

Hundertmark, Carsten

**Working Paper**

## Ökonometrische Verfahren zur Messung von Lohndiskriminierung: Eine theoretische und empirische Studie

SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 557

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Hundertmark, Carsten (2013) : Ökonometrische Verfahren zur Messung von Lohndiskriminierung: Eine theoretische und empirische Studie, SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 557, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/74712>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

**SOEPpapers**  
on Multidisciplinary Panel Data Research

SOEP – The German Socio-Economic Panel Study at DIW Berlin

557-2013

**Ökonometrische Verfahren zur Messung von  
Lohndiskriminierung – eine theoretische  
und empirische Studie**

Carsten Hundertmark

## **SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research** at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPpapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPpapers are available at  
**<http://www.diw.de/soeppapers>**

### **Editors:**

Jürgen **Schupp** (Sociology, Vice Dean DIW Graduate Center)  
Gert G. **Wagner** (Social Sciences)

Conchita **D'Ambrosio** (Public Economics)  
Denis **Gerstorff** (Psychology, DIW Research Director)  
Elke **Holst** (Gender Studies, DIW Research Director)  
Frauke **Kreuter** (Survey Methodology, DIW Research Professor)  
Martin **Kroh** (Political Science and Survey Methodology)  
Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Professor)  
Henning **Lohmann** (Sociology, DIW Research Professor)  
Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology, DIW Research Professor)  
Thomas **Siedler** (Empirical Economics)  
C. Katharina **Spieß** (Empirical Economics and Educational Science)

ISSN: 1864-6689 (online)

German Socio-Economic Panel Study (SOEP)  
DIW Berlin  
Mohrenstrasse 58  
10117 Berlin, Germany

Contact: Uta Rahmann | [soeppapers@diw.de](mailto:soeppapers@diw.de)

# Ökonometrische Verfahren zur Messung von Lohndiskriminierung - eine theoretische und empirische Studie

Dr. Carsten Hundertmark

## Zusammenfassung

In Deutschland liegt der durchschnittliche Lohn einer weiblichen Arbeitskraft unter dem einer männlichen Arbeitskraft. Diese Lohnunterschiede werden in politischen Debatten manchmal als Anzeichen dafür gewertet, dass viele Unternehmer Frauen diskriminieren. Allerdings ist zu beachten, dass selbst auf einem Arbeitsmarkt ohne Diskriminierung unterschiedliche Menschen Löhne in unterschiedlicher Höhe erhalten würden. Das alleinige Beobachten von Lohnunterschieden zwischen großen Gruppen erlaubt keine Aussagen über die Gewichtigkeit der Diskriminierung. Bei sämtlichen vorgestellten Verfahren wird die Lohnlücke in einen durch unterschiedliche Humankapitalausstattungen erklärten Teil und einen unerklärten Teil, der als Maß für Diskriminierung interpretiert werden kann, zerlegt. Methodische Ansätze sind ebenso Gegenstand der nachfolgenden Ausführungen wie die Darstellung empirischer Ergebnisse, die sich auf den deutschen Arbeitsmarkt konzentrieren.

Keywords: Arbeit, Geschlecht, Ökonometrie

# 1 Einleitung

Die Gleichstellung von Männern und Frauen stellt in der Sozialpolitik der Europäischen Union eine der grundlegenden Aufgaben dar. Bereits in den 70er Jahren wurden in der Europäischen Gemeinschaft verbindliche Richtlinien zur Umsetzung der sozialpolitischen Gleichstellung der Geschlechter erlassen. Mit Inkrafttreten des Anti-Diskriminierungsgesetzes (ADG) am 18. August 2006 wurden mehrere EU-Richtlinien in deutsches Recht umgesetzt. Ziel des Gesetzes ist, Benachteiligungen aus Gründen der Rasse, der ethnischen Herkunft, des Geschlechts, der Religion oder Weltanschauung, einer Behinderung, des Alters oder der sexuellen Identität zu verhindern oder zu beseitigen (§ 1 ADG). Neben einigen anderen Bereichen wird durch dieses Gesetz vor allem das Arbeitsrecht berührt. Benachteiligte Arbeitnehmer haben Anspruch auf Ersatz des ihnen entstanden materiellen und immateriellen Schadens. Es ist daher von großem Interesse, inwieweit unterschiedliche Löhne zwischen Gruppen auf Diskriminierung zurückzuführen sind. Hierfür stehen verschiedene Messerfahren zur Verfügung.

Die dominierende Theorie zur Erklärung von Einkommensunterschieden ist die Humankapitaltheorie (Becker 1964, Mincer 1974). Zentrale Hypothese dieser Theorie ist, dass Arbeitnehmer in ihr Humankapital investieren, um ihre Produktivität und damit ihren Lohn zu steigern. Als Humankapital gelten das über das Schul- und Ausbildungssystem erworbene Wissen, aber auch die über die Berufstätigkeit angeeigneten Qualifikationen. Als Ausgangspunkt von empirischen Studien dient die humankapitaltheoretische Lohnfunktion von Mincer aus dem Jahr 1974. Sie spezifiziert einen semilogarithmischen Zusammenhang zwischen dem Einkommen als abhängiger Variable und Einflussgrößen, die Determinanten des allgemeinen Humankapitals darstellen und das Produktionsergebnis beeinflussen. Lohndiskriminierung liegt dann vor, wenn Gruppen bei gleichen produktivitätsrelevanten Merkmalen unterschiedlich entlohnt werden.

Becker (1957, 1971) erklärt die schlechtere Entlohnung von Frauen dadurch, dass Unternehmer eine Neigung zur Diskriminierung ("taste of discrimination") gegenüber dieser Personengruppe entwickeln. Ihnen entstehen bei der Zusammenarbeit mit Frauen psychische, nicht-monetäre Kosten, die sich mittels eines Diskriminierungskoeffizienten ausdrücken lassen und den Nutzen der Unternehmer verringern. Statistische Diskriminierung kann nach Phelps (1972), Arrow (1973) und Spence (1973) resultieren, wenn bei Stellenbesetzungen Gruppenmerkmale zur Schätzung der Produktivität der Bewerber herangezogen werden. Gelten Männer als durchschnittlich produktiver als Frauen, werden Angehörige der diskriminierten Gruppe gar nicht oder nur zu einem geringeren Lohn eingestellt, der die Differenz der Produktivitätserwartungen ausgleicht. Opfer der statistischen Diskriminierung sind dabei die Frauen, deren Produktivität über dem Gruppenmittelwert liegt. Nach Bergmann (1974) und Sorensen (1990) resultiert Diskriminierung aus dem für Frauen stark eingeschränkten Zugang zu Männerberufen. Aufgrund der dadurch bedingten Überfüllung ("crowding") der weiblichen Teilarbeitsmärkte können Frauen mit Lohnsätzen unter dem Gleichgewichtslohn der Männer beschäftigt werden.

Die ersten bedeutenden Studien auf dem Gebiet der Lohndiskriminierungsmessungen sind von Oaxaca (1973) und Blinder (1973), im Folgenden OB bezeichnet, veröffentlicht worden. Sie untersuchen, inwieweit die Lohnlücke zwischen Männern und Frauen sowie schwarzen und weißen Arbeitnehmern am US-amerikanischen Arbeitsmarkt auf Diskriminierung zurückzuführen ist. OB schlagen vor, eine Regressionsschätzung für Männer und Frauen getrennt durchzuführen. Mithilfe der aus den Lohnregressionen geschätzten Koeffizienten, welche die Entlohnungen der Humankapitalcharakteristika widerspiegeln, wird die gewichtete Differenz in den mittleren Humankapitalausstattungen zwischen den beiden Gruppen ermittelt. Diese wird dann als erklärter Teil des Lohnunterschiedes bezeichnet. Der verbleibende unerklärte Teil der Lohnlücke wird als Maß für Diskriminierung herangezogen. Ein Kritikpunkt am Ansatz nach OB besteht darin, dass entweder ausschließlich die Lohnstruktur der Männer oder die der Frauen als die nicht diskriminierte zugrunde gelegt wird, was zu unterschiedlichen Ergebnissen bei der Messung von Lohndiskriminierung führt. Alternativ wird vorgeschlagen, sowohl die Lohnstruktur der Männer als auch die der Frauen zu verwenden und zusätzlich einen gewichteten Parametervektor für die Lohnstruktur in Abwesenheit von Diskriminierung einzuführen. Bei Reimers (1983) gehen bei der Gewichtung männliche und weibliche Lohnstruktur im selben Verhältnis ein, bei Cotton (1988) hängt die Gewichtung vom Anteil der Männer in der Stichprobe ab. Neumark (1988) zieht als Basis der Gewichtung die gepoolte Stichprobe heran, Oaxaca und Ransom (1994) schlagen eine allgemeine Form der Gewichtung vor, bei der die Gewichtungsmatrizen von Reimers und Cotton Spezialfälle darstellen.

Brown, Moon und Zoloth (1980) zerlegen die Lohnlücke auf die gesamte Verteilung der Berufe und berücksichtigen somit, dass Frauen in größerem Maße schlechter bezahlte Berufe ausüben als es den Unterschieden in der Leistungsfähigkeit und Leistungswilligkeit entspricht. Dolton und Kidd (1994) sowie Miller (1987) zeigen, dass weit mehr als die Hälfte des unkorrigierten Lohndifferentials auf Lohnunterschiede innerhalb der Berufe und nicht auf eine unterschiedliche Verteilung von Männern und Frauen auf diese Berufe zurückzuführen ist. Bayard, Hellerstein, Neumark und Troske (2003) sowie Gupta und Rothstein (2001) weisen nach, dass der Lohn in Berufsgruppen innerhalb von Betrieben (Jobzellen) umso geringer ausfällt, je höher der Frauenanteil ist. Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999) liefern eine Erweiterung des Ansatzes nach Brown, Moon und Zoloth (1980), indem sie zur Bestimmung der Verteilung von Arbeitnehmern auf die Berufe in Abwesenheit von Diskriminierung nicht nur die Verteilung von Männern sondern auch von Frauen heranziehen.

Juhn, Murphy und Pierce (1991) entwickeln einen Ansatz, der in empirischen Studien angewandt wird, um den Lohnunterschied im Zeitverlauf oder zwischen Ländern zu untersuchen. Sie führen die Lohnlücke auf Unterschiede in den beobachtbaren Humankapitalcharakteristika und auf unbeobachtete individuelle Fähigkeiten zurück, die sich in unterschiedlichen Residuen niederschlagen. Sie unterstellen für Männer und Frauen dieselben Ertragsraten und ziehen für die weitere Analyse die Lohnstruktur der Männer heran.

Suen (1997) kritisiert die Interpretation dieses Ansatzes und zeigt, dass Arbeitsmarktdiskriminierung zu einer Veränderung der relativen Position der Frauen führen kann, obwohl sich weder das Ausmaß der Diskriminierung noch der relative Grad der unbeobachteten Fähigkeiten geändert hat. Blau und Kahn (2006) wenden den Dekompositionsansatz nach Juhn, Murphy und Pierce (1991) zum einen mit der Lohnstruktur der Männer und zum anderen mit der Lohnstruktur der Frauen an und kommen dabei zu ähnlichen Ergebnissen.

Die bisher vorgestellten, auf OLS-Schätzungen beruhenden Methoden zur Messung von Lohndiskriminierung, untersuchen, inwieweit unterschiedliche mittlere Löhne zwischen zwei Gruppen mit speziellen Merkmalsausprägungen auf Diskriminierung zurückzuführen sind. Hauptnachteil dieser Verfahren besteht darin, dass Einkommensunterschiede innerhalb der Gruppen unberücksichtigt bleiben. Es ist aber durchaus von Interesse, inwieweit Lohndiskriminierung beispielsweise zwischen weiblichen und männlichen Spitzen- oder Geringsverdienern vorliegt. Die Verfahren nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) sowie nach Machado und Mata (2005), Melly (2005) ermöglichen dagegen die Dekomposition des unkorrigierten Lohndifferentials nicht nur für die mittleren Löhne, sondern für sämtliche Quantile der Lohnverteilung. Eine solche Zerlegung bereitet insofern Schwierigkeiten, da zwar die Verteilungen der Löhne von Männern und Frauen beobachtbar sind, nicht aber die kontrafaktischen Lohnverteilungen, d.h. die Verteilung der Löhne von Männern mit Humankapitaleigenschaften von Männern und Lohnstruktur der Frauen bzw. die Verteilung der Löhne von Frauen mit Humankapitaleigenschaften von Frauen und Lohnstruktur der Männer. Beim Dekompositionsansatz nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) werden die kontrafaktischen Lohnverteilungen mithilfe von gewichteten Kerndichteschätzungen ermittelt. Machado und Mata (2005) kombinieren bei ihrem Ansatz das Instrumentarium der von Koenker und Bassett (1978) eingeführten Quantilsregressionen mit einem Bootstrap-Ansatz. Während Machado und Mata (2005) die Veränderungen der Lohnverteilung im Zeitverlauf analysieren, schlägt Melly (2005) eine Dekomposition der Lohnlücke vor, die einen Vergleich mit dem Ansatz nach OB vereinfacht.

Der Dekompositionsansatz nach Nopo (2008) stellt eine nicht parametrische Alternative des Verfahrens nach OB dar und benötigt keine Schätzung der Lohnverteilungen. Es wird zwischen Individuen unterschiedlicher Gruppen, deren Humankapitalcharakteristika sich nicht unterscheiden ("common support") und Individuen außerhalb dieses Bereiches ("out-of-support") unterschieden. Sämtliche Beobachtungen werden in der weiteren Analyse mit einbezogen. Das Lohndifferential wird in vier Terme zerlegt, wobei zwei denjenigen des Ansatzes nach OB entsprechen.

Ziel dieses Beitrags ist, die gängigen Methoden zur Messung von Lohndiskriminierung vorzustellen, zu vergleichen sowie Stärken und Schwächen der einzelnen Verfahren zu diskutieren. Methodische Ansätze sind ebenso Gegenstand der nachfolgenden Ausführungen wie die Darstellung empirischer Ergebnisse, die sich auf den deutschen Arbeitsmarkt konzentrieren. Dieser Artikel ist folgendermaßen gegliedert: In Abschnitt 2 wird der verwendete Datensatz und die Auswahl der Variablen erläutert, in den Abschnitten 3-7 werden

die gängigen Dekompositionsverfahren vorgestellt, und in Abschnitt 8 erfolgt ein abschließendes Resümee. Bei sämtlichen vorgestellten Verfahren werden logarithmierte Löhne verwendet, um eine bessere Vergleichbarkeit sämtlicher Methoden zu ermöglichen.

## 2 Die Daten

Für die Anwendung der zuvor beschriebenen Methoden wird das vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) erstellte Sozio-ökonomische Panel (SOEP) verwendet (Wagner, Frick und Schupp (2007)). Es handelt sich hierbei um eine repräsentative Befragung privater Haushalte in Deutschland, die im jährlichen Rhythmus bei denselben Personen und Haushalten seit 1984 durchgeführt wird. Bereits im Juni 1990, also noch vor der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion, wurde die Studie auf das Gebiet der ehemaligen DDR ausgeweitet.

Bei der den folgenden Untersuchungen zugrunde liegenden Stichproben sind sozialversicherungspflichtige Arbeiter, Angestellte und Beamte in Vollzeit- oder Teilzeittätigkeit von 18-65 Jahren aus den zugehörigen SOEP-Wellen herausgefiltert worden. Nicht berücksichtigt sind Selbständige, Praktikanten und Auszubildende, unbezahlt mithelfende Familienangehörige und Personen, die ausschließlich in so genannten Mini-Jobs oder 1-Euro-Jobs tätig sind. Die in den Abschnitten 3-6 vorgestellten Studien beziehen sich auf das Jahr 2006 für Gesamtdeutschland. Bei Anwendung der in Kapitel 7 beschriebenen Methode nach Juhn, Murphy und Pierce (1991) wird die Lohnentwicklung im Zeitraum von 1989 bis 1993, also vor und nach der Deutschen Wiedervereinigung, in den alten Bundesländern herangezogen.

Folgende Variablen werden für die empirische Analyse aus dem SOEP-Datensatz mithilfe der SOEP-Info generiert:

- Logwage: Logarithmierter Bruttostundenlohn. Sollen in Deutschland die Verdienstsituationen unterschiedlicher Arbeitnehmer oder Arbeitnehmergruppen verglichen werden, sollte man hierzu möglichst Jahresverdienstangaben verwenden, da diese - im Gegensatz zu Monats- oder Wochenverdiensten - auch die unregelmäßigen Zahlungen in Form von 13., 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld, Gewinnbeteiligungen und Sondervergütungen beinhalten. Der Bruttostundenlohn wurde als Quotient aus dem Jahresbruttoverdienst (tatsächlicher Bruttoverdienst des letzten Monats multipliziert mit 12 zuzüglich erhaltener Extrazahlungen) und der tatsächlich geleisteten Arbeitszeit (tatsächlich gearbeitete Wochenstunden multipliziert mit 52) errechnet, wobei die wöchentliche Arbeitszeit auf 60 Wochenstunden beschränkt wird. Es wird dabei unterstellt, dass Personen mit höherer Wochenstundenzahl, diese durch Tätigkeiten außerhalb der normalen Berufsarbeitszeit erreichen wie z.B durch alle Tätigkeiten mit Geschäftskollegen. Arbeitnehmer mit einem Bruttostundenlohn von null Euro wurden ausgeschlossen. Gründe hierfür sind bei-



spielsweise Insolvenz des Arbeitgebers oder ein gerade erst vollzogener Wechsel des Arbeitsplatzes und eine damit verbundene noch ausstehende erste Lohnzahlung.

- Edu: Bildungsjahre (7-18). Bei sämtlichen Verfahren wird im Zusammenhang mit der Darstellung des individuell erreichten Bildungsstands der Ansatz nach Bildungsjahren verwendet. Bildung wird ausgedrückt in Jahren, die institutionell für das Erreichen des höchsten gegebenen Bildungsabschlusses einer Person nötig sind. Ein erfolgreiches Universitätsstudium nach Gymnasialbesuch wird hier beispielsweise mit 18 Jahren bewertet (13 Jahre Schulausbildung + 5 Jahre Universitätsausbildung). Personen ohne jeglichen Abschluss erhalten bei dieser Vorgehensweise 7 Ausbildungsjahre, was in etwa der Einhaltung der gesetzlichen Schulpflicht entspricht. Edu\_2: Bildungsjahre quadriert.
- Ten, Ten\_2 : Betriebszugehörigkeit in Jahren und in Jahren quadriert.
- Exp, Exp\_2: Berufserfahrung in Jahren und in Jahren quadriert.
- Erljob: Dummyvariable für Tätigkeit im erlernten Beruf. Erljob = 1, wenn Tätigkeit im erlernten Beruf erfolgt.
- Le200, Le2000, G2000: Dummyvariablen für Betriebsgröße.
  - Le20 = 1 bei Betrieben mit höchstens 20 Mitarbeitern.
  - Le200 = 1 bei Betrieben mit mehr als 20 und höchstens 200 Mitarbeitern.
  - Le2000 = 1 bei Betrieben mit mehr als 200 und höchstens 2000 Mitarbeitern.
  - G2000 = 1 bei Betrieben mit mehr als 2000 Mitarbeitern.
- Ger: Dummyvariable für Nationalität. Ger = 1 bei Inländern.
- West: Dummyvariable für Arbeitsort. West = 1, wenn Tätigkeit in den alten Bundesländern erfolgt.
- VaAkad: Dummyvariable für Berufsbildung des Vaters. VaAkad = 1, wenn Vater mit Fachhochschul- oder Universitätsabschluss.
- VaoA: Dummyvariable für Berufsbildung des Vaters. VaoA = 1, wenn Vater ohne Ausbildung.

Arbeitnehmer mit fehlenden oder unplausiblen Antworten werden wie in vergleichbaren, auf dem SOEP basierenden Analysen (vgl. Melly (2006)) nicht berücksichtigt. Hierbei wird unterstellt, dass keine systematische Antwortverweigerung oder -verfälschung vorliegt. Fehlende Werte sind über sämtliche Beobachtungen zufällig verteilt und somit ist kein Selektionsbias zu erwarten.

### 3 Auf Lohnregressionen basierende Methoden zur Messung von Lohndiskriminierung

#### 3.1 Methodologie

Als Ausgangspunkt des Ansatzes nach Oaxaca (1973) und Blinder (1973) dient die humankapitaltheoretische Lohnfunktion von Mincer:

$$\begin{aligned}\ln y_{Mi} &= \beta'_M \mathbf{x}_{Mi} + u_{Mi}, \\ \ln y_{Fi} &= \beta'_F \mathbf{x}_{Fi} + u_{Fi},\end{aligned}\tag{1}$$

wobei  $\ln y_{Mi}$ ,  $\ln y_{Fi}$  die logarithmierten Löhne und  $\beta_M$ ,  $\beta_F$  die zu schätzenden Parametervektoren (Intercept und Steigungsparameter) für Individuum  $i$  darstellen. Die Vektoren  $\mathbf{x}_{Mi}$ ,  $\mathbf{x}_{Fi}$  beschreiben die beobachteten Qualifikationen der Individuen und enthalten zusätzlich sozioökonomische und regionale Komponenten. Das erste Element dieser Vektoren ist gleich eins, um den Intercept mitzuberücksichtigen. Die Ausdrücke  $u_{Mi}$ ,  $u_{Fi}$  stellen Störvariablen dar. Der Index  $M$  kennzeichnet die einkommensstärkere, männliche Gruppe, der Index  $F$  die einkommensschwächere, weibliche Gruppe. Im ersten Schritt werden die Regressionskoeffizienten geschätzt und für beide Geschlechter der mittlere logarithmierte Lohn ermittelt. Das Lohndifferential  $\overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F}$  kann anschließend folgendermaßen zerlegt werden:

$$\begin{aligned}\overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F} &= \hat{\beta}'_M \bar{\mathbf{x}}_M - \hat{\beta}'_F \bar{\mathbf{x}}_F \\ &= \hat{\beta}'_M \bar{\mathbf{x}}_M + \hat{\beta}'_M \bar{\mathbf{x}}_F - \hat{\beta}'_M \bar{\mathbf{x}}_F - \hat{\beta}'_F \bar{\mathbf{x}}_F \\ &= \underbrace{\hat{\beta}'_M (\bar{\mathbf{x}}_M - \bar{\mathbf{x}}_F)}_{\text{Ausstattungseffekt}} + \underbrace{(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F)' \bar{\mathbf{x}}_F}_{\text{Diskriminierungseffekt}}\end{aligned}\tag{2}$$

bzw.

$$\overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F} = \underbrace{\hat{\beta}'_F (\bar{\mathbf{x}}_M - \bar{\mathbf{x}}_F)}_{\text{Ausstattungseffekt}} + \underbrace{(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F)' \bar{\mathbf{x}}_M}_{\text{Diskriminierungseffekt}},\tag{3}$$

wobei  $\hat{\beta}_M$ ,  $\hat{\beta}_F$  die geschätzten Parametervektoren der unterschiedlichen Lohnstrukturen bei Männern und Frauen darstellen.

Die Ausdrücke  $\hat{\beta}'_M (\bar{\mathbf{x}}_M - \bar{\mathbf{x}}_F)$  bzw.  $\hat{\beta}'_F (\bar{\mathbf{x}}_M - \bar{\mathbf{x}}_F)$  in Gleichung (2) und (3) stellen den erklärten Teil des Lohnunterschiedes dar und werden als Ausstattungseffekt bezeichnet. Dieser entspricht in Gleichung (2) dem hypothetischen Mindereinkommen der Männer und in Gleichung (3) dem hypothetischen Mehreinkommen der Frauen, wenn die Geschlechter bezüglich ihres Humankapitals gleichgestellt wären. Die verbleibende Einkommensdifferenz  $(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F)' \bar{\mathbf{x}}_F$  bzw.  $(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F)' \bar{\mathbf{x}}_M$  ist auf die unterschiedlichen geschlechtsspezifischen

Lohnstrukturen zurückzuführen und entspricht dem unerklärten Teil des Lohnunterschiedes. Sie kann als Maß für die Diskriminierung interpretiert werden.

Ein Kritikpunkt am Ansatz nach OB besteht darin, dass entweder ausschließlich die Lohnstruktur der Männer oder die der Frauen als die nicht diskriminierte zugrunde gelegt wird, was zu unterschiedlichen Ergebnissen bei der Messung von Lohndiskriminierung führt. Da Diskriminierung sowohl Bevorzugung der Männer als auch Benachteiligung der Frauen beinhalten kann, wird alternativ vorgeschlagen, beide Lohnstrukturen zu verwenden und den Oaxaca-Blinder-Ansatz um einen Parametervektor  $\hat{\beta}^*$  zu erweitern:

$$\overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F} = \underbrace{\hat{\beta}^* (\bar{\mathbf{x}}_M - \bar{\mathbf{x}}_F)}_{\text{Ausstattungseffekt}} + \underbrace{(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}^*)' \bar{\mathbf{x}}_M + (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_F)' \bar{\mathbf{x}}_F}_{\text{Diskriminierungseffekt}}, \quad (4)$$

wobei  $\hat{\beta}^*$  als gewichteter Durchschnitt der geschätzten Parametervektoren  $\hat{\beta}_F, \hat{\beta}_M$  definiert ist und die Lohnstruktur ohne Diskriminierung darstellt:

Method	Stichprobe	Gewichtungsmatrix
Oaxaca (1973), Blinder (1973)	männlich	$\Omega_{OB} = \mathbf{I}$
	weiblich	$\Omega_{OB} = \mathbf{0}$
Reimers (1983)	männlich/weiblich	$\Omega_R = 0.5 \mathbf{I}$
Cotton (1988)	männlich/weiblich	$\Omega_C = s \mathbf{I}$
Neumark (1988), Oaxaca und Ransom (1988, 1994)	männlich/weiblich	$\Omega_N = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{X}'_M\mathbf{X}_M)$

Tabelle 1: Zusammenfassung der Gewichtungsmatrizen

$$\hat{\beta}^* = \Omega \hat{\beta}_M + (\mathbf{I} - \Omega) \hat{\beta}_F. \quad (5)$$

Wird beim Ansatz nach OB die Lohnstruktur der Männer als die nicht diskriminierte zugrunde gelegt, so gilt  $\Omega_{OB} = \mathbf{I}$ , im anderen Fall  $\Omega_{OB} = \mathbf{0}$ . Reimers (1983) gibt zu bedenken, dass die nicht diskriminierte Lohnstruktur zwischen der männlichen und weiblichen Lohnstruktur liegen sollte und wählt eine Gewichtungsmatrix  $\Omega_R = 0.5 \mathbf{I}$ . Cotton (1988) entscheidet sich für  $\Omega_C = s \mathbf{I}$ , wobei  $s$  dem Anteil der Männer in der Stichprobe darstellt, mit der Begründung, dass die nicht diskriminierte Lohnstruktur mehr an die größere Gruppe angelehnt sein soll. Neumark (1988), Oaxaca und Ransom (1994) kommen zu dem Ergebnis, zur Schätzung des Parametervektors  $\beta^*$  aus Gleichung (4) die gepoolte Stichprobe von Männern und Frauen heranzuziehen, so dass

$$\hat{\beta}^* = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}, \quad (6)$$

wobei  $\mathbf{X}$  die Beobachtungsmatrix der Humankapitalcharakteristika und  $\mathbf{y}$  den Vektor der logarithmierten Löhne der gepoolten Stichprobe darstellen. Es gilt:

$$\begin{aligned} \Omega_N &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{X}'_M\mathbf{X}_M) \\ &= (\mathbf{X}'_M\mathbf{X}_M + \mathbf{X}'_F\mathbf{X}_F)^{-1}(\mathbf{X}'_M\mathbf{X}_M). \end{aligned} \quad (7)$$

Dabei entspricht  $\mathbf{X}_M$  der Beobachtungsmatrix der Humankapitalcharakteristika der Gruppe der Männer und  $\mathbf{X}_F$  der Beobachtungsmatrix der Gruppe der Frauen. Die Gewichtungsmatrizen nach Reimers und Cramer stellen genau dann Spezialfälle dar, wenn  $0.5(\mathbf{X}'\mathbf{X}) = (\mathbf{X}'_M\mathbf{X}_M)$  bzw.  $s(\mathbf{X}'\mathbf{X}) = (\mathbf{X}'_M\mathbf{X}_M)$ .

## 3.2 Empirische Resultate

Die endogene Variable in den Lohnregressionen ist der logarithmierte Bruttostundenlohn. Dieser wird hier in Anlehnung an die Mincer-Lohngleichung durch die Anzahl der Ausbildungsjahre (*Edu*), der Dauer der Betriebszugehörigkeit in Jahren als Polynom zweiten Grades (*Ten*, *Ten\_2*) und der Berufserfahrung in Jahren ebenfalls als Polynom zweiten Grades (*Exp*, *Exp\_2*) erklärt. Zusätzlich kommen als den Lohn erklärende Einflüsse die Variablen *Erljob*, *Le200*, *Le2000*, *G2000*, *Ger* und *West* in Frage. Bei der Auswahl der Lohnregressionsmodelle wird das Informationskriterium nach Akaike (AIC) herangezogen. Die in den Tabellen (2) und (3) aufgeführten Modelle weisen den niedrigsten AIC auf und werden für die weitere Studie verwendet. Die Stichprobe umfasst bei Männern 2931 Beobachtungen, die der Frauen 2840 Beobachtungen. Der Anteil der Männer und Frauen entspricht damit in etwa dem Anteil männlicher und weiblicher Arbeitnehmer unter den sozialversicherungspflichtigen Erwerbstätigen auf dem Arbeitsmarkt. Es wurden 416 Männer und 414 Frauen aufgrund fehlender oder nicht plausibler Antworten ausgeschlossen.

Da der Breusch-Pagan-Test einen klaren Hinweis auf Heteroskedastizität liefert, wird ein von MacKinnon und White (1985) vorgeschlagenes Verfahren zur Durchführung von Signifikanztests angewandt. Unter Verwendung des gewöhnlichen OLS-Schätzers kann die Kovarianzmatrix konsistent geschätzt werden, so dass zumindest asymptotisch korrekte Standardfehler und Tests resultieren. Sowohl bei Männern als auch bei Frauen haben die gewählten Einflussvariablen einen signifikanten Einfluss auf das Einkommen. Die Parameterschätzer der verwendeten Regressionsmodelle sind ebenfalls in den Tabellen (2) und (3) ersichtlich und folgendermaßen interpretierbar. Für jedes zusätzliche Bildungsjahr erhöht sich das Einkommen bei Männern und Frauen um 6.2% bzw. 6.3 %. Mit dem ersten Jahr Berufserfahrung nimmt der Lohn um 2.3% bzw. 2.6% zu, mit dem ersten Jahr Betriebszugehörigkeit um 2.3% bzw. 1.6%. Bei weiterhin wachsender Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit erhöht sich das Einkommen mit geringfügig kleiner werdenden

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )	
(Intercept)	0.975	0.046	21.371	0.000	***
Edu	0.062	0.003	21.111	0.000	***
Ten	0.023	0.002	9.418	0.000	***
Ten_2	-0.000	0.000	-6.690	0.000	***
Exp	0.023	0.003	8.135	0.000	***
Exp_2	-0.000	0.000	-5.826	0.000	***
Erljob	0.081	0.015	5.358	0.000	***
Le200	0.144	0.021	7.001	0.000	***
Le2000	0.283	0.022	12.808	0.000	***
G2000	0.293	0.022	13.360	0.000	***
West	0.339	0.018	18.827	0.000	***

Tabelle 2: Koeffizientenschätzung für die Stichprobe der Männer (2006)

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t )	
(Intercept)	0.855	0.049	17.386	0.000	***
Edu	0.063	0.003	20.912	0.000	***
Ten	0.016	0.003	6.020	0.000	***
Ten_2	-0.000	0.000	-3.256	0.001	**
Exp	0.026	0.003	8.870	0.000	***
Exp_2	-0.000	0.000	-7.102	0.000	***
Erljob	0.147	0.016	9.441	0.000	***
Le200	0.132	0.019	6.952	0.000	***
Le2000	0.246	0.021	11.641	0.000	***
G2000	0.294	0.021	13.881	0.000	***
West	0.289	0.017	17.169	0.000	***

Tabelle 3: Koeffizientenschätzung für die Stichprobe der Frauen (2006)

Zuwachsraten. Eine Tätigkeit im erlernten Beruf erhöht den Lohn der Männer um 8.4 %, den der Frauen um 15.8 %. Neben diesen individuellen Fähigkeiten bestimmen auch regionale und betriebliche Gegebenheiten das Einkommen. Beispielsweise verdienen beide Geschlechter, die in Großbetrieben mit mehr als 2000 Mitarbeitern beschäftigt sind im Vergleich zu Kleinbetrieben mit weniger als 20 Mitarbeitern um etwa 34 % mehr. Männer, die in den alten Bundesländern tätig sind, erhalten einen um 40.4 % höheren Lohn als Arbeiter in den neuen Bundesländern. Bei den Frauen beträgt der Unterschied 33.5 %.

In Tabelle (4) sind die Ergebnisse der Dekomposition dargestellt. Bei der Methode nach OB mit Lohnstruktur der Männer als nicht diskriminierter Lohnstruktur entfallen 0.034 Euro auf den erklärten und 0.151 Euro auf den unerklärten Teil der Lohnlücke, der damit 82 % des Lohnunterschiedes ausmacht. Beim Verfahren nach OB mit Lohnstruktur der Frauen als nicht diskriminierter Lohnstruktur erhöht sich das Ausmaß der Diskriminierung auf 0.161 Euro (87 %). Die Ergebnisse der übrigen Dekompositionsansätze liegen dazwischen. Sämtliche Verfahren zeigen, dass der weitaus größere Teil des Lohnunterschiedes

Lohnunterschied (logarithmiert)	gesamt	erklärt	unerklärt
OB mit Lohnstruktur der Frauen	0.185	0.024	0.161
OB mit Lohnstruktur der Männer	0.185	0.034	0.151
Reimers (1988)	0.185	0.029	0.156
Cotton (1988)	0.185	0.029	0.156
Neumark (1988)	0.185	0.033	0.152

Tabelle 4: Ergebnisse der Zerlegung nach OB, Neumark (1988) (a)

auf Diskriminierung zurückzuführen ist und nicht auf Unterschiede in den Humankapitalausstattungen.

	OB (Männer)		OB (Frauen)		Neumark	
	erklärt	unerklärt	erklärt	unerklärt	erklärt	unerklärt
(Intercept)	0.000	0.120	0.000	0.120	0.000	0.120
Edu	-0.018	-0.014	-0.018	-0.014	-0.018	-0.014
Ten	0.029	0.094	0.042	0.081	0.036	0.087
Ten_2	-0.017	-0.055	-0.030	-0.042	-0.023	-0.049
Eexp	0.059	-0.067	0.052	-0.059	0.053	-0.060
Exp_2	-0.052	0.071	-0.039	0.058	-0.041	0.059
Erljob	-0.005	-0.040	-0.003	-0.042	-0.004	-0.041
Lt200	-0.002	0.004	-0.002	0.004	-0.002	0.004
Lt2000	0.006	0.009	0.006	0.008	0.006	0.008
Ge2000	0.014	-0.000	0.014	-0.000	0.014	-0.001
West	0.011	0.040	0.013	0.038	0.012	0.039

Tabelle 5: Ergebnisse der Zerlegung nach OB, Neumark (1988) (b)

In Tabelle (5) ist dargestellt, welchen Einfluss die Kovariablen auf erklärten und unerklärten Teil der Lohnlücke bei der Dekomposition nach OB (1973) mit Lohnstruktur der Männer und Frauen sowie Neumark (1988) haben. Es fällt auf, dass bei sämtlichen Verfahren der auf den Intercept entfallene Anteil der Diskriminierung mit 0.120 Euro hoch ausfällt.

## 4 Berufliche Segregation berücksichtigende Verfahren zur Messung von Lohndiskriminierung

Die in Abschnitt 3 vorgestellten Verfahren führen das Lohndifferential allein auf unterschiedliche Lohnstrukturen von Männern und Frauen zurück. Die nun vorgestellten Verfahren nach Brown, Moon und Zoloth (1980) sowie Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999) liefern eine einfache Erweiterung des Ansatzes nach OB, indem sie die Lohnlücke auf die gesamte Verteilung der Berufe zerlegen und somit berücksichtigen, dass Frauen in größerem Maße schlechter bezahlte Berufe ausüben als es den Unterschieden in der Leistungsfähigkeit und Leistungswilligkeit entspricht.

### 4.1 Dekomposition nach Brown, Moon und Zoloth (1980)

#### 4.1.1 Methodologie

Bei der Dekomposition nach Brown, Moon und Zoloth (1980) lässt sich die Lohnlücke als Differenz der gewichteten logarithmierten Löhne über sämtliche Berufe bzw. Berufsgruppen darstellen, wobei die Gewichtung dem Anteil der beschäftigten Frauen und Männer in den jeweiligen Berufen entspricht. Im Folgenden seien  $P_{Mj}$  und  $P_{Fj}$  der Anteil von Frauen oder Männern in einem Beruf  $j = (1, \dots, K)$ . Die Dekomposition lautet:

$$\begin{aligned}
 \overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F} &= \sum_{j=1}^K P_{Mj} \overline{\ln y_{Mj}} - \sum_{j=1}^K P_{Fj} \overline{\ln y_{Fj}} & (8) \\
 &= \sum_{j=1}^K P_{Mj} \overline{\ln y_{Mj}} + \sum_{j=1}^K P_{Fj} \overline{\ln y_{Mj}} \\
 &\quad - \sum_{j=1}^K P_{Fj} \overline{\ln y_{Mj}} - \sum_{j=1}^K P_{Fj} \overline{\ln y_{Fj}} \\
 &= \underbrace{\sum_{j=1}^K (P_{Mj} - P_{Fj}) \overline{\ln y_{Mj}}}_{\text{Verteilungseffekt}} + \underbrace{\sum_{j=1}^K P_{Fj} (\overline{\ln y_{Mj}} - \overline{\ln y_{Fj}})}_{\text{Lohneffekt}}
 \end{aligned}$$

Der Verteilungseffekt  $\sum_{j=1}^K (P_{Mj} - P_{Fj}) \overline{\ln y_{Mj}}$  misst den Teil der Einkommenslücke, der auf eine unterschiedliche Verteilung auf die Berufe zurückzuführen ist. Er nimmt den Wert null an, wenn sich Männer und Frauen im selben Verhältnis auf die einzelnen Berufe aufteilen. Der Lohneffekt  $\sum_{j=1}^K P_{Fj} (\overline{\ln y_{Mj}} - \overline{\ln y_{Fj}})$  misst den Teil des Einkommensunterschiedes, der auf unterschiedliche mittlere logarithmierte Löhne in den unterschiedlichen Berufen zurückzuführen ist. Erhalten Männer und Frauen in jedem Beruf im Durchschnitt dasselbe Entgelt, so nimmt dieser Term ebenfalls den Wert null an.

Beide Effekte können sowohl in einen erklärten Teil und einen unerklärten Teil zerlegt werden. Es wird unterstellt, dass Männer ihre Berufe frei auswählen können und insofern die Verteilung männlicher Arbeiter auf die Berufe als die nicht diskriminierte angesehen werden kann. Im Folgenden sei  $P_{Mij}$  die Wahrscheinlichkeit, mit der ein männlicher Arbeiter  $i$  mit den Charakteristika  $\mathbf{b}_{Mi}$ <sup>1</sup> in Beruf  $j$  tätig ist. Die Schätzung der unbekannt Parametervektoren  $\boldsymbol{\gamma}'_{Mj}$  erfolgt mithilfe eines multinomialen Logitmodells:

$$P_{Mij} = \frac{\exp(\boldsymbol{\gamma}'_{Mj} \mathbf{b}_{Mi})}{1 + \sum_{s=1}^{K-1} \exp(\boldsymbol{\gamma}'_{Ms} \mathbf{b}_{Mi})} \quad (9)$$

für  $j = 1, \dots, K - 1$  und

$$P_{Mij} = \frac{1}{1 + \sum_{s=1}^{K-1} \exp(\boldsymbol{\gamma}'_{Ms} \mathbf{b}_{Mi})}$$

für  $j = K$  (Referenzkategorie).

Zur Ermittlung der Wahrscheinlichkeit  $\hat{P}_{Fij}$ , mit der eine weibliche Arbeitskraft mit den Charakteristika  $\mathbf{b}_{Fi}$  in Abwesenheit von Diskriminierung in Beruf  $j$  tätig ist, werden die geschätzten Koeffizientenvektoren  $\hat{\boldsymbol{\gamma}}_{Mj}$  herangezogen:

$$\hat{P}_{Fij} = \frac{\exp(\hat{\boldsymbol{\gamma}}'_{Mj} \mathbf{b}_{Fi})}{1 + \sum_{s=1}^{K-1} \exp(\hat{\boldsymbol{\gamma}}'_{Ms} \mathbf{b}_{Fi})} \quad (10)$$

für  $j = 1, \dots, K - 1$  und

$$\hat{P}_{Fij} = \frac{1}{1 + \sum_{s=1}^{K-1} \exp(\hat{\boldsymbol{\gamma}}'_{Ms} \mathbf{b}_{Fi})}$$

für  $j = K$

Im Folgenden entspricht  $\hat{\hat{P}}_{Fj}$  dem Mittelwert von  $\hat{P}_{Fij}$  und stellt somit die geschätzte Verteilung von Frauen auf die Berufe in Abwesenheit von Diskriminierung dar. Brown, Moon und Zoloth (1980) zeigen, dass sich der Ausdruck  $\overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F}$  folgendermaßen zerlegen lässt:

$$\overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F} = \quad (11)$$

---

<sup>1</sup>Die Variablen, die einen Einfluss auf die Berufswahl haben, sind in der Regel nicht identisch mit denjenigen, die die Lohnstruktur beeinflussen (siehe Empirische Resultate). Deshalb wird zwischen  $\mathbf{b}$  und  $\mathbf{x}$  unterschieden.



$$\begin{aligned}
& \underbrace{\sum_{j=1}^K (P_{Mj} - \hat{P}_{Fj}) \hat{\boldsymbol{\beta}}'_{Mj} \bar{\mathbf{x}}_{Mj}}_{\text{Verteilungseffekt}} + \underbrace{\sum_{j=1}^K P_{Fj} \hat{\boldsymbol{\beta}}'_{Mj} (\bar{\mathbf{x}}_{Mj} - \bar{\mathbf{x}}_{Fj})}_{\text{Lohneffekt}} \\
& \underbrace{\hspace{10em}}_{\text{Ausstattungseffekt}} \\
& + \underbrace{\sum_{j=1}^K P_{Fj} (\hat{\boldsymbol{\beta}}_{Mj} - \hat{\boldsymbol{\beta}}_{Fj})' \bar{\mathbf{x}}_{Fj}}_{\text{Lohneffekt}} + \underbrace{\sum_{j=1}^K (\hat{P}_{Fj} - P_{Fj}) \hat{\boldsymbol{\beta}}'_{Mj} \bar{\mathbf{x}}_{Mj}}_{\text{Verteilungseffekt}} \\
& \underbrace{\hspace{10em}}_{\text{Diskriminierungseffekt}}
\end{aligned}$$

## 4.2 Dekomposition nach Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999)

### 4.2.1 Methodologie

Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999) liefern eine Erweiterung des Ansatzes nach Brown, Moon und Zoloth (1980), indem das Lohndifferential folgendermaßen zerlegt wird:

$$\begin{aligned}
\overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F} &= \sum_{j=1}^K P_j^* (\overline{\ln y_{Mj}} - \overline{\ln y_{Fj}}) \\
&+ \sum_{j=1}^K (P_{Mj} - P_j^*) \overline{\ln y_{Mj}} + \sum_{j=1}^K (P_j^* - P_{Fj}) \overline{\ln y_{Fj}},
\end{aligned} \tag{12}$$

wobei  $P_{Mj}$ ,  $P_{Fj}$  dem beobachteten Anteil von Männern und Frauen in den Berufen und  $P_j^*$  der Verteilung auf die Berufe in Abwesenheit von Diskriminierung entspricht. Um  $P_j^*$  zu schätzen werden für Männer und Frauen getrennt multinomiale Logitmodelle herangezogen. Im Folgenden seien  $P_{Mij}$ ,  $P_{Fij}$  die Wahrscheinlichkeiten mit der ein männlicher oder weiblicher Arbeiter  $i$  mit den Humankapitalcharakteristika  $\mathbf{b}_{Mi}$  bzw.  $\mathbf{b}_{Fi}$  in Beruf  $j$  tätig ist und  $\boldsymbol{\gamma}_M$ ,  $\boldsymbol{\gamma}_F$  die unbekanntenen, zu schätzenden Parametervektoren:

$$P_{Gij} = \frac{\exp(\boldsymbol{\gamma}'_{Gj} \mathbf{b}_{Gi})}{1 + \sum_{s=1}^{K-1} \exp(\boldsymbol{\gamma}'_{Gs} \mathbf{b}_{Gi})} \tag{13}$$

für  $j = 1, \dots, K-1$ ,  $G = M, W$  und

$$P_{Gij} = \frac{1}{1 + \sum_{s=1}^{K-1} \exp(\boldsymbol{\gamma}'_{Gs} \mathbf{b}_{Gi})}$$

für  $j = K$ , (Referenzkategorie),  $G = M, W$ .

In Analogie zu Gleichung (7) der Dekomposition nach Neumark (1988) stellt  $\mathbf{B}$  die Beobachtungsmatrix der Humankapitalcharakteristika der gepoolten Stichprobe und  $\Delta$  eine Gewichtungsmatrix dar mit

$$\Delta = (\mathbf{B}'\mathbf{B})^{-1}\mathbf{B}'_M\mathbf{B}_M. \quad (14)$$

Entsprechend Gleichung (5) soll gelten:

$$\hat{\gamma}_j^* = \Delta\hat{\gamma}_{Mj} + (\mathbf{I} - \Delta)\hat{\gamma}_{Fj} \quad (15)$$

für  $j = 1, \dots, K - 1$

Zur Ermittlung der Wahrscheinlichkeit  $\hat{P}_{ij}^*$ , mit der ein Individuum  $i$  in Abwesenheit von Diskriminierung in Beruf  $j$  tätig ist, werden die geschätzten Koeffizientenvektoren  $\hat{\gamma}_j^*$  herangezogen:

$$\hat{P}_{ij}^* = \frac{\exp(\hat{\gamma}_j^{*'}\mathbf{b}_i)}{1 + \sum_{s=1}^{K-1} \exp(\hat{\gamma}_s^{*'}\mathbf{b}_i)} \quad (16)$$

für  $j = 1, \dots, K - 1$ , und

$$\hat{P}_{ij}^* = \frac{1}{1 + \sum_{s=1}^{K-1} \exp(\hat{\gamma}_s^{*'}\mathbf{b}_i)} \quad (17)$$

für  $j = K$ , (Referenzkategorie).

Im Folgenden entspricht  $\hat{P}_{Mj}^*$  dem Mittelwert von  $\hat{P}_{ij}^*$  bei männlichen Arbeitern und stellt somit die Verteilung von Männern auf die Berufe in Abwesenheit von Diskriminierung dar,  $\hat{P}_{Fj}^*$  dem Mittelwert von  $\hat{P}_{ij}^*$  bei weiblichen Arbeitern und  $\hat{P}_j^*$  dem Mittelwert von  $\hat{P}_{ij}^*$  bei sämtlichen Arbeitern. Gleichung (12) kann nun folgendermaßen erweitert werden, wobei  $\beta_j^*$  den nicht diskriminierten Lohnstrukturen in den Berufen entspricht:

$$\begin{aligned} \overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F} &= \sum_{j=1}^K \hat{P}_j^* \beta_j^{*'} (\bar{\mathbf{x}}_{Mj} - \bar{\mathbf{x}}_{Fj}) + \sum_{j=1}^K \hat{P}_j^* (\hat{\beta}_{Mj} - \hat{\beta}_j^*)' \bar{\mathbf{x}}_{Mj} \\ &+ \sum_{j=1}^K \hat{P}_j^* (\hat{\beta}_j^* - \hat{\beta}_{Fj})' \bar{\mathbf{x}}_{Fj} + \sum_{j=1}^K \overline{\ln y_{Mj}} (\hat{P}_{Mj}^* - \hat{P}_j^*) \\ &+ \sum_{j=1}^K \overline{\ln y_{Fj}} (\hat{P}_j^* - \hat{P}_{Fj}^*) + \sum_{j=1}^K \overline{\ln y_{Mj}} (P_{Mj} - \hat{P}_{Mj}^*) \\ &+ \sum_{j=1}^K \overline{\ln y_{Fj}} (\hat{P}_{Fj}^* - P_{Fj}) \end{aligned} \quad (18)$$

Der erste Term misst den erklärten Teil des Lohnunterschiedes, der auf unterschiedliche mittlere logarithmierte Löhne in den Berufen zurückzuführen ist, der zweite und dritte

Term den unerklärten auf unterschiedliche logarithmierte Löhne zurückzuführenden Teil. Der vierte und fünfte Term entsprechen dem auf berufliche Segregation zurückzuführenden erklärten Teil des Lohndifferentials, der sechste und siebte dem auf berufliche Segregation zurückzuführenden unerklärten Teil.

### 4.3 Empirische Resultate

Die in dieser Studie gewählten Berufsgruppen unterscheiden nach beruflichem Status, wobei das zugrunde liegende Skalenniveau stark mit der Treiman-Prestige-Skala <sup>2</sup> korreliert. Es werden folgende Berufsgruppen gewählt:

- Gruppe 1: Tätigkeit mit geringem Status und wenig Eigenständigkeit.
- Gruppe 2: Beschäftigung mit einem geringen Maß an Spezialisierung.
- Gruppe 3: Tätigkeit, die eine gewisse Schulbildung erfordern und ein begrenztes Maß an Verantwortung einschließt.
- Gruppe 4: Leitende aber nicht prestigeträchtige Tätigkeit, die Fachhochschul oder Universitätsabschluss erfordert.
- Gruppe 5: Prestigeträchtige Tätigkeit mit umfassenden Führungsaufgaben.

Bei der Auswahl der Lohnregressionsmodelle stehen dieselben Einflussvariablen wie bei der empirischen Analyse in Kapitel 3 zur Verfügung. Die Modelle, die in den jeweiligen Berufsgruppen bei Männern und Frauen den niedrigsten AIC aufweisen unterscheiden sich, allerdings ist jede Variable in mindestens einem der Modelle vertreten. Deshalb wird für die weitere Studie das volle Modell mit sämtlichen Einflussvariablen herangezogen. Auch wenn in den einzelnen Gruppen irrelevante Variablen berücksichtigt werden sind die Parameterschätzer unverzerrt. Allerdings wird bei der Schätzung an Genauigkeit verloren. Die für die Lohnregressionen verwendete Stichprobe entspricht der in Kapitel 3 verwendeten und umfasst bei Männern erneut 2931 Beobachtungen, die der Frauen 2840 Beobachtungen.

Aus den Parameterschätzungen geht hervor, dass bei sämtlichen Berufsgruppen die Löhne bei Männern und Frauen in Unternehmen mit mehr als 20 Mitarbeitern und einer Tätigkeit in den alten Bundesländern höher ausfallen. Bildungsjahre haben in Gruppe 1 mit dem niedrigsten Status keinen signifikanten Einfluss. In allen anderen Berufsgruppen steigt das Einkommen bei männlichen und weiblichen Arbeitnehmern mit höherer Bildung. Außerdem nimmt der Lohn bei Männern und Frauen mit wachsender Betriebszugehörigkeit und Berufserfahrung mit kleiner werdenden Zuwachsraten in sämtlichen Berufsgruppen zu.

---

<sup>2</sup>Der Prestigerang von Berufen wird in bildungssoziologischen Untersuchungen als relativ aussagekräftige Kategorie benutzt. Donald J. Treiman entwickelte den Standard Index of Occupational Prestige Scala (SIOPS) (auch Treiman-Index genannt) auf Grundlage des Klassifikationssystems ISCO von 1968.

Da bei den in dieser Studie gewählten Berufsgruppen die abhängige Variable Werte in geordneten Kategorien annimmt, wird bei der Dekomposition nach Brown, Moon und Zoloth (1980) die Ordinal-Regression angewandt, was sparsamere Parametrisierungen möglich macht. Bei der Auswahl der Einflussvariablen wird vermutet, dass Bildungsstand, Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit die Berufswahl beeinflussen, wobei eine Modellierung höheren Grades durchaus denkbar erscheint. Außerdem werden sämtliche in Kapitel 2 aufgeführten Dummyvariablen (*Erljob*, *Le200*, *Le2000*, *G2000*, *Ger*, *West*, *Vakad*, *VaoA*) herangezogen.

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )	
Edu	0.985	0.039	25.541	0.000	***
Edu_2	-0.014	0.002	-7.675	0.000	***
Ten	0.028	0.005	5.684	0.000	***
Exp	0.049	0.014	3.404	0.001	***
Exp_2	-0.001	0.000	-1.571	0.166	
Erljob	1.189	0.087	13.700	0.000	***
Lt200	0.231	0.114	2.031	0.042	*
Lt2000	0.128	0.121	1.057	0.291	
Ge2000	0.451	0.121	3.720	0.000	***
West	0.611	0.097	6.292	0.000	***
Ger	0.632	0.184	3.433	0.001	***
VaoA	-0.533	0.124	-4.304	0.000	***

Tabelle 6: Koeffizientenschätzung für die Stichprobe der Männer

Das in Tabelle (6) aufgeführte Modell weist den niedrigsten AIC auf und wird für die weitere Studie verwendet. Die Stichprobe der Männer umfasst 2530 Beobachtungen, die der Frauen 2476 Beobachtungen.<sup>3</sup> Die Parameterschätzer können folgendermaßen interpretiert werden. Die Wahrscheinlichkeit, einen Job mit höherem Status auszuüben, nimmt mit wachsender Bildung zu, mit steigender Berufserfahrung ebenfalls in den ersten 47 Jahren (in Tabelle (6) handelt es sich um gerundete Werte) und anschließend wieder ab. Die Jahre der Betriebszugehörigkeit, deutsche Staatszugehörigkeit, Tätigkeit im erlernten Beruf sowie in Unternehmen mit mehr als 20 Mitarbeitern erhöhen diese Wahrscheinlichkeit ebenfalls. Wenn der Vater ohne Berufsausbildung ist, verringert sich die Wahrscheinlichkeit, einen Job mit höherem Status auszuüben.

Bei der Dekomposition nach Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999) erfolgt die Schätzung der Eintrittswahrscheinlichkeiten mit Hilfe des multinomialen Logit-Modells für kategoriale Kategorien, da eine Ordinalregression bei der Schätzung der Parametervektoren  $\hat{\gamma}_j^*$  in Analogie zur Methode nach Neumark gemäß Gleichung (5) Schwierigkeiten bereitet. Bei der Berufswahl der Männer weist das Modell mit den schon bei der Dekomposition

<sup>3</sup>Da im Vergleich zu den Lohnregressionen andere Einflussvariablen verwendet werden, unterscheiden sich die aufgrund fehlender oder unplausibler Antworten ausgeschlossenen Arbeitnehmer. Dies hat zur Folge, dass die Stichproben verschieden sind.

nach Brown, Moon und Zoloth (1980) verwendeten Variablen (vgl. Tabelle (6)) den niedrigsten AIC auf. Das bei der Berufswahl der Frauen vorzuziehende Modell unterscheidet sich dadurch, dass zusätzlich die Variable *VaAkad* in den linearen Prädiktor aufgenommen und die Variable *Ger* ausgeschlossen wird. Die Einflussvariablen der multinomialen Logitmodelle bei Männern und Frauen müssen jedoch übereinstimmen, damit die Parametervektoren  $\hat{\gamma}_j^*$  ermittelt werden können. Deshalb wird für die weitere Studie das Modell mit sämtlichen Einflussvariablen, also zusätzlich mit den Variablen *VaAkad* und *Ger* verwendet.

Gruppe	beobachtet		Brown et al.		Appleton et al.		log. Lohn	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer
1	0.127	0.161	0.128	0.161	0.111	0.134	2.177	2.452
2	0.261	0.373	0.352	0.373	0.314	0.321	2.300	2.527
3	0.520	0.262	0.295	0.262	0.436	0.395	2.627	2.788
4	0.055	0.099	0.113	0.099	0.068	0.070	2.878	2.853
5	0.038	0.105	0.111	0.105	0.070	0.079	3.109	3.350

Tabelle 7: Aufteilung von Frauen und Männern auf die Berufsgruppen

Tabelle (7) zeigt wie sich Frauen und Männer in den Stichproben sowie bei den beiden Dekompositionsansätzen in Abwesenheit von Diskriminierung auf die Berufe aufteilen. Zusätzlich sind die durchschnittlichen Bruttostundenlöhne ebenfalls nach Geschlechtern getrennt für sämtliche Berufsgruppen aufgeführt. Sie steigen mit zunehmenden Status an. Es fällt auf, dass in den Gruppen 1-3 sowie 5 das Einkommen der Männer weit über dem der Frauen liegt. In Berufsgruppe 4 verdienen weibliche Arbeitnehmer besser als männliche, wobei der Lohnunterschied geringer ausfällt als in den übrigen Gruppen. Der beobachtete Anteil der Frauen ist beim Dekompositionsansatz nach Brown, Moon und Zoloth (1980) in der Gruppe mit mittlerem Status höher als derjenige, der sich in Abwesenheit von Diskriminierung ergeben würde. In den Gruppen mit niedrigem oder hohem Status sind Frauen unterrepräsentiert. Der beobachtete Anteil der Männer in den einzelnen Gruppen entspricht definitionsgemäß dem Anteil, der sich in Abwesenheit von Diskriminierung ergeben würde. Bei der Dekomposition nach Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999) sind Frauen in der Gruppe mit mittlerem Status ebenfalls über- und in den übrigen Berufsgruppen unterrepräsentiert. Der Unterschied fällt jedoch geringer aus als bei Brown, Moon und Zoloth (1980). Bei den Männern kehrt sich das Ergebnis um. Der beobachtete Anteil ist in der Gruppe mit mittlerem Status geringer als derjenige, der sich in Abwesenheit von Diskriminierung ergeben würde. In den anderen Gruppen sind Männer überrepräsentiert.

Tabelle (8) zeigt die Ergebnisse der Dekomposition nach Brown, Moon und Zoloth (1980), Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999). Die Ergebnisse der beiden Dekompositionsansätze sind vergleichbar. Wie in den Verfahren zuvor ist der größte Teil der Lohnlücke auf Diskriminierung und nicht auf unterschiedliche Humankapitalausstattungen zurückzuführen. Der Lohneffekt ist bedeutend ausgeprägter als der Verteilungseffekt. Frauen sind in Grup-

	Ausstattungseffekt		Diskriminierungseffekt	
	Verteilungseffekt	Lohneffekt	Verteilungseffekt	Lohneffekt
Brown et al.	-0.021	0.043	0.020	0.143
Appleton et al.	-0.006	0.048	0.001	0.140

Tabelle 8: Ergebnisse der Dekomposition

pen mit höherem Einkommen unterpräsentiert, was für Diskriminierung in Form eines ausgeprägten Verteilungseffektes sprechen würde. Allerdings wird dieses Resultat dadurch kompensiert, dass auch in den einkommensschwachen Berufsgruppen der Anteil der Frauen zu niedrig ist. Männer dagegen sind beim Verfahren nach Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999) in diesen Gruppen überpräsentiert.

## 5 Auf kontrafaktischen Dichteschätzungen basierende Methoden zur Messung von Lohndiskriminierung

Die bisher vorgestellten, auf OLS-Schätzungen beruhenden Methoden zur Messung von Lohndiskriminierung, untersuchen, inwieweit unterschiedliche mittlere Löhne zwischen zwei Gruppen mit speziellen Merkmalsausprägungen auf Diskriminierung zurückzuführen sind. Hauptnachteil dieser Verfahren besteht darin, dass Einkommensunterschiede innerhalb der beiden Gruppen unberücksichtigt bleiben. Es ist aber durchaus von Interesse, inwieweit Lohndiskriminierung beispielsweise zwischen weiblichen und männlichen Spitzen- oder Geringverdienern vorliegt. Die Verfahren nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) sowie Machado und Mata (2005), Melly (2005) ermöglichen dagegen die Dekomposition des unkorrigierten Lohndifferentials nicht nur für die mittleren Löhne, sondern für sämtliche Quantile der Lohnverteilung. Eine solche Zerlegung bereitet insofern Schwierigkeiten, da zwar die Verteilungen der Löhne von Männern und Frauen beobachtbar sind, nicht aber die kontrafaktischen Lohnverteilungen, d.h. die Verteilung der Löhne von Männern mit Humankapitaleigenschaften von Männern und Lohnstruktur der Frauen bzw. die Verteilung der Löhne von Frauen mit Humankapitaleigenschaften von Frauen und Lohnstruktur der Männer.

## 5.1 Dekomposition nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996)

### 5.1.1 Methodologie

Beim Dekompositionsansatz nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) werden die kontrafaktischen Lohnverteilungen mithilfe von gewichteten Kerndichteschätzungen ermittelt. Die Dichtefunktionen der logarithmierten Löhne von Männern und Frauen können ausgedrückt werden durch

$$\begin{aligned} f(\ln y_M) &= \int f(\ln y_M|\mathbf{x})dF(\mathbf{x}|G = M) \\ f(\ln y_F) &= \int f(\ln y_F|\mathbf{x})dF(\mathbf{x}|G = F), \end{aligned} \quad (19)$$

wobei  $\mathbf{x}$  den  $(1 \times k)$  Kovariablenvektor,  $f(\ln y_M|\mathbf{x})$ ,  $f(\ln y_F|\mathbf{x})$  die bedingten Lohnverteilungen bei gegebenen Humankapitalausstattungen,  $dF(\mathbf{x}|G = M)$ ,  $dF(\mathbf{x}|G = F)$  die Differentiale der Verteilungsfunktionen dieser Humankapitalcharakteristika bei gegebenem Geschlecht  $G$  und  $f(\ln y_M)$ ,  $f(\ln y_F)$  die entsprechenden Randverteilungen der Löhne für Männer und Frauen darstellen. Die kontrafaktische Lohnverteilung der Frauen entspricht

$$f(\ln y_F^{cf}) = \int f(\ln y_M|\mathbf{x})dF(\mathbf{x}|G = F), \quad (20)$$

die kontrafaktische Lohnverteilung der Männer

$$f(\ln y_M^{cf}) = \int f(\ln y_F|\mathbf{x})dF(\mathbf{x}|G = M). \quad (21)$$

Wird bei der Dekomposition Gleichung (20) herangezogen, so definieren DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) den Gewichtungsfaktor  $\psi$  wie folgt:

$$\begin{aligned} f(\ln y_F^{cf}) &= \int f(\ln y_M|\mathbf{x})dF(\mathbf{x}|G = F) \\ &= \int \psi(\mathbf{x})f(\ln y_M|\mathbf{x})dF(\mathbf{x}|G = M) \end{aligned} \quad (22)$$

mit

$$\psi(\mathbf{x}) \equiv \frac{dF(\mathbf{x}|G = F)}{dF(\mathbf{x}|G = M)}. \quad (23)$$

Unter Anwendung des Baysetheorems kann dieses Verhältnis ausgedrückt werden durch

$$\psi(\mathbf{x}) = \frac{P(G = F|\mathbf{x})P(G = M)}{P(G = M|\mathbf{x})P(G = F)}. \quad (24)$$

Die bedingten Wahrscheinlichkeiten  $P(G = M|\mathbf{x})$  und  $P(G = F|\mathbf{x})$  stellen Propensity Scores für Männer und Frauen bei gegebenen Humankapitalcharakteristika dar und

werden mittels eines geeigneten Probit- oder Logitmodells geschätzt. Die Wahrscheinlichkeiten  $P(G = M)$  und  $P(G = F)$  entsprechen dem Anteil von Männern und Frauen in der gepoolten Stichprobe. Die gewichtete Kerndichteschätzung der kontrafaktischen Lohnverteilung der Frauen lautet:

$$\hat{f}(\ln y_F^{cf}) = \sum_{i \in M} \frac{1}{h} \psi(\mathbf{x}) K\left(\frac{y - \ln y_i}{h}\right), \quad (25)$$

wobei die Stichprobe der Männer herangezogen wird.

Die Lohnlücke kann nun für ausgewählte Quantile der Lohnverteilungen  $Q_\theta(\ln y)$  in einen erklärten und einen unerklärten Teil zerlegt werden

$$\begin{aligned} Q_\theta(\ln y_M) - Q_\theta(\ln y_F) &= \left[ Q_\theta(\ln y_M) - Q_\theta(\ln y_F^{cf}) \right] + \\ &+ \left[ Q_\theta(\ln y_F^{cf}) - Q_\theta(\ln y_F) \right]. \end{aligned} \quad (26)$$

Der Ausdruck  $\left[ Q_\theta(\ln y_M) - Q_\theta(\ln y_F^{cf}) \right]$  entspricht dem erklärten Teil des Lohnunterschiedes,  $\left[ Q_\theta(\ln y_F^{cf}) - Q_\theta(\ln y_F) \right]$  stellt den unerklärten Teil dar. Wird bei der Dekomposition die kontrafaktische Lohnverteilung der Männer herangezogen, so ist die Vorgehensweise analog.

### 5.1.2 Empirische Resultate

Bei der Auswahl der Einflussvariablen des binären Logitmodells werden bei der Dekomposition nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) als Einflussgrößen die schon in Kapitel 3 aufgeführten Variablen herangezogen, wobei das in Tabelle (9) aufgeführte Modell den niedrigsten AIC aufweist. Die Zielvariable *Geschlecht* nimmt den Wert 1 an, wenn die Merkmalsausprägung „weiblich“ ist. Die Stichproben entsprechen den schon in Kapitel 3 verwendeten und enthalten bei Männern 2931 und bei Frauen 2840 Beobachtungen.

Die Wahrscheinlichkeit weiblichen Geschlechts zu sein nimmt mit wachsenden Bildungsjahren und zunehmender Betriebszugehörigkeit innerhalb der ersten 15 Jahre zu und anschließend wieder ab. Eine Tätigkeit mit höchstens 20 Mitarbeitern, im erlernten Job und in den neuen Bundesländern erhöht diese Wahrscheinlichkeit ebenfalls.

Die Kerndichteschätzungen basieren auf dem Gaußschen Kern, für die Wahl der optimalen Bandbreite wurde die Regel von Silverman (Silverman's rule of thumb) verwendet. Abbildung (1) zeigt die (geschätzten) Verteilungen der logarithmierten Löhne von Männern und Frauen gemäß Gleichung (19) sowie die kontrafaktische Lohnverteilung mit Humankapital der Frauen und Lohnstruktur der Männer gemäß Gleichung (20) auf Basis des SOEP-Datensatzes für das Jahr 2006. Es fällt auf, dass die Verteilung der logarithmierten



	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )	
(Intercept)	-2.658	0.745	-3.57	0.000	***
Edu	0.432	0.110	3.93	0.000	***
Edu_2	-0.014	0.004	-3.61	0.000	***
Ten	0.021	0.009	2.41	0.016	*
Ten_2	-0.001	0.000	-2.96	0.003	**
Exp_2	-0.000	0.000	-5.43	0.000	***
Erljobj	0.063	0.059	1.08	0.279	
Lt200	-0.139	0.075	-1.86	0.063	*
Lt2000	-0.280	0.082	-3.43	0.001	***
Ge2000	-0.386	0.082	-4.73	0.000	***
West	-0.148	0.067	-2.21	0.027	*

Tabelle 9: Koeffizientenschätzung des Logitmodells der gepoolten Stichprobe

$\theta$	10%	25%	50%	75%	90%
$\theta$ -Quantil bei Männern	2.089	2.406	2.716	3.006	3.258
$\theta$ -Quantil bei Frauen	1.915	2.239	2.554	2.812	3.056
Lohndifferential	0.173	0.167	0.162	0.194	0.202
Dekomposition gemäß Gleichung (20)					
$\theta$ -Quantil kontrafaktisch erklärter Teil	2.037	2.357	2.675	2.975	3.230
unerklärter Teil	0.051	0.049	0.041	0.031	0.028
Dekomposition gemäß Gleichung (21)					
$\theta$ -Quantil kontrafaktisch erklärter Teil	1.948	2.268	2.573	2.828	3.071
unerklärter Teil	0.033	0.029	0.019	0.016	0.014

Tabelle 10: Ergebnisse der Dekomposition nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996)

Löhne bei Frauen steiler als bei Männern verläuft und nach links verschoben ist, was zur Folge hat, dass die Quantile der Lohnverteilungen bei Männern größer sind als bei Frauen. Die kontrafaktische Verteilung liegt dazwischen.

In Tabelle (10) sind ausgewählte Quantile der drei zuvor mit Hilfe von Kerndichteschätzungen ermittelten Einkommensverteilungen dargestellt sowie die Ergebnisse der Dekomposition nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996). Die Quantile der kontrafaktischen Lohnverteilung mit Humankapital der Frauen und Lohnstruktur der Männer nach Gleichung (20) sind dichter an den Lohnquantilen der Männer als denen der Frauen. Wird bei der Dekomposition Gleichung (21) herangezogen, so kehrt sich das Bild um. Die Quantile der kontrafaktischen Lohnverteilung mit Humankapital der Männer und Lohnstruktur der Frauen sind nun dichter an den Lohnquantilen der Frauen als denen der Männer. Dies hat zur Folge, dass bei sämtlichen Quantilen der größte Teil der Lohnlücke auf Diskriminierung und nicht auf unterschiedliche Humankapitalausstattungen zurückzuführen ist. Das

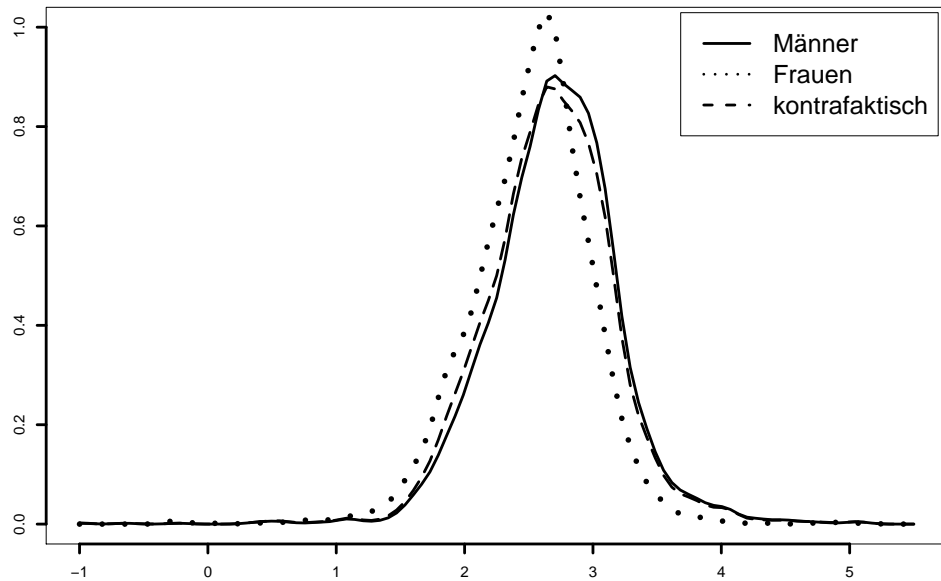


Abbildung 1: Dichtefunktionen der logarithmierten Bruttostundenlöhne

Lohndifferential und der unerklärte Teil dieser Einkommenslücke ist beim 90% Quantil am Größten.

## 5.2 Dekomposition nach Machado und Mata (2005), Melly (2005)

### 5.2.1 Methodologie

Machado und Mata (2005) kombinieren bei ihrem Ansatz das Instrumentarium der von Koenker und Bassett (1978) eingeführten Quantilsregressionen mit einem Bootstrap-Ansatz. Stellt  $\ln y_i$  den logarithmierten Lohn von Arbeiter  $i$  dar und  $\mathbf{x}_i$  den Vektor der zugehörigen Humankapitalcharakteristika, so können die bedingten Quantile wie folgt dargestellt werden:

$$Q_\theta(\ln y_i | \mathbf{x}_i) = \boldsymbol{\beta}'_\theta \mathbf{x}_i, \quad \theta \in (0, 1). \quad (27)$$

Koenker und Basset (1978) zeigen, dass bei gegebenem  $\theta$  der Parametervektor der Quantilsregression geschätzt werden kann durch

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_\theta &= \operatorname{argmin}_{\beta_\theta} \left[ \sum_{i: \ln y_i \geq \beta'_\theta \mathbf{x}_i} \theta |\ln y_i - \beta'_\theta \mathbf{x}_i| + \sum_{i: \ln y_i < \beta'_\theta \mathbf{x}_i} (1 - \theta) |\ln y_i - \beta'_\theta \mathbf{x}_i| \right] \\
&= \operatorname{argmin}_{\beta_\theta} \sum_i \rho_\theta(\beta'_\theta \mathbf{x}_i).
\end{aligned} \tag{28}$$

Die zweite zugrundeliegende Idee bei der Methode nach Machado und Mata (2005) ist das Theorem der Wahrscheinlichkeitsintegral-Transformation: Für  $U$  uniform-verteilt in  $(0,1)$  hat die Zufallsvariable  $X = F^{-1}(U)$  die Verteilung  $F$ . Übertragen auf Lohndiskriminierungsmessungen bedeutet dies, dass bei gegebenem Kovariablenvektor  $\mathbf{x}_i$  und zufälligem  $\theta \sim U[0,1]$  die bedingte Lohnverteilung  $\beta'_\theta \mathbf{x}_i$  aus Gleichung (27) die selbe Verteilung besitzt wie  $\ln y_i | \mathbf{x}_i$ . Machado und Mata (2005) zeigen, dass bei nicht fest vorgegebenem, sondern zufällig aus einer geeigneten Population gezogenem Kovariablenvektor  $\mathbf{x}$  die Verteilung  $\beta'_\theta \mathbf{x}$  der nicht bedingten Lohnverteilung  $\ln y$  entspricht. Formal beinhaltet der Bootstrap-Ansatz nach Machado und Mata (2005) folgende Schritte:

1. Es wird eine Zufallsstichprobe vom Umfang  $m$  aus  $U(0,1) : u_1, u_2, \dots, u_m$  gezogen.
2. Für Männer und Frauen getrennt werden  $m$  Koeffizientenvektoren:  $\hat{\beta}_{Mu_i}$  und  $\hat{\beta}_{Fu_i}$ ,  $i = 1, \dots, m$  geschätzt in Übereinstimmung mit dem linearen Modell aus Gleichung (28).
3. Ebenfalls nach Geschlechtern getrennt werden  $m$  Kovariablenvektoren mit Zurücklegen aus der Designmatrix  $X$  der beobachteten Humankapitalcharakteristika gezogen und mit  $\{\tilde{\mathbf{x}}_{Mi}\}_{i=1}^m$ ,  $\{\tilde{\mathbf{x}}_{Fi}\}_{i=1}^m$  bezeichnet.
4.  $\{\ln \tilde{y}_{Mi} = \hat{\beta}'_{Mu_i} \tilde{\mathbf{x}}_{Mi}\}_{i=1}^m$  und  $\{\ln \tilde{y}_{Fi} = \hat{\beta}'_{Fu_i} \tilde{\mathbf{x}}_{Fi}\}_{i=1}^m$  stellen Zufallsstichproben vom Umfang  $m$  aus den logarithmierten Lohnverteilungen  $\ln y$  von Männern und Frauen dar. Bei  $\{\ln \tilde{y}_{Mi} = \hat{\beta}'_{Mu_i} \tilde{\mathbf{x}}_{Mi}\}_{i=1}^m$  wird sowohl zur Schätzung der Parametervektoren als auch bei der Ziehung der Kovariablenvektoren die Beobachtungsmatrix der Männer, bei  $\{\ln \tilde{y}_{Fi} = \hat{\beta}'_{Fu_i} \tilde{\mathbf{x}}_{Fi}\}_{i=1}^m$  die Beobachtungsmatrix der Frauen herangezogen.
5.  $\{\ln \tilde{y}_{Fi}^{cf} = \hat{\beta}'_{Mu_i} \tilde{\mathbf{x}}_{Fi}\}_{i=1}^m$  und  $\{\ln \tilde{y}_{Mi}^{cf} = \hat{\beta}'_{Fu_i} \tilde{\mathbf{x}}_{Mi}\}_{i=1}^m$  stellen eine Zufallsauswahl aus den kontrafaktischen Lohnverteilungen dar. Im Gegensatz zum vorherigen Schritt wird zur Schätzung der Parametervektoren die Beobachtungsmatrix der Männer und bei der Ziehung der Kovariablenvektoren die Beobachtungsmatrix der Frauen herangezogen oder umgekehrt.

Während Machado und Mata (2005) die Veränderungen der Lohnverteilung im Zeitverlauf analysieren, schlägt Melly (2005) eine Dekomposition der Lohnlücke vor, die einen Vergleich mit dem Ansatz nach OB vereinfacht. Die Schätzung der Lohnverteilungen erfolgt

mithilfe von Kerndichteschätzungen. In Analogie zu Gleichung (26) der Dekomposition nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) lässt sich die Lohnlücke wie folgt zerlegen:

$$\begin{aligned}
Q_\theta(\ln y_M) - Q_\theta(\ln y_F) &= \underbrace{\left[ Q_\theta(\ln \tilde{y}_M) - Q_\theta(\ln \tilde{y}_F^{cf}) \right]}_{\text{erklärter Teil}} + \\
&+ \underbrace{\left[ Q_\theta(\ln \tilde{y}_F^{cf}) - Q_\theta(\ln \tilde{y}_F) \right]}_{\text{unerklärter Teil}} + res.
\end{aligned} \tag{29}$$

bzw.

$$\begin{aligned}
Q_\theta(\ln y_M) - Q_\theta(\ln y_F) &= \underbrace{\left[ Q_\theta(\ln \tilde{y}_M) - Q_\theta(\ln \tilde{y}_M^{cf}) \right]}_{\text{unerklärter Teil}} + \\
&+ \underbrace{\left[ Q_\theta(\ln \tilde{y}_M^{cf}) - Q_\theta(\ln \tilde{y}_F) \right]}_{\text{erklärter Teil}} + res.
\end{aligned} \tag{30}$$

### 5.2.2 Empirische Resultate

Die Stichproben entsprechen erneut den schon bei der Dekomposition nach OB herangezogenen. Bei der Auswahl der Einflussvariablen für die Quantilsregressionen werden sämtliche in Kapitel 3 herangezogenen Einflussvariablen und zusätzlich die Variable *ger* verwendet. Bei den in dieser Studie betrachteten Lohnquantilen  $\theta = (0, 1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9)$  erhöht sich das Einkommen mit steigenden Bildungsjahren, zunehmender Betriebszugehörigkeit mit kleiner werdenden Zuwachsraten und Berufserfahrung ebenfalls mit kleiner werdenden Zuwachsraten, einer Tätigkeit im erlernten Beruf, in den alten Bundesländern und in Unternehmen mit mehr als 20 Mitarbeitern.

Abbildung (2) zeigt die (geschätzten) Verteilungen der logarithmierten Löhne von Männern und Frauen sowie die kontrafaktische Lohnverteilung mit Humankapital der Männer und Lohnstruktur der Frauen auf Basis des SOEP-Datensatzes für das Jahr 2006. Die zugrundeliegenden Stichproben sind nicht die tatsächlich beobachteten sondern diejenigen, die mithilfe von Bootstrapverfahren erzeugt wurden.

Die Kerndichteschätzungen basieren wie schon bei der Dekomposition nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) auf dem Gaußschen Kern, für die Wahl der optimalen Bandbreite wurde erneut die Regel von Silverman (Silverman's rule of thumb) verwendet. Es fällt auf, dass sämtliche Verteilungen in etwa gleich steil verlaufen.

In Tabelle (11) sind ausgewählte Quantile der drei zuvor mit Hilfe von Kerndichteschätzungen ermittelten Einkommensverteilungen dargestellt sowie die Ergebnisse der Dekomposition nach Machado und Mata (2005), Melly (2005). Das Ergebnis der Dekomposition nach

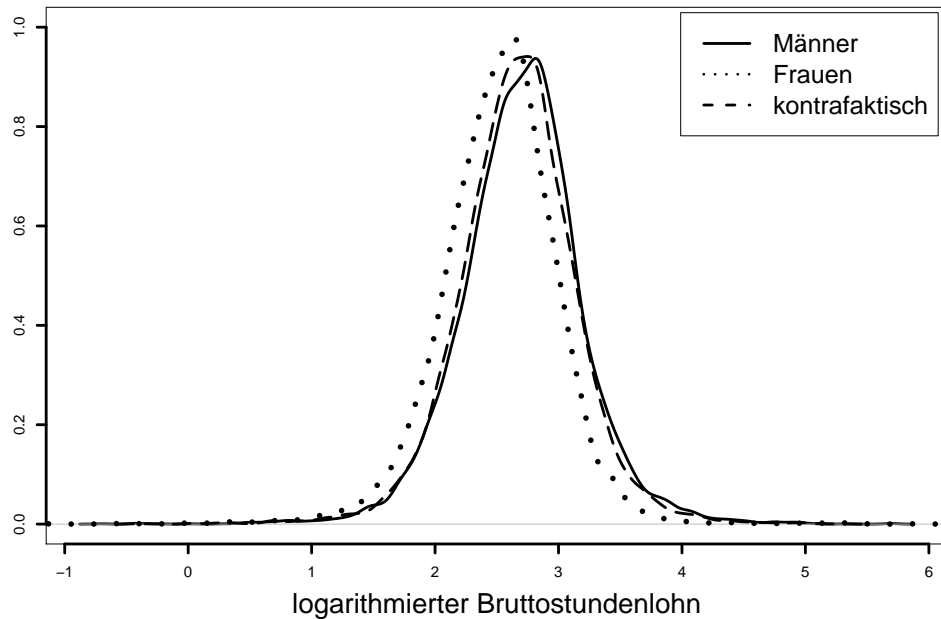


Abbildung 2: Dichtefunktionen der logarithmierten Bruttostundenlöhne

Machado und Mata (2005), Melly (2005) gleicht demjenigen nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996). Die Quantile der kontrafaktischen Lohnverteilung mit Humankapital der Frauen und Lohnstruktur der Männer sind dichter an den Lohnquantilen der Männer als denen der Frauen. Wird bei der Dekomposition die kontrafaktische Lohnverteilung mit Humankapital der Frauen und Lohnstruktur der Männer herangezogen, so kehrt sich das Bild um. Die Quantile dieser kontrafaktischen Lohnverteilung sind nun dichter an den Lohnquantilen der Frauen als denen der Männer. Dies hat wiederum zur Folge, dass bei sämtlichen Quantilen der größte Teil der Lohnlücke auf Diskriminierung und nicht auf unterschiedliche Humankapitalausstattungen zurückzuführen ist.

## 6 Auf Matching basierende Verfahren zur Messung von Diskriminierung

### 6.1 Methodologie

Ein potentielles Problem des Ansatzes nach OB ist die Gültigkeit der Annahme über die funktionale Form der bedingten Erwartungswerte der Löhne bzw. logarithmierten Löhne. Werden die hypothetischen, in der Realität nicht beobachtbaren Löhne  $\hat{\beta}'_F \bar{x}_M$  bzw.  $\hat{\beta}'_M \bar{x}_F$

$\theta$		10%	25%	50%	75%	90%
	$\theta$ -Quantil bei Männern	2.089	2.406	2.716	3.006	3.258
	$\theta$ -Quantil bei Frauen	1.915	2.239	2.554	2.812	3.056
	Lohndifferential	0.173	0.167	0.162	0.194	0.202
	$\theta$ -Quantil bei Männern (Bootstrap)	2.110	2.411	2.710	2.996	3.277
	$\theta$ -Quantil bei Frauen (Bootstrap)	1.955	2.247	2.537	2.810	3.061
Dekomposition gemäß Gleichung (29)	$\theta$ -Quantil kontrafaktisch	2.098	2.383	2.673	2.957	3.236
	erklärter Teil	0.013	0.028	0.037	0.038	0.041
	unerklärter Teil	0.143	0.136	0.136	0.148	0.175
	<i>res</i>	0.018	0.003	-0.011	0.008	-0.014
Dekomposition gemäß Gleichung (30)	$\theta$ -Quantil kontrafaktisch	1.951	2.257	2.561	2.841	3.099
	erklärter Teil	-0.004	0.010	0.024	0.031	0.037
	unerklärter Teil	0.160	0.154	0.149	0.155	0.178
	<i>res</i>	0.018	0.003	-0.011	0.008	-0.014

Tabelle 11: Ergebnisse der Dekomposition nach Machado und Mata (2005), Melly (2005)

geschätzt, so wird angenommen, dass es möglich ist, Frauen zu finden, deren Humankapitalausstattungen vergleichbar sind mit denen der Männer und umgekehrt. Allerdings entsteht ein Problem der Vergleichbarkeit, da einige bei Männern übliche Kombinationen unterschiedlicher Charaktereigenschaften bei Frauen nicht beobachtbar sind. Bei Anwendung der Methode nach OB wird unterstellt, dass bei der Schätzung der hypothetischen Löhne die Lohnstrukturen  $\hat{\beta}'_M$  bzw.  $\hat{\beta}'_F$  auch dort gelten, wo keine Kombinationen der entsprechenden Humankapitalausstattungen anzutreffen sind. Der Dekompositionsansatz nach Nopo (2008) stellt eine nicht parametrische Alternative des Verfahrens nach OB dar und benötigt keine Schätzung der Lohnverteilungen. Es wird zwischen Individuen unterschiedlicher Gruppen, deren Humankapitalcharakteristika sich nicht unterscheiden (“common support”) und Individuen außerhalb dieses Bereiches (“out-of-support”) unterschieden. Sämtliche Beobachtungen werden in der weiteren Analyse mit einbezogen.

Im Folgenden sei  $g_M(\mathbf{x}) = E(\ln y|\mathbf{x}, M)$  der mittlere Lohn der Männer mit Humankapitalausstattungen  $\mathbf{x}$ ,  $F_M(\mathbf{x})$  die gemeinsame Verteilungsfunktion dieser Charakteristika und  $S_M$  der Bereich der beobachteten Kombinationen von Humankapitalcharakteristika bei Männern. Wir definieren  $g_F(\cdot)$ ,  $F_F(\cdot)$  und  $S_F(\cdot)$  auf dieselbe Weise für Frauen.  $S = S_M \cap S_F$  bezeichnet den “common support”,  $P_{S|M} = P(X \in S|M) = \int_S dF_M(\mathbf{x})$  die Wahrscheinlichkeit der Menge  $S$  unter der Verteilung  $dF_M(\cdot)$ . Die Männer gehören nun

entweder dem common support  $S$  oder einem Bereich  $\bar{S}$  außerhalb des common supports an. Es gilt

$$E(\ln y|M) = E_S(\ln y|M)P_{S|M} + E_{\bar{S}}(\ln y|M)P_{\bar{S}|M}. \quad (31)$$

Da  $P_{S|M} = 1 - P_{\bar{S}|M}$  lässt sich Gleichung (31) wie folgt umformen:

$$E(\ln y|M) = P_{\bar{S}|M} [E_{\bar{S}}(\ln y|M) - E_S(\ln y|M)] + E_S(\ln y|M). \quad (32)$$

Bei derselben Vorgehensweise erhalten wir für den mittleren Lohn der Frauen

$$E(\ln y|F) = P_{\bar{S}|F} [E_{\bar{S}}(\ln y|F) - E_S(\ln y|F)] + E_S(\ln y|F). \quad (33)$$

Es gilt:

$$\begin{aligned} \Delta &= E(\ln y|M) - E(\ln y|F) & (34) \\ &= \underbrace{[E_S(\ln y|M) - E_S(\ln y|F)]}_I + \underbrace{P_{\bar{S}|M} [E_{\bar{S}}(\ln y|M) - E_S(\ln y|M)]}_{II} \\ &\quad + \underbrace{P_{\bar{S}|F} [E_S(\ln y|F) - E_{\bar{S}}(\ln y|F)]}_{III} \end{aligned}$$

Term  $I$  beschreibt Lohnunterschiede innerhalb des common supports, Term  $II$  und  $III$  Einkommensdifferenzen außerhalb des common supports. Der Lohnunterschied in Ausdruck  $I$  lässt sich, vergleichbar mit der Methode nach OB, in einen erklärten und einen unerklärten Teil zerlegen:

$$\begin{aligned} E_S(\ln y|M) - E_S(\ln y|F) &= \int_S g_M(\mathbf{x}) dF_M(\mathbf{x}) - \int_S g_F(\mathbf{x}) dF_F(\mathbf{x}) \\ &= \int_S g_M(\mathbf{x}) [dF_M(\mathbf{x}) - dF_F(\mathbf{x})] \\ &\quad + \int_S [g_M(\mathbf{x}) - g_F(\mathbf{x})] dF_F(\mathbf{x}). \end{aligned} \quad (35)$$

Beim Dekompositionsansatz nach Nopo (2008) umfasst der Lohnunterschied der mittleren Löhne zwischen Männern und Frauen vier Komponenten

$$\Delta = \Delta_M + \Delta_{\mathbf{x}} + \Delta_0 + \Delta_F \quad (36)$$

mit

$$\begin{aligned}
\Delta_M &= P_{\bar{S}|M} [E_{\bar{S}}(\ln y|M) - E_S(\ln y|M)], \\
\Delta_X &= \int_S g_M(\mathbf{x}) [dF_M(\mathbf{x}) - dF_F(\mathbf{x})], \\
\Delta_0 &= \int_S [g_M(\mathbf{x}) - g_F(\mathbf{x})] dF_F(\mathbf{x}), \\
\Delta_F &= P_{S|F} [E_{\bar{S}}(\ln y|F) - E_S(\ln y|F)],
\end{aligned}$$

wobei  $\Delta_M$ ,  $\Delta_{\mathbf{x}}$ ,  $\Delta_F$  auf unterschiedliche beobachtete Humankapitalausstattungen und  $\Delta_0$  auf unterschiedliche unbeobachtete Charakteristika oder auf Diskriminierung zurückzuführen sind.

Die Komponente  $\Delta_M$  beschreibt den Teil der Lohnlücke, der sich durch Unterschiede zwischen Männern innerhalb des common supports und Männern außerhalb dieses Bereiches erklären lässt.  $\Delta_M$  nimmt den Wert null an, wenn sämtliche Männer dem common support angehören oder aber wenn die mittleren Löhne von Männern innerhalb und außerhalb des common supports identisch sind.  $\Delta_M$  wird ermittelt als Unterschied zwischen erwarteten logarithmierten Löhnen von Männern innerhalb und außerhalb des common supports, gewichtet mit der Wahrscheinlichkeit mit der Männer dem common support angehören.

Die Komponente  $\Delta_{\mathbf{x}}$  beschreibt den durch unterschiedliche Humankapitalausstattungen erklärten Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen innerhalb des common supports und entspricht  $\hat{\beta}'_M(\bar{\mathbf{x}}_M - \bar{\mathbf{x}}_F)$  bei der Dekomposition nach OB. Der Term  $\Delta_0$  beschreibt die unerklärte Einkommensdifferenz zwischen Männern und Frauen und entspricht  $(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F)' \bar{\mathbf{x}}_F$  bei der Methode nach OB.

Die Komponente  $\Delta_F$  ist auf unterschiedliche mittlere Löhne von Frauen innerhalb und außerhalb des common supports zurückzuführen.

Die in Gleichung (12) vorgestellten, die Lohnlücke beschreibenden, vier Komponenten werden mit Hilfe eines von Nopo (2008) eingeführten Matching-Verfahrens ermittelt. Die Frauen werden ohne Zurücklegen aus dem ursprünglichen Datensatz geresamlet und jeder Beobachtung wird eine synthetische männliche Vergleichsperson angepasst, deren Charakteristika dem Durchschnitt sämtlicher ausgewählter Männer entspricht. Der von Nopo (2008) vorgeschlagene Matching-Algorithmus kann folgendermaßen zusammengefasst werden.

1. Es wird eine Frau aus der Stichprobe der Frauen ohne Zurücklegen ausgewählt.
2. Es werden sämtliche Männer mit vergleichbaren Humankapitalcharakteristika der zuvor gezogenen Frau ausgewählt.
3. Mit den in Schritt 2 ausgewählten Individuen wird eine künstliche männliche Person gebildet und mit der Original-Frau verglichen.



4. Die Beobachtungen der beiden Individuen (Original-Frau und künstlich geschaffene Vergleichsperson) gelangen in die entsprechende Stichprobe übereinstimmender Individuen.
5. Schritt 1-4 werden solange wiederholt bis sich keine Frau mehr in der Originalstichprobe der Frauen befindet.

Als Resultat der Anwendung des oben beschriebenen 1:k Matchings wird der ursprüngliche Datensatz aufgeteilt in Männer und Frauen, die miteinander verglichen werden können  $((M, matched), (F, matched))$  sowie in Männer und Frauen, für die keine entsprechenden gegengeschlechtlichen Vergleichspersonen existieren  $((M, unmatched), (F, unmatched))$ . Die Aufteilung der Frauen innerhalb und außerhalb des common supports sowie die Bildung synthetischer männlicher Vergleichspersonen ermöglicht, die kontrafaktische Lohnverteilung der Frauen, d.h. die Verteilung der Löhne von Frauen mit Humankapitaleigenschaften von Frauen und Lohnstruktur der Männer zu schätzen. Auf diese Weise lassen sich die in Gleichung (12) vorgestellten vier Komponenten mithilfe bedingter Erwartungswerte und der empirischen Häufigkeiten  $p_M(unmatched)$  sowie  $p_F(unmatched)$  bestimmen ohne die Lohngleichungen  $g_M(\mathbf{x})$  und  $g_F(\mathbf{x})$  schätzen zu müssen:

$$\begin{aligned}
\Delta_M &= p_M(unmatched)[E_{M,unmatched}(\ln y|M) - E_{M,matched}(\ln y|M)], \\
\Delta_x &= E_{M,matched}(\ln y|M) - E_{F,matched}(\ln y|M), \\
\Delta_0 &= E_{F,matched}(\ln y|M) - E_{F,matched}(\ln y|F), \\
\Delta_F &= p_F(unmatched)[E_{F,matched}(\ln y|F) - E_{F,unmatched}(\ln y|F)].
\end{aligned} \tag{37}$$

Der Ansatz nach Nopo (2008) benötigt keine parametrischen Annahmen und basiert ausschließlich auf der Modellannahme, dass Individuen mit denselben beobachteten Humankapitalcharakteristika dieselbe Bezahlung erhalten sollten ungeachtet des Geschlechts.

## 6.2 Empirische Resultate

In dieser Studie wird beim Dekompositionsansatz nach Nopo (2008) zur Messung des Unterschiedes zwischen den Humankapitalcharakteristika von männlichen und weiblichen Arbeitnehmern die Distanz nach Mahalanobis (1936) verwendet.<sup>4</sup>Hierfür werden die Va-

---

<sup>4</sup>Die Mahalanobisdistanz ermittelt nicht nur den Abstand zwischen zwei Objekten in einem Merkmal, sondern berücksichtigt auch die Varianz jedes Merkmals und eventuelle Korrelationen mit anderen Merkmalen. Je größer die Gesamtvarianz eines Merkmals ist, desto geringer wird die entsprechende Differenz  $(x_{ni} - x_{nj})$  für die entsprechende Gesamtdistanz zwischen den Objekten  $i$  und  $j$  gewichtet. Sind zwei Merkmale hoch korreliert, d.h. sie liefern beide annähernd die selbe Information, wird der gemeinsame Erklärungsbeitrag an der Distanz entsprechend niedrig gewichtet. Ein weiterer Vorteil der Mahalanobisdistanz ist Skalierungsinvarianz. Die Distanz wird ermittelt aus der Summe der Differenzen der einzelnen Merkmale, gewichtet mit der inversen Varianz-Kovarianzmatrix:

$$MD_{ij} = (\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j)' \mathbf{Cov}^{-1}(\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j). \tag{38}$$

Dabei bezeichnen  $\mathbf{x}_i$  und  $\mathbf{x}_j$  die Merkmalsvektoren der Objekte  $i$  und  $j$  und  $\mathbf{Cov}$  die Varianz-Kovarianz-Matrix.

riablen *Edu*, *Exp*, *Ten*, *Erljob*, *Le20*, *Ger* und *West* herangezogen. Da es sich bei den zu vergleichenden Merkmalen um quantitative oder zumindest dichotome Variablen handelt, die wie quantitative Variablen behandelt werden können, ist die Mahalanobisdistanz als Distanzmaß zulässig. Die Stichproben entsprechen den schon zuvor verwendeten mit 2931 männlichen Arbeitnehmern und 2840 Arbeitnehmerinnen. Die Entscheidung, ob Objekte miteinander verglichen werden können, hängt von einem im Vorfeld festgelegten Toleranzbereich ab. Das Ergebnis der Dekomposition nach Nopo (2006) ist in Tabelle (12) bei unterschiedlich gewählten Toleranzbereichen wiedergegeben.

$\overline{\ln y_M} - \overline{\ln y_F}$	Schwellenwert	Männer matched	Frauen matched	$\Delta_M$	$\Delta_F$	$\Delta_x$	$\Delta_O$
0.185	0.00	0.003	0.004	-0.091	0.347	0.042	-0.113
0.185	0.01	0.229	0.236	-0.027	0.058	0.022	0.132
0.185	0.05	0.573	0.570	0.004	0.026	0.010	0.145
0.185	0.10	0.750	0.767	0.006	0.012	0.035	0.132
0.185	5.00	0.997	0.999	-0.001	0.000	0.037	0.149
0.185	70.0	1	1	NA	NA	0	0.185

Tabelle 12: Ergebnisse der Dekomposition nach Nopo (2006)

In dieser Studie nimmt die Mahalanobisdistanz Werte zwischen 0 und 69 an. Wird der Schwellenwert gleich null gesetzt, d.h. es werden Männer und Frauen mit identischen Eigenschaften verglichen, ist aufgrund einer Vielzahl von Merkmalen der Anteil von Männern und Frauen, die dem common support zugehören, sehr gering und beträgt 0.3 bzw. 0.4%. Für 10 männliche und 11 weibliche Arbeitnehmer/innen existieren gegengeschlechtliche statistische Zwillinge. Ein negativer Term  $\Delta_M$  bedeutet, dass Männer außerhalb des common supports im Durchschnitt weniger verdienen als Männer innerhalb des common supports. Dies ist insofern bemerkenswert, da davon ausgegangen werden kann, dass Männer ohne weibliche Vergleichspersonen mehr Humankapital aufweisen und deshalb auch höhere Löhne erhalten würden als Männer mit weiblicher Vergleichsperson. Für Frauen erhalten wir das erwartete Ergebnis. Der Term  $\Delta_F$  ist ebenfalls negativ, d.h., dass Arbeitnehmerinnen außerhalb des common supports im Durchschnitt weniger verdienen als Frauen innerhalb des common supports. Der Unterschied der mittleren Löhne zwischen Männern und Frauen innerhalb des common supports beträgt -0.071 Euro. Frauen verdienen dementsprechend mehr als Männer. Das Ergebnis der Dekomposition nach Nopo (2006) kehrt bei einem gewählten Schwellenwert von null die Resultate der vorherigen Methoden um. Männer werden diskriminiert, wobei das Ausmaß der Diskriminierung mit 0.113 Euro sogar höher ausfällt als die Lohnlücke innerhalb des common supports. Dieses Ergebnis darf nicht überinterpretiert werden. Da insgesamt nur 11 Frauen dem common support zugehören, fällt eine Arbeitnehmerin mit sehr hohem Lohn stark ins Gewicht mit der Folge, dass sich die Einkommensdifferenz und der Anteil der Diskriminierung gegenüber Männern erhöht.

Wird der Schwellenwert gleich 70 gesetzt, werden jeder Frau sämtliche Männer als Vergleichspersonen zugeordnet mit der Folge, dass alle Arbeitskräfte dem common support zugehören. Die Terme  $\Delta_F$  und  $\Delta_M$  können nicht ermittelt werden. Da  $\Delta_x$  gleich 0 und  $\Delta_O$  dem Ausmaß der Lohnlücke entspricht, ist beim gewählten Schwellenwert die gesamte Einkommensdifferenz auf Diskriminierung zurückzuführen.

Bei den ansonsten gewählten Toleranzbereichen sind die Ergebnisse der Dekomposition nach Nopo (2008) vergleichbar mit den zuvor beschriebenen Verfahren. Der weitaus größte Teil der Lohnlücke ist auf Diskriminierung und nicht auf unterschiedliche Humankapitalausstattungen zurückzuführen.

Das Dekompositionsverfahren nach Nopo ist dementsprechend sehr kritisch zu bewerten. Bei einer Vielzahl von Merkmalen kann es schwierig sein, statistische Zwillinge zu finden. Die Güte einer auf der Bildung von Vergleichsgruppen basierenden Schätzung wird jedoch stets davon abhängig sein, inwieweit es gelingt, mit den beobachteten Merkmalen Vergleichbarkeit zwischen weiblichen und männlichen Vergleichspersonen herzustellen. Das oben beschriebene Matching-Verfahren stößt demzufolge dann an seine Grenzen, wenn eine Überlappung der Merkmale zwischen den zu vergleichenden Gruppen nicht oder in einem nur sehr geringen Maß gegeben ist.

## 7 Verfahren zur Analyse von Diskriminierung im Zeitverlauf

### 7.1 Methodologie

Die Methode nach Juhn, Murphy und Pierce (1991) ermöglicht, Veränderungen der Lohnlücke im Zeitverlauf zu analysieren. Juhn, Murphy und Pierce (1991) führen die Lohnlücke auf Unterschiede in den beobachtbaren Humankapitalcharakteristika und auf unbeobachtete individuelle Fähigkeiten zurück, die sich in unterschiedlichen Residuen niederschlagen. Sie unterstellen für Männer und Frauen dieselben Ertragsraten  $\beta$ , so dass zum Zeitpunkt  $t$   $\beta_{Mt} = \beta_{Ft} = \beta_t$  gilt. Zur Schätzung des unbekanntem Parametervektors  $\beta$  wird die Stichprobe der Männer herangezogen:

$$\begin{aligned} \ln y_{Mit} &= \beta'_t \mathbf{x}_{Mit} + u_{Mit}, \\ \ln y_{Fit} &= \beta'_t \mathbf{x}_{Fit} + u_{Fit}. \end{aligned} \tag{39}$$

Im Folgenden entsprechen  $\hat{\theta}_{Mit}$ ,  $\hat{\theta}_{Fit}$  den geschätzten standardisierten Residuen für Individuum  $i$  und  $\hat{\sigma}_t$  der geschätzten Standardabweichung der Residuen der logarithmierten Löhne der Männer zum Zeitpunkt  $t$ . Es gilt:

$$\begin{aligned}\hat{\theta}_{Mit} &= \frac{\ln y_{Mit} - \hat{\beta}'_t \mathbf{x}_{Mit}}{\hat{\sigma}_t}, \\ \hat{\theta}_{Fit} &= \frac{\ln y_{Fit} - \hat{\beta}'_t \mathbf{x}_{Fit}}{\hat{\sigma}_t}.\end{aligned}\tag{40}$$

Als Differenz der mittleren logarithmierten Löhne zum Zeitpunkt  $t$  ergibt sich:

$$\begin{aligned}\overline{\ln y_{Mt}} - \overline{\ln y_{Ft}} &= \hat{\beta}'_t(\bar{\mathbf{x}}_{Mt} - \bar{\mathbf{x}}_{Ft}) + \hat{\sigma}_t(\bar{\theta}_{Mt} - \bar{\theta}_{Ft}) \\ \Delta \overline{\ln y_t} &= \hat{\beta}'_t \Delta \bar{\mathbf{x}}_t + \hat{\sigma}_t \Delta \bar{\theta}_t.\end{aligned}\tag{41}$$

Der Term  $\hat{\beta}'_t(\bar{\mathbf{x}}_{Mt} - \bar{\mathbf{x}}_{Ft})$  entspricht dabei dem Teil der Lohnlücke, der auf unterschiedliche beobachtete Humankapitalausstattungen, der Term  $\hat{\sigma}_t(\bar{\theta}_{Mt} - \bar{\theta}_{Ft})$  dem Teil des Lohnunterschiedes, der auf Diskriminierung oder unterschiedliche unbeobachtete Charakteristika zurückzuführen ist. Die Standardabweichung  $\hat{\sigma}_t$  kann dabei als (geschätzte) Ertragsrate dieser Fähigkeiten interpretiert werden. Da nur die Lohnstruktur der Männer  $\hat{\beta}_{Mt}$  geschätzt wird, ergibt sich für  $\bar{\theta}_{Mt}$  der Wert 0, so dass  $\Delta \bar{\theta}_t = -\bar{\theta}_{Ft}$ . Soll bei dynamischer Betrachtung der Unterschied zwischen den Zeitpunkten  $t$  und  $s$  mit  $t > s$  bestimmt werden, so gilt:

$$\begin{aligned}\Delta \overline{\ln y_t} - \Delta \overline{\ln y_s} &= \underbrace{\hat{\beta}'_s(\Delta \bar{\mathbf{x}}_t - \Delta \bar{\mathbf{x}}_s)}_{\text{Ausstattungseffekt}} + \underbrace{(\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_s)' \Delta \bar{\mathbf{x}}_t}_{\text{beobachteter Preiseffekt}} \\ &+ \underbrace{(\Delta \bar{\theta}_t - \Delta \bar{\theta}_s) \hat{\sigma}_s}_{\text{Lohnlückeneffekt}} + \underbrace{\Delta \bar{\theta}_t(\hat{\sigma}_t - \hat{\sigma}_s)}_{\text{unbeobachteter Preiseffekt}}.\end{aligned}\tag{42}$$

Die Veränderung der Lohnlücke im Zeitverlauf kann nach Gleichung (42) in vier Komponenten zerlegt werden. Der Ausstattungseffekt ist der Beitrag, der auf Veränderungen in den Humankapitalausstattungen zurückzuführen ist. Wenn die relative Humankapitalausstattung der Frauen zunimmt und sich somit der Ausstattung der Männer anpasst, wird der Lohnunterschied vermindert. Der beobachtete Preiseffekt spiegelt die Veränderung in den Ertragsraten der beobachteten Humankapitalcharakteristika wider. Eine positive Veränderung bewirkt einen Anstieg der Lohndifferenz.

Der Lohnlückeneffekt erfasst Veränderungen der relativen Position von Männern und Frauen, d.h., ob Frauen höher oder niedriger in der männlichen Residualverteilung rangieren. Eine Verbesserung der Position der Frauen bewirkt einen negativen Lohnlückeneffekt. Ursache hierfür kann eine Annäherung der unbeobachteten Fähigkeiten von Männern und Frauen oder eine Reduzierung der Diskriminierung sein.

Der unbeobachtete Preiseffekt beschreibt, inwieweit eine Veränderung der Verteilung der männlichen Residuen im Zeitverlauf den Lohnunterschied beeinflusst unter der Annahme, dass Frauen dieselbe Position in der männlichen Residualverteilung beibehalten. Der Term  $(\hat{\sigma}_t - \hat{\sigma}_s)$  kann dabei als Veränderung des Marktpreises für unbeobachtete Fähigkeiten angesehen werden, womit der unbeobachtete Preiseffekt analog dem beobachteten Preiseffekt für beobachtbare Humancharakteristika zu interpretieren ist. Juhn, Murphy und Pierce (1991) geben zu bedenken, dass die standardisierten Residuen nicht nur die unbeobachteten Fähigkeiten beschreiben, sondern auch Diskriminierung enthalten und zeigen, dass die Kosten der Diskriminierung gegenüber Frauen bei einem festen Wert für  $d_t$  zunehmen, wenn die Marktpreise für unbeobachtete Fähigkeiten steigen. Im Folgenden sei  $\theta_{it} = \delta_{it} + d_{it}$ , wobei  $\delta_{it}$  die unbeobachteten Fähigkeiten von Individuum  $i$  relativ zum Durchschnitt und  $d_{it}$  Diskriminierung darstellen mit  $d_{it} = -d_t < 0$ , falls es sich bei Individuum  $i$  um eine Frau und  $d_{it} = 0$ , falls es sich hierbei um einen Mann handelt. Gleichung (42) lautet in diesem Fall:

$$\begin{aligned} \Delta \overline{\ln y_t} - \Delta \overline{\ln y_s} &= \hat{\beta}'_s (\Delta \bar{x}_t - \Delta \bar{x}_s) + (\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_s)' \Delta \bar{x}_t \\ &+ (\Delta \bar{\theta}_t - \Delta \bar{\theta}_s) \hat{\sigma}_s + [\Delta \bar{d}_t (\hat{\sigma}_t - \hat{\sigma}_s) + d_t (\hat{\sigma}_t - \hat{\sigma}_s)]. \end{aligned} \quad (43)$$

Der erste Term in eckigen Klammern stellt erneut die Veränderung des Lohnunterschiedes dar, der auf unterschiedliche Fähigkeiten von Männern und Frauen zurückzuführen ist. Der zweite Term bringt dagegen zum Ausdruck, dass das Ausmaß der Lohnlücke bei steigenden Marktpreisen bei einem festen Wert für  $d_t$  zunimmt.

Die Summe aus Lohnlücken- und unbeobachtetem Preiseffekt entspricht der Veränderung der unerklärten Lohnlücke, die im Allgemeinen als Diskriminierung angesehen wird.

## 7.2 Empirische Resultate

Für die Analyse der Lohnentwicklung im Zeitverlauf werden die Einkommen für 1985 und 1995, also vor und nach der Deutschen Wiedervereinigung, herangezogen und entsprechend des vom Statistischen Bundesamt erhobenen Verbraucherpreisindex<sup>5</sup> auf das Jahr 2006 umgerechnet, da sich die zuvor beschriebenen Methoden auf diesen Zeitpunkt bezogen. Die Stichprobe der Männer umfasst im Jahr 1985 2092 Beobachtungen und im Jahr 1995 2265 Beobachtungen, die der Frauen im Jahr 1985 1096 und im Jahr 1995 1918 Beobachtungen. Die Lohnentwicklung im Zeitraum von 1985-1995 ist in Tabelle (13) wiedergegeben. Der mittlere logarithmierte Lohn der Männer ist im Zeitraum von 1985-1995 um 0.187 Euro von 2.532 Euro auf 2.587 Euro angestiegen, der mittlere logarithmierte Lohn der Frauen um 0.253 Euro von 2.279 Euro auf 2.421 Euro, was einen Rückgang der Lohnlücke von 0.067 Euro bewirkt.

Bei der Auswahl der Lohnregressionsmodelle weist für das Jahr 1985 das Modell ohne die die Staatszugehörigkeit beschreibende Kovariable *Ger*, für das Jahr 1995 das Modell

---

<sup>5</sup>DESTATIS 2009, Verbraucherpreisindex für Deutschland, Lange Reihe ab 1948-Juni 2009

Jahr	log. Lohn (Euro) Männer	log. Lohn (Euro) Frauen	Differential
1995	2.587	2.400	0.187
1985	2.532	2.279	0.253
			-0.067

Tabelle 13: Entwicklung der Reallöhne im Zeitraum von 1985-1995

ohne die Kovariable *Exp\_2* den niedrigsten AIC auf. Für die weitere Studie wird das volle Modell mit sämtlichen Einflussvariablen herangezogen. Die Regressionsschätzungen der Ertragsraten für 1985 und 1995 sind in den Tabellen (14) und (15) abgebildet.

	Estimate	Std.Error	t-value	Pr(> t )	
(Intercept)	1.565	0.039	40.640	0.000	***
Edu	0.045	0.003	14.266	0.000	***
Ten	0.011	0.003	4.110	0.000	***
Ten_2	-0.000	0.000	-2.331	0.020	*
Exp	0.026	0.003	9.953	0.000	***
Exp_2	-0.001	0.000	-8.117	0.000	***
Erljob	0.054	0.014	3.771	0.000	***
Lt200	0.123	0.020	5.997	0.000	***
Lt2000	0.170	0.021	8.020	0.000	***
G2000	0.217	0.021	10.541	0.000	***
Ger	0.005	0.015	0.308	0.758	

Tabelle 14: Koeffizientenschätzung für die Stichprobe der Männer 1985

Das Ergebnis der Zerlegung nach Juhn, Murphy und Pierce (1991) wird in Tabelle (16) wiedergegeben. Beobachteter und unbeobachteter Preiseffekt haben nur einen geringen Einfluss auf die Veränderung des Lohndifferentials. Hauptsächlich verantwortlich für den Rückgang des Lohndifferentials sind Ausstattungs- und Lohnlückeneffekt. Dies ist zum einen darauf zurückzuführen, dass die relative Humankapitalausstattung der Frauen zunimmt und sich der Ausstattung der Männer annähert und zum anderen darauf, dass sich die unbeobachteten Fähigkeiten von Männern und Frauen anpassen und/oder Diskriminierung zurückgeht.

## 8 Resüme

In Deutschland liegt der durchschnittliche Lohn einer weiblichen Arbeitskraft unter dem einer männlichen Arbeitskraft. Diese Lohnunterschiede werden in politischen Debatten manchmal als Anzeichen dafür gewertet, dass viele Unternehmer Frauen diskriminieren. Allerdings ist zu beachten, dass selbst auf einem Arbeitsmarkt ohne Diskriminierung unterschiedliche Menschen Löhne in unterschiedlicher Höhe erhalten würden. Das alleinige Beobachten von Lohnunterschieden zwischen großen Gruppen erlaubt nach Mankiw

	Estimate	Std.Error	t-value	Pr(> t )	
Edu	0.040	0.004	10.695	0.000	***
Ten	0.023	0.003	8.021	0.000	***
Ten_2	-0.000	0.000	-5.767	0.000	***
Exp	0.006	0.003	2.196	0.028	*
Exp_2	-0.000	0.000	-1.259	0.208	
Erljob	0.086	0.017	5.186	0.000	***
Lt200	0.151	0.022	6.718	0.000	***
Lt2000	0.253	0.025	10.069	0.000	***
G2000	0.313	0.025	12.641	0.000	***
Ger	-0.096	0.026	-3.747	0.000	***

Tabelle 15: Koeffizientenschätzung für die Stichprobe der Männer 1995

$\overline{\Delta \ln y_t} - \overline{\Delta \ln y_s}$	Ausstattungs- effekt	beobachteter Preiseffekt	Lohnlücken- effekt	unbeobachteter Preiseffekt
-0.067	-0.027	0.012	-0.087	0.035

Tabelle 16: Ergebnisse der Dekomposition nach Juhn, Murphy und Pierce (1991)

(2001) keine Aussagen über die Wichtigkeit der Diskriminierung. In der vorangegangenen Studie wurden unterschiedliche Verfahren zur Messung von Lohndiskriminierung vorgestellt und angewandt.

Die in Kapitel 3 beschriebenen Verfahren sind gut geeignet für die Dekomposition der Einkommensdifferenz der mittleren logarithmierten Löhne. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass der weitaus größere Teil des Lohnunterschiedes auf Diskriminierung und nicht auf Unterschiede in den Humankapitalcharakteristika zurückzuführen ist. In der Praxis hat sich dabei die Methode nach Neumark (1988) durchgesetzt. Hier wird zur Schätzung der Lohnstruktur in Abwesenheit von Diskriminierung sowohl die männliche als auch die weibliche Struktur herangezogen.

Die in Kapitel 4 vorgestellten Verfahren nach nach Brown, Moon und Zoloth (1980) sowie Appleton, Hoddinott und Krishnan (1999) berücksichtigen zusätzlich berufliche Segregation. Der Lohnunterschied lässt sich in einen Lohn- und einen Verteilungseffekt zerlegen. Auch hier ist der weitaus größere Teil der Lohndifferenz auf Diskriminierung zurückzuführen, wobei der Verteilungseffekt insgesamt eine nur untergeordnete Rolle spielt. Betrachtet man allerdings, wie sich Frauen und Männer ohne Diskriminierung auf die Berufsgruppen aufteilen würden, so muss das vorherige Ergebnis modifiziert werden. Weibliche Arbeitnehmer sind in einkommensstärkeren Berufen mit hohem Status unterrepräsentiert, was für Diskriminierung gegenüber Frauen spricht. Allerdings ist der Anteil der Frauen in Berufen mit niedrigem Status ebenfalls zu gering, was für Diskriminierung gegenüber Männern sprechen würde.

Die Verfahren nach DiNardo, Fortin und Lemieux (1996) sowie Machado und Mata (2005), Melly (2005) ermöglichen die Dekomposition des unkorrigierten Lohndifferentials nicht nur für die mittleren Löhne, sondern für sämtliche Quantile der Lohnverteilung. Obwohl die beiden vorgeschlagenen Verfahren eine völlig unterschiedliche Herangehensweise bei der Schätzung der kontrafaktischen Lohnverteilung haben, ist das Ergebnis der Diskriminierungsmessung vergleichbar. Beide Methoden zeigen, dass bei den betrachteten Lohnquantilen der Einkommensunterschied größtenteils auf Diskriminierung zurückzuführen ist.

Das Ergebnis der Dekomposition nach Nopo (2006) kehrt bei einem gewählten Schwellenwert von null die Resultate der vorherigen Methoden um und kommt zu dem Ergebnis, dass Männer diskriminiert werden. Allerdings ist dieses Verfahren sehr kritisch zu bewerten. Bei einer Vielzahl von Merkmalen kann es schwierig sein, statistische Zwillinge zu finden. Die Güte einer auf der Bildung von Vergleichsgruppen basierenden Schätzung ist jedoch stets davon abhängig, inwieweit es gelingt, mit den beobachteten Merkmalen Vergleichbarkeit zwischen weiblichen und männlichen Vergleichspersonen herzustellen. Das oben beschriebene Matching-Verfahren stößt demzufolge dann an seine Grenzen, wenn eine Überlappung der Merkmale zwischen den zu vergleichenden Gruppen nicht oder in einem nur sehr geringen Maß gegeben ist. Wird der Schwellenwert gleich 70 gesetzt, werden jeder Frau sämtliche Männer als Vergleichspersonen zugeordnet mit der Folge, dass alle Arbeitskräfte dem common support zugehören. Die Terme  $\Delta_F$  und  $\Delta_M$  können nicht ermittelt werden. Da  $\Delta_x$  gleich 0 und  $\Delta_O$  dem Ausmaß der Lohnlücke entspricht, ist beim gewählten Schwellenwert die gesamte Einkommensdifferenz auf Diskriminierung zurückzuführen. Bei den ansonsten gewählten Toleranzbereichen sind die Ergebnisse der Dekomposition nach Nopo (2008) vergleichbar mit den zuvor beschriebenen Verfahren. Der weitaus größte Teil der Lohnlücke ist auf Diskriminierung und nicht auf unterschiedliche Humankapitalausstattungen zurückzuführen.

Mithilfe des Ansatzes nach Juhn, Murphy und Pierce (1991) wird die Lohnentwicklung im Zeitverlauf für 1985 und 1995, also vor und nach der Deutschen Wiedervereinigung, analysiert. Hauptsächlich verantwortlich für den Rückgang des Lohndifferentials sind Ausstattungs- und Lohnlückeneffekt. Dies ist zum einen darauf zurückzuführen, dass die relative Humankapitalausstattung der Frauen zunimmt und sich der Ausstattung der Männer annähert und zum anderen darauf, dass sich die unbeobachteten Fähigkeiten von Männern und Frauen anpassen und/oder Diskriminierung zurückgeht.

## Literatur

- AKAIKE, H. (1974) A new look at the statistical model identification, *Automatic Control, IEEE Transactions on* , Vol. 19 No. 6, S. 716 - 723 .
- APPLETON, S., HODDINOTT, J., KRISHNAN, P. (1999). The Gender Wage Gap in



- Three African Countries, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 47, No. 2, S. 289-312.
- ARROW, J. (1973). The Theory of Discrimination, in Ashenfelter, O.A. and Rees, A., *Discrimination in Labor Markets*, *Princeton University Press*.
- BAYARD, K., HELLERSTEIN, J., NEUMARK, D., TROSKE, K. (2003). New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wages from Matched Employee-Employer Data, *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, No. 4, S. 887-922.
- BECKER, G.-S. (1964, 1993, 3rd ed.). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education, *Chicago, University of Chicago Press*.
- BECKER, G.-S. (1957, 1971, 2nd ed.). The Economics of Discrimination, *Chicago, University of Chicago Press*.
- BERGMANN, B. (1974). Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate by Race or Sex, *Eastern Economic Journal*, Vol. 1, No. 2, S. 103-110.
- BLAU, F.-D., KAHN, L.-M. (2006). Wage Structure and Gender Earnings Differentials: An International Comparison, *Economica*, Vol. 63, No. 250, S. 29-62.
- BLINDER, A.-S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *Journal of Human Resources*, Vol. 8, No. 3, S. 436-455.
- BROWN, R.-S., MOON, M., ZOLOTH, B.-S. (1980). Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials, *Journal of Human Resources*, Vol. 15, No. 1, S. 3-28.
- COTTON, J. (1988). On the Decomposition of Wage Differentials, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2, S. 236-243.
- DI NARDO, J., FORTIN, N.-M., LEMIEUX, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992, A Semiparametric Approach *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, S. 1001-1044.
- DOLTON, P.-J., KIDD, M.-P. (1994). Occupational access and wage discrimination, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 56, No. 4, S. 457-474.
- JUHN, C., MURPHY, K.-M., PIERCE, B. (1991). Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence in Kosters, M., *Workers and Their Wages*, *Washington DC.: AEI Press*, S. 107 -143.
- MANKIW, N.G. (2001). Grundzüge der Volkswirtschaftslehre *Schäffer - Poeschel Verlag, Stuttgart*, S. 444 f.

- MACHADO, J.-A.-F., MATA, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No 4, S. 445-465.
- MACKINNON, J.-G., WHITE, H. (1985). Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties, *Journal of Econometrics*, Vol. 29, S. 305-325.
- MAHALANOBIS, P.-C. (1936). On the generalized distance in statistics, *Proc. Nat. Inst. Sci. India*, Vol. 12, S. 49-55.
- MELLY, B. (2005). Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression, *Empirical Economics*, Vol. 30, No 2, S. 505-520.
- MILLER, P.-W. (1987). The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain, *The Economic Journal*, Vol. 97, S. 885-896.
- MINCER, A.-M. (1974). Schooling, Experience, and Earnings, *National Bureau of Economic Research, Inc.*
- NEUMARK, D. (1988). Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination, *The Journal of Human Resources*, Vol. 23, No. 3, S. 279-295.
- NOPO, H. (2008). Matching as a Tool to Decompose Wage Gaps, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, No. 2, S. 290-299.
- OAXACA, R.-L. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, S. 693-709.
- OAXACA, R.-L., RANSOM, M.-R. (1973). On discrimination and the decomposition of wage differentials, *Journal of Econometrics*, Volume 61, S. 5-21.
- PHELPS, E.-S. (1993). The Statistical Theory of Racism and Sexism, *The American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, S. 659-661.
- REIMERS, C.-W. (1983). Labour Market Discrimination Against Hispanic and Black Men, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 4, S. 570-579.
- SORENSEN, E. (1990). The Crowding Hypothesis and Comparable Worth, *Journal of Human Resources*, Vol. 25, No. 1, S. 55-89.
- SPENCE, A.-M. (1973). Job Market Signaling, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 3, S. 355-374.
- SUEN, W. (1997). Decomposing Wage Residuals: Unmeasured Skill or Statistical Artifact?, *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 3, S. 555-566.

- TREIMAN, D. J. (1977). Occupational prestige in comparative perspective, *Academic Press, New York*.
- WAGNER, G. G., FRICK, J. R., SCHUPP, S. (2007). The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) - Scope, Evolution and Enhancements, *Schmollers Jahrbuch* 127, no. 1, 139-169.