährigen Unterbrechung vor 1, 2, ... 20 Jahren relativ zum Lohnsatz einer kontinuierlich erwerbstätigen Frau mit vergleichbaren Merkmalen.

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I 1990-1995; eigene Berechnungen auf Basis der Schätzergebnisse in Tabelle 4 im Anhang.

Unterschiede. Im Gegensatz zu den Männern kann allerdings nicht davon gesprochen werden, dass die Folgen von Auszeiten „verjähren“.<sup>20</sup>

Anders als bei den Männern gibt es bei den Frauen große Unterschiede zwischen Arbeitslosigkeit und sonstiger Auszeit. Die Lohnabschläge nach Arbeitslosigkeit sind bei Frauen geringer als bei Männern. Schon nach 5 Jahren sind keine statistisch signifikanten finanziellen Nachteile mehr zu erwarten (bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1 Prozent). Arbeitslosigkeit scheint also in erster Linie Männerlöhnen zu schaden, während das Einkommen von Frauen vor allem durch Erziehungszeiten beeinflusst wird.

### 5.3 Lohndifferenzial: welchen Beitrag leistet die Erwerbsbiografie?

Da sich also nicht nur die Erwerbszeiten von Frauen und Männern stark unterscheiden, sondern ebenso die Gründe für Unterbrechungen und deren Folgekosten in Form von Lohnabschlägen, wollen wir im Folgenden das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial im Hinblick auf diese Erwerbsunterbrechungen untersuchen. Grundsätzlich kann das bestehende Lohndifferenzial zwischen Männern und Frauen (in unserem Beispiel 23 Prozent) in mehrere Effekte zerlegt werden. Dabei wird unterschieden, ob die Lohndifferenz durch die beobachtbaren Merkmalsunterschiede zwischen den Geschlechtern erzeugt wird oder ob sie auf Unterschiede in der Bewertung der lohnrelevanten Charakteristika zurückzuführen ist. Die traditionelle Zerlegung nach Oaxaca (1973) und Blinder (1973) ist in der folgenden Gleichung dargestellt:

$$(2) \underbrace{\ln \bar{W}^M - \ln \bar{W}^F}_{\text{Lohndifferenzial}} = \underbrace{(\bar{Z}^M - \bar{Z}^F) \hat{\phi}^M}_{\text{Merkmalseffekt}} + \underbrace{\bar{Z}^F (\hat{\phi}^M - \hat{\phi}^F)}_{\text{Entlohnungseffekt}}$$

Der erste Term auf der rechten Seite misst den Lohnunterschied unter der Annahme, dass alle lohnrelevanten

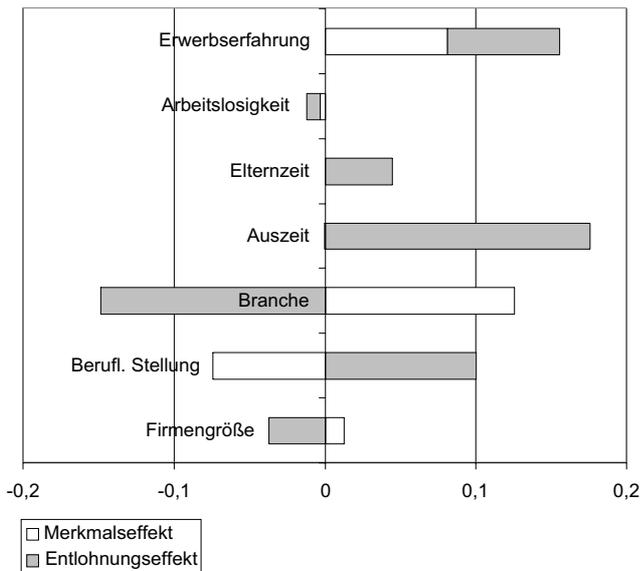
Merkmale der Frauen genauso bewertet werden wie die der Männer. Dieser Merkmalseffekt (oft auch erklärter Lohnunterschied genannt) resultiert demnach nur aus beobachtbaren Unterschieden zwischen den Geschlechtern. Der zweite Term erfasst das Differenzial, das sich ergeben würde, wenn Frauen und Männer hinsichtlich ihrer Merkmale vergleichbar wären. Da er die unterschiedliche Entlohnung von bis auf das Geschlecht „identischen“ Personen misst, nennen wir ihn Entlohnungseffekt. Wie schon in der Einleitung diskutiert, wird dieser Teil der Lohndifferenz in der Literatur häufig als Diskriminierungsmaß interpretiert.

Die vorgestellte Zerlegung basiert auf verschiedenen Annahmen. Zunächst muss ein Preisvektor als Referenz zugrunde gelegt werden. Alternativ zum geschätzten Koeffizientenvektor der Männer  $\hat{\phi}^M$  könnte man den der Frauen  $\hat{\phi}^F$  verwenden oder einen gewichteten Preisvektor aus den Koeffizienten von Frauen und Männern bzw. einer gepoolten Schätzung für Frauen und Männer. Die verschiedenen Referenzvektoren und ihr Einfluss auf die Zerlegungsergebnisse werden in Oaxaca/Ransom (1994) erörtert. In der vorliegenden Studie verwenden wir die geschätzten Koeffizienten aus der Lohngleichung für Männer als Referenz, da bei der Beurteilung möglicher Ungleichbehandlung von Frauen üblicherweise die Bezahlung von Männern als Vergleichsmaßstab herangezogen wird (z.B. bei Klagen wegen Diskriminierung vor Gericht (Ginther/Hayes 2003). Darüber hinaus analysieren Oaxaca (1973) und Blinder (1973) nur das durchschnittliche Lohndifferenzial. Eine Erweiterung, welche die gesamte Lohnverteilung berücksichtigt, wurde von Juhn/Murphy/Pierce (1993) vorgeschlagen. Wir beschränken uns hier auf eine Betrachtung am Durchschnitt, da es uns zunächst darum geht, den mittleren Erklärungsbeitrag der verschiedenen Unterbrechungsarten auf den Lohnabstand zu identifizieren.

Für das durchschnittliche Lohndifferenzial von 18,8 Euro berechnen wir auf Grundlage der Schätzergebnisse unseres *work-history*-Modells einen Merkmalseffekt von 0,15 und einen Entlohnungseffekt von 0,25. 15 Prozent des durchschnittlichen Lohndifferenzials lassen sich also auf die erklärenden Variablen Erwerbserfahrung, Unterbrechungsarten, berufliche Stellung, Branchenzugehörigkeit, Firmengröße und die Jahresdummies 1990-95 zurückführen. Wenn sich Frauen und Männer gar nicht bezüglich dieser Merkmale unterscheiden, betrüge die durchschnittliche Differenz der Bruttotageslöhne in den Jahren 1990 bis 1995 immer noch fast 5 Euro (25 Prozent von 18,8), d.h. Frauen verdienten etwa 6 Prozent weniger. Die verbleibenden 60 Prozent des durchschnittlichen Lohnunterschieds zwischen Männern und Frauen sind auf die Individualeffekte der Panelschätzung zurückzuführen. Sie sind nicht eindeutig dem Merkmals- oder Entlohnungseffekt zuzurechnen, da sie sowohl unbeobachtbare Merk-

<sup>20</sup> F-Tests auf Gleichheit der Koeffizienten  $\chi_j$  für Erwerbserfahrung und  $\delta_j$  für Auszeit weisen darauf hin, dass die Bewertung der Auszeit statistisch signifikant von der Entlohnung der Erwerbstätigkeit abweicht.

**Abbildung 6: Erklärungsbeiträge zum Lohndifferenzial zwischen Frauen und Männern**



Anmerkungen: Die Balken illustrieren die Beiträge der Variablengruppen gemäß den Schätzergebnissen in den Tabellen 3 und 4 im Anhang (Oaxaca-Blinder-Zerlegung unter der Annahme einer nicht-diskriminierenden Entlohnung von Männern). Für die Variablengruppen Erwerbserfahrung, Arbeitslosigkeit, Elternzeit und Auszeit sind die geschätzten Koeffizienten der Jahresanteile, für die Variablengruppen Branche, berufliche Stellung und Firmengröße diejenigen der einzelnen Kategorien summiert. Weitere Kontrollvariablen wie das Erhebungsjahr, sonstige Unterbrechungen und die festen Individualeffekte der Panelschätzung sind nicht grafisch dargestellt. Die Erklärungsbeiträge aller unabhängigen Variablen der Schätzgleichung summieren sich auf 100 Prozent.

malsunterschiede zwischen den Individuen als auch Unterschiede in der Entlohnung dieser Merkmale abbilden.

Um mehr Einblick in den Erklärungsbeitrag einzelner Schätzvariablen, wie beispielsweise der Erwerbserfahrung oder der Unterbrechungen, zu gewinnen, können der Merkmals- und der Entlohnungseffekt weiter zerlegt werden. Naheliegend ist es, die Variablen in thematische Gruppen zu gliedern. In Abbildung 6 sind die Erklärungsbeiträge von sieben Variablengruppen dargestellt: Der weiße Balken beschreibt jeweils den Anteil, der durch die unterschiedlichen Arbeitsmarktcharakteristika von Männern und Frauen bedingt ist (Merkmalseffekt), der graue Balken illustriert den Anteil, der geschlechtsspezifische Unterschiede in der Entlohnung gleicher Merkmale widerspiegelt (Entlohnungseffekt). Bei der Interpretation dieser Anteile muss jedoch berücksichtigt werden, dass sie auch von der Wahl der Referenzkategorie abhängen.

Bzüglich der Erwerbserfahrung beispielsweise tragen beide Effekte positiv zur Erklärung der Lohndifferenz bei. Der Beitrag zur Erklärung der geschlechtsspezifischen Lohndifferenz beträgt insgesamt knapp über 15 Prozent, d.h. wenn Frauen die gleiche Erwerbserfahrung wie Männer hätten und diese in gleicher Weise entlohnt würde, wäre die Lohndifferenz zwischen den Geschlechtern etwa 15 Prozent geringer. Laut Merkmalseffekt sind 7,5 Prozent der Differenz darauf zurückzuführen, dass Frauen weniger Erwerbserfahrung haben als Männer. Die

unterschiedliche Entlohnung der Erwerbserfahrung auf dem Arbeitsmarkt ist für weitere 8 Prozent des Differenzials verantwortlich. Weitere Faktoren, die zur Erhöhung des Lohndifferenzials beitragen, sind die unterschiedlichen Bewertungen von Unterbrechungen aufgrund von Elternzeit und Auszeit. Wie wir bereits in Abbildung 5 gesehen haben, verursachen bei Frauen insbesondere Zeiten außerhalb des Arbeitsmarktes stark negative Lohneffekte. Die Entlohnungsunterschiede solcher Auszeiten machen 18 Prozent des gesamten Lohnunterschieds aus. Eine Angleichung der Arbeitslosigkeitsphasen von Frauen und Männern und deren Bewertung durch spätere Arbeitgeber verringert dagegen das Entgeltendifferenzial.

Zum Vergleich sind auch die Variablengruppen Branche, berufliche Stellung und Firmengröße dargestellt. Insgesamt ist der Erklärungsbeitrag der Branchenzugehörigkeit sowohl im Merkmalseffekt als auch im Entlohnungseffekt relativ groß. Es wird deutlich, dass Frauen häufiger in Branchen mit relativ niedriger Bezahlung beschäftigt sind, dass aber die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Entlohnung innerhalb der Branchen geringer sind als im Gesamtdurchschnitt. Mit der Firmengröße verhält es sich ähnlich. Während der höhere Beschäftigungsanteil von Frauen in kleineren Unternehmen geringfügig zur Lohndifferenz beiträgt, verringert die dortige relativ höhere Vergütung für Frauen sie wieder. In der Summe (Merkmals- und Entlohnungseffekt) reduziert die Firmengröße jedoch das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial. Die Effekte der beruflichen Stellung sind gerade umgekehrt. Während die Verteilung von Frauen und Männern auf die beruflichen Stellungen den Frauen nicht zum Nachteil gereicht, führt die unterschiedliche Vergütung bei gegebener beruflicher Stellung zu einer Erhöhung des geschlechtsspezifischen Lohnunterschieds.

Nicht in der Grafik dargestellt ist der Erklärungsbeitrag der Individualeffekte unserer Panelschätzung. Wie bereits erwähnt, ist individuelle Heterogenität für 60 Prozent des Lohndifferenzials verantwortlich. Dieser sehr hohe Anteil ist unter anderem darauf zurückzuführen, dass wichtige Einflussvariablen, wie beispielsweise die berufliche Qualifikation oder der Wirtschaftssektor, nicht (genügend) über die Zeit variieren. Der Einfluss dieser Variablen kann auf Basis einer *fixed-effects* Schätzung nicht identifiziert werden und ist somit in den konstanten Individual-effekten  $\mu_i$  erfasst. Darüber hinaus fängt der fixe Effekt zeitkonstante Selektionseffekte auf. Ein wichtiges Ergebnis unserer Studie aber ist, dass die Erwerbsbiografie trotz der Berücksichtigung von Individualeffekten einen großen Erklärungsbeitrag zum Lohndifferenzial zwischen Frauen und Männern leistet.

## 6 Resümee

Unsere Studie beleuchtet das Lohndifferenzial zwischen Frauen und Männern aus einer neuen Perspektive. Besondere Bedeutung wird dabei den Lohneffekten von Erwerbsunterbrechungen beigemessen. Unsere Analysen basieren auf Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe sowie der IAB-Ergänzungsstichprobe I, die nicht nur individuelle Informationen über sämtliche bisherigen Beschäf-

tungsverhältnisse, sondern auch Angaben zu allen Erwerbsunterbrechungen enthalten. Wir verwenden einen sehr flexiblen Schätzansatz, in dem sowohl die Dauer als auch die Art jeder zurückliegenden Erwerbsunterbrechung berücksichtigt wird. Aufgrund der uns zur Verfügung stehenden Daten können wir zwischen den kurz- und langfristigen Lohneffekten von Arbeitslosigkeit, formaler Elternzeit sowie anderen Auszeiten unterscheiden und deren Beitrag zur Erklärung des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials bestimmen.

Die Ergebnisse unserer Untersuchungen zeigen, dass die Lohnrendite von Berufserfahrung bei Frauen geringer ausfällt als bei Männern. Da unsere Schätzung auf sehr detaillierten Angaben zur Erwerbsbiografie basiert, kann dieses Ergebnis kaum auf eine unpräzise Messung des Humankapitals zurückgeführt werden. Aber nicht nur die Berufserfahrung von Frauen und Männern wird auf dem Arbeitsmarkt unterschiedlich honoriert. Frauen- und Männerlöhne sind außerdem unterschiedlich stark von zurückliegenden Nichterwerbsphasen betroffen. Insgesamt sind die negativen Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen für weibliche Beschäftigte größer. Während Männerlöhne vor allem durch zurückliegende Arbeitslosigkeit Abschlüsse erhalten, ist das Einkommen von Frauen stärker durch Erziehungszeiten – formale Elternzeit und weitere Auszeiten – beeinträchtigt.

Unsere Analyse liefert damit einen weiteren Beitrag zur Erklärung des Lohndifferenzials zwischen Frauen und Männern. Eine Faktorzerlegung macht deutlich, dass 15 Prozent der Lohnlücke durch die Struktur und Bewertung der Berufserfahrung erklärt werden. Die unterschiedliche Bewertung von Unterbrechungen zwischen Frauen und Männern ist für weitere 20 Prozent verantwortlich. Diese Größen müssen jedoch vor dem Hintergrund interpretiert werden, dass die Lohneffekte der Berufserfahrung sowie der Unterbrechungen von Männern aufgrund der Zensurierung der Daten unterschätzt sein könnten. Wegen der in den Auszeiten „versteckten“ Erwerbsphasen sind bei den Frauen wiederum eher diese Lohneffekte unterschätzt. Außerdem ist zu vermuten, dass Frauen, die sehr starke Lohnabschlüsse nach einer Unterbrechung erwarten, gar nicht auf den Arbeitsmarkt zurückkehren.<sup>21</sup> Möglich ist auch, dass Frauen ihre Erwerbsunterbrechungen bereits bei der Berufswahl antizipieren und deshalb eher Berufe wählen, bei denen die Entwertung des Humankapitals nicht so groß ist (Polachek 1981). In diesem Fall müssten die Lohnabschlüsse von Frauen im Durchschnitt geringer sein als die von Männern. Unter Berücksichtigung dieser möglichen Verzerrungen könnte die tatsächliche ungleiche Bewertung von Erwerbsunterbrechungen von Frauen und Männern noch größer sein und der von uns berechnete Erklärungsbeitrag zum Lohndifferenzial sogar eine Untergrenze darstellen.

Ein zentrales Ergebnis unserer Studie ist, dass die Fülle der zur Verfügung stehenden Informationen entscheidend dafür ist, auf welche einkommensrelevanten Merkmalsunterschiede der geschlechtsspezifische Lohnabstand zurückgeführt werden kann. Darüber hinaus bietet die nachgewiesene unterschiedliche Entlohnung gleicher Merk-

male von Frauen und Männern Ansatzpunkte für politische Handlungsoptionen.

## Literaturverzeichnis

- Albrecht, J. W./Edin, P.-A./Sundström, M./Vroman, S. B. (1999): Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data. In: *Journal of Human Resources* 34(2), 294-311.
- Beblo, M./Beninger, D./Heinze, A./Laisney, F. (2003): Methodological Issues Related to the Analysis of Gender Gaps in Employment, Earnings and Career Progression. Project carried out for the European Commission. Final report, ZEW. Mannheim.
- Beblo, M./Wolf, E. (2002a): Die Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen. In: *DIW-Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 71(1), 83 – 94.
- Beblo, M./Wolf, E. (2002b): How Much Does a Year off Cost? Estimating the Wage Effects of Employment Breaks and Part-Time Spells. In: *Cahiers Économiques de Bruxelles* 45(2), 191-217.
- Beblo, M./Wolf, E. (2002c): Wage Penalties for Career Interruptions: An Empirical Analysis for West Germany. ZEW Discussion Paper 02-45. Mannheim.
- Bender, S./Haas, A./Kose, C. (2000): The IAB Employment Subsample 1975 – 1995. In: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 120(4), 649-662.
- Bender, S./Kohlmann, A./Lang, S. (2003): Women, Work, and Motherhood: Changing Employment Penalties for Motherhood in West Germany after 1945. A Comparative Analysis of Cohorts Born in 1934-1971. MPIDR working paper Nr. 2003-006.
- Belzil, C./Hergel, P. (1999): Fertility and The Human Capital Loss of Non-Participation. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(2), 153-166.
- Bliner, A. S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables. In: *Journal of Human Resources* 8(4), 436-455.
- Europäische Kommission (2002): *Beschäftigung in Europa 2002*. Luxemburg.
- Ferber, M. A./Waldfoegel, J. (1998): The Long-Term Consequences of Nontraditional Employment. In: *Monthly Labor Review* 121(5), 3-12.
- Fitzenberger, B./Wunderlich, G. (2002): Gender Wage Differences in West Germany: A Cohort Analysis. In: *German Economic Review* 3(4), 379-414.
- Franz, W./Steiner, V. (2000): Wages in the East German Transition Process: Facts and Explanations. In: *German Economic Review* 1 (3), 241-269.
- Galler, H. P. (1991): Opportunitätskosten der Entscheidung für Familie und Haushalt. In: Gräbe, S. (ed.): *Der private Haushalt als Wirtschaftsfaktor*. Frankfurt/Main, 118-152.

<sup>21</sup> Nach Beblo et al. (2003) unterscheidet sich das selektionskorrigierte Lohndifferenzial in Deutschland je nach verwendeter Selektionskorrektur vom tatsächlich beobachteten. Im vorliegenden Beitrag ist eine Selektionskorrektur wegen Mangel an erklärenden Variablen nicht möglich, der Selektionseffekt wird aber teilweise durch die zeitkonstanten Individualeffekte aufgefangen.

- Gerlach, K. (1987): A Note on Male-Female Wage Differences in West Germany. In: *Journal of Human Resources* 22(4), 584-592.
- Ginther, D. K./Hayes, K. J. (2003): Gender Differences in Salary and Promotion for Faculty in the Humanities 1977-95. In: *Journal of Human Resources* 38(1), 34-73.
- Gupta, N. D./Smith, N. (2000): Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark. Working Paper No. 00-03, Centre for Labour Market and Social Research. Aarhus.
- Juhn, C./Murphy, K. M./Pierce, B. (1993): Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. In: *Journal of Political Economy* 101 (3), 410-442.
- Kim, M.-K./Polachek, S. W. (1994): Panel Estimates of Male-Female Earnings Functions. In: *Journal of Human Resources* 29(2), 406-428.
- Kunze, A. (2002a): The Evolution of the Early Career Gender Wage Gap. IZA Discussion Paper 436. Bonn.
- Kunze, A. (2002b): The Timing of Careers and Human Capital Depreciation. IZA Discussion Paper 509. Bonn.
- Lauer, C. (2000): Gender Wage Gap in West Germany: How far do Gender Differences in Human Capital Matter. ZEW Discussion Paper No. 00-07. Mannheim.
- Licht, G./Steiner, V. (1992): Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen. In: *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik* 209/3-4, 241-265.
- Light, A./Ureta, M. (1995): Early Career Work Experience and Gender Wage Differentials. In: *Journal of Labor Economics* 13(1), 121-154.
- Mincer, J./Ofek, H. (1982): Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital. In: *Journal of Human Resources* 17(1), 3-24.
- Mincer, J./Polachek, S. W. (1974): Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. In: *Journal of Political Economy* 82(2), S76-S108.
- Oaxaca, R. L. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. In: *International Economic Review* 14, 693-709.
- Oaxaca, R. L./Ransom, M. R. (1994), On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. In: *Journal of Econometrics* 61, 5-21.
- Ondrich, J./Spiess, C. K./Lang, Q. (2001): The Effect of Maternity Leave on Women's Pay in Germany 1984-1994. Working Paper, German Institute for Economic Research (DIW). Berlin.
- Phipps, S./Burton, P./Letherbridge, L. (2001): In and Out of the Labour Market: Long-Term Income Consequences of Child-Related Interruptions to Women's Paid Work. In: *Canadian Journal of Economics* 34(2), 411-429.
- 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.
- Ureta, M./Welch, F. (2001): Wages and Interrupted Careers. Working Paper, Texas A&M University.

**Anhang Tabelle 1: Deskriptive Statistik für die Stichprobe der Männer**

	Erwerbstätigkeit		Arbeitslosigkeit		Elternzeit		Auszeit		Sonst. Tätigkeiten		Weitere Kontrollvariablen	
	Mittel	Std.abw.	Mittel	Std.abw.	Mittel	Std.abw.	Mittel	Std.abw.	Mittel	Std.abw.		Mittel Std.abw.
Anteil <sub>t-1</sub>	.9012	.2500	.0093	.0497	.0000	.0027	.0193	.1039	.0133	.1005	Firmengröße	
Anteil <sub>t-2</sub>	.8371	.3288	.0170	.0944	.0000	.0032	.0255	.1294	.0177	.1145	(Anz. Mitarbeiter)	
Anteil <sub>t-3</sub>	.7809	.3763	.0205	.1089	.0000	.0039	.0286	.1402	.0181	.1162	<20	.2982 .4575
Anteil <sub>t-4</sub>	.7232	.4114	.0220	.1128	.0000	.0036	.0310	.1469	.0179	.1156	20	.0613 .2398
Anteil <sub>t-5</sub>	.6648	.4371	.0233	.1158	.0000	.0037	.0315	.1494	.0175	.1142	50	.0925 .2897
Anteil <sub>t-6</sub>	.6069	.4551	.0250	.1193	.0000	.0028	.0310	.1499	.0177	.1152	100	.0693 .2540
Anteil <sub>t-7</sub>	.5504	.4650	.0264	.1221	.0000	.0035	.0301	.1483	.0181	.1167	500	.1640 .3703
Anteil <sub>t-8</sub>	.4983	.4685	.0276	.1253	.0000	.0044	.0292	.1461	.0178	.1157	1000	.0645 .2457
Anteil <sub>t-9</sub>	.4482	.4671	.0256	.1203	.0000	.0038	.0279	.1431	.0181	.1168	>1000	.1491 .3562
Anteil <sub>t-10</sub>	.4001	.4613	.0221	.1116	.0000	.0027	.0264	.1400	.0184	.1178	Jahr	
Anteil <sub>t-11-20</sub>	1.7842	.7197	.0182	.1012	.0000	.0054	.1618	.6771	.0179	.1161	1990	.1584 .3651
											1991	.1631 .3694
											1992	.1653 .3715
											1993	.1658 .3719
											1994	.1672 .3731
											1995	.1803 .3844
											Berufliche Stellung	
											Facharbeiter	.3884 .4874
											Meister	.0239 .1527
											Angestellte	.3648 .4814
											Arbeiter	.2229 .4162
											Abhängige Variable (in Euro)	
Anzahl der Beobachtungen	143553										Tageslohn	82.84 22.77

Anmerkung: Anteil<sub>t-1</sub> gibt den Anteil einer Tätigkeit innerhalb des vergangenen Jahres an. Die Anteile t-2 bis t-10 beziehen sich auf weiter zurückliegende Jahre, in t-11-20 sind das 11. bis 20. vergangene Jahr zusammengefasst.

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I, Panel aus Querschnitten 1990-95, eigene Berechnungen.

**Anhang Tabelle 2: Deskriptive Statistik für die Stichprobe der Frauen**

	Erwerbstätigkeit		Arbeitslosigkeit		Elternzeit		Auszeit		Sonst. Tätigkeiten		Weitere Kontrollvariablen	
	Mittel	Std.abw.	Mittel	Std.abw.	Mittel	Std.abw.	Mittel	Std.abw.	Mittel	Std.abw.		Mittel Std.abw.
Anteil <sub>t-1</sub>	.8723	.2805	.0155	.0916	.0018	.0338	.0353	.1547	.0027	.0470	Firmengröße	
Anteil <sub>t-2</sub>	.7668	.3827	.0189	.1082	.0031	.0434	.0505	.1937	.0040	.0590	(Anz. Mitarbeiter)	
Anteil <sub>t-3</sub>	.6760	.4330	.0191	.1096	.0043	.0507	.0578	.2097	.0039	.0589	<20	.3038 .4599
Anteil <sub>t-4</sub>	.5941	.4592	.0189	.1093	.0053	.0567	.0619	.2179	.0030	.0524	20	.0631 .2431
Anteil <sub>t-5</sub>	.5227	.4705	.0185	.1078	.0062	.0609	.0624	.2204	.0013	.0343	50	.0849 .2787
Anteil <sub>t-6</sub>	.4584	.4721	.0177	.1060	.0059	.0589	.0618	.2214	.0013	.0339	100	.0702 .2555
Anteil <sub>t-7</sub>	.4024	.4664	.0175	.1065	.0058	.0574	.0597	.2186	.0012	.0330	500	.1664 .3725
Anteil <sub>t-8</sub>	.3568	.4570	.0147	.0976	.0057	.0555	.0567	.2134	.0012	.0327	1000	.0593 .2362
Anteil <sub>t-9</sub>	.3173	.4447	.0121	.0882	.0055	.0530	.0530	.2065	.0011	.0317	>1000	.0962 .2949
Anteil <sub>t-10</sub>	.2823	.4308	.0094	.0775	.0060	.0551	.0485	.1976	.0010	.0300	Jahr	
Anteil <sub>t-11-20</sub>	1.3734	2.5257	.0244	.1520	.0318	.1771	.2050	.8949	.0040	.1147	1990	.1424 .3495
											1991	.1518 .3589
											1992	.1610 .3675
											1993	.1700 .3757
											1994	.1784 .3829
											1995	.1963 .3972
											Berufliche Stellung	
											Facharbeiter	.0685 .2527
											Meister	.0019 .0439
											Angestellte	.7903 .4071
											Arbeiter	.1391 .3460
											Abhängige Variable (in Euro)	
Anzahl der Beobachtungen	74561										Tageslohn	64.00 22.23

Anmerkung: Anteil<sub>t-1</sub> gibt den Anteil einer Tätigkeit innerhalb des vergangenen Jahres an. Die Anteile t-2 bis t-10 beziehen sich auf weiter zurückliegende Jahre, in t-11-20 sind das 11. bis 20. vergangene Jahr zusammengefasst.

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I, Panel aus Querschnitten 1990-95, eigene Berechnungen.

**Anhang Tabelle 3: Fixed Effects Lohngleichung für Männer**

	Erwerbstätigkeit		Arbeitslosigkeit		Elternzeit		Auszeit		Sonst. Tätigkeiten		Weitere Kontrollvariablen	
	Koeff.	t-Statistik	Koeff.	t-Statistik	Koeff.	t-Statistik	Koeff.	t-Statistik	Koeff.	t-Statistik		Koeff. t-Statistik
Anteil <sub>t-1</sub>	.0800	23.94	-.0173	-3.24	.1487	1.11	.0001	.01	.0691	13.21	Firmengröße (Anz. Mitarbeiter, Ref. <20)	
Anteil <sub>t-2</sub>	.0302	9.38	-.0160	-3.01	.2001	1.56	.0084	1.68	.0371	7.41		
Anteil <sub>t-3</sub>	.0308	9.45	.0040	.72	.2125	1.07	.0034	.66	.0402	7.71	20	.0046 2.26
Anteil <sub>t-4</sub>	.0238	7.36	-.0007	-.14	.3103	1.65	.0010	.19	.0379	7.03	50	.0130 6.63
Anteil <sub>t-5</sub>	.0201	6.19	-.0038	-.69	.0029	.02	.0046	.86	.0398	7.10	100	.0251 11.40
Anteil <sub>t-6</sub>	.0166	5.05	-.0037	-.69	.2193	1.03	-.0034	-.64	.0416	7.28	500	.0393 20.56
Anteil <sub>t-7</sub>	.0079	2.38	-.0145	-2.66	.2216	1.09	-.0021	-.39	.0402	6.90	1000	.0486 18.66
Anteil <sub>t-8</sub>	.0150	4.48	-.0062	-1.14	.2836	1.44	.0049	.90	.0452	7.62	>1000	.0648 24.84
Anteil <sub>t-9</sub>	.0079	2.38	-.0061	-1.09	.3024	1.47	-.0082	-1.49	.0448	7.53	Konstante	4.7976 234.21
Anteil <sub>t-10</sub>	.0165	5.99	-.0057	-1.07	.1618	.40	.0012	.24	.0533	9.75	Jahr (Ref. 1995)	
Anteil <sub>t-11-20</sub>	.0020	1.11	-.0214	-5.30	.0184	.05	-.0058	-1.76	.0397	8.17	1990	-.0544 -6.39
											1991	-.0272 -3.95
											1992	-.0083 -1.59
											1993	-.0137 -3.86
											1994	-.0166 -8.50
Anzahl der Beobachtungen	143553										Berufliche Stellung (Ref. Arbeiter)	
Anzahl der Gruppen	32057										Facharb. .0073 3.70	
R <sup>2</sup> innerhalb der Gruppen	0.2004										Meister .1082 23.86	
Korr. (μ <sub>i</sub> * X <sub>b</sub> )	0.1721										Angest. .0609 21.03	

Anmerkung: Anteil<sub>t-1</sub> gibt den Anteil einer Tätigkeit innerhalb des vergangenen Jahres an. Die Anteile t-2 bis t-10 beziehen sich auf weiter zurückliegende Jahre, in t-11-20 sind das 11. bis 20. vergangene Jahr zusammengefasst.

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I, Panel aus Querschnitten 1990-95, eigene Berechnungen. Als weitere Kontrollvariablen dienten 28 Branchen-Indikatorvariablen.

**Anhang Tabelle 4: Fixed Effects Lohngleichung für Frauen**

	Erwerbstätigkeit		Arbeitslosigkeit		Elternzeit		Auszeit		Sonst. Tätigkeiten		Weitere Kontrollvariablen	
	Koeff.	t-Statistik	Koeff.	t-Statistik	Koeff.	t-Statistik	Koeff.	t-Statistik	Koeff.	t-Statistik		Koeff. t-Statistik
Anteil <sub>t-1</sub>	.0638	11.00	-.0108	-1.14	.0002	.01	-.0870	-11.39	.1329	7.63	Firmengröße (Anz. Mitarbeiter, Ref. <20)	
Anteil <sub>t-2</sub>	.0368	6.82	.0044	.48	-.0126	-.45	-.0592	-8.08	.1126	7.10		
Anteil <sub>t-3</sub>	.0349	6.16	.0083	.86	.0008	.03	-.0631	-8.23	.0968	5.99	20	.0065 1.87
Anteil <sub>t-4</sub>	.0238	4.13	-.0034	-.34	-.0179	-.64	-.0617	-7.76	.0742	4.13	50	.0318 9.02
Anteil <sub>t-5</sub>	.0219	3.67	.0136	1.35	-.0241	-.86	-.0557	-6.69	.1411	3.95	100	.0466 12.05
Anteil <sub>t-6</sub>	.0141	2.28	.0040	.39	-.0308	-1.08	-.0568	-6.63	.0776	2.10	500	.0669 20.16
Anteil <sub>t-7</sub>	.0090	1.40	.0143	1.35	-.0436	-1.52	-.0683	-7.64	.0592	1.45	1000	.0748 15.64
Anteil <sub>t-8</sub>	.0073	1.09	.0072	.66	-.0460	-1.57	-.0759	-8.23	.1048	2.60	>1000	.0774 16.02
Anteil <sub>t-9</sub>	.0095	1.40	.0088	.77	-.0401	-1.35	-.0671	-7.14	.0917	2.15	Konstante	4.6260 120.34
Anteil <sub>t-10</sub>	.0007	.12	.0121	1.08	-.0315	-1.06	-.0790	-9.45	.0732	1.94	Jahr (Ref. 1995)	
Anteil <sub>t-11-20</sub>	-.0042	-1.08	.0032	.36	-.0173	-.61	-.0712	-12.74	.0481	2.37	1990	-.0967 -5.17
											1991	-.0614 -4.09
											1992	-.0267 -2.36
											1993	-.0222 -2.89
											1994	-.0199 -4.89
Anzahl der Beobachtungen	74561										Berufliche Stellung (Ref. Arbeiter)	
Anzahl der Gruppen	19132										Facharbeiter -.0358 -5.71	
R <sup>2</sup> innerhalb der Gruppen	.2263										Meister .0261 1.31	
Korr. (μ <sub>i</sub> * X <sub>b</sub> )	-.0800										Angest. .0286 5.19	

Anmerkung: Anteil<sub>t-1</sub> gibt den Anteil einer Tätigkeit innerhalb des vergangenen Jahres an. Die Anteile t-2 bis t-10 beziehen sich auf weiter zurückliegende Jahre, in t-11-20 sind das 11. bis 20. vergangene Jahr zusammengefasst.

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe und IAB-Ergänzungsstichprobe I, Panel aus Querschnitten 1990-95, eigene Berechnungen. Als weitere Kontrollvariablen dienten 28 Branchen-Indikatorvariablen.