Firmengrößen-Lohndifferentiale in den neuen Bundesländern - ein Selektionseffekt?

Vorläufige Version - bitte nicht zitieren

Elke Wolf

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

Mannheim

Abstract:
Mittlerweile unbestritten ist die Erkenntnis, daß große Firmen ihren Mitarbeitern höhere Löhne zahlen als kleine Unternehmen. Dabei handelt es sich nicht um eine Besonderheit der Bundesrepublik. Empirische Studien aus einer Vielzahl von Industrienationen weisen ähnliche und anhaltend hohe Lohndifferentiale auf. Auch in den neuen Bundesländern haben sich im Laufe des Transformationsprozesses signifikante Lohndifferentiale herausgebildet.
Unsicherheit besteht hingegen darüber, was die Ursachen dieser teilweise beträchtlichen Lohndifferentiale sind. Eine Hypothese zur Erklärung dieser Lohnunterschiede ist, daß die mit Hilfe von Firmengrößendummies geschätzten Lohndifferentiale verzerrt geschätzt sind. Zum einen wird bei dieser Methode nicht berücksichtigt, daß die beobachteten Betriebsgrößen-Lohndifferentiale durch die Selbstselektion der Arbeitnehmer in die verschiedenen Firmengrößenklassen beeinflußt sein kann. Zum anderen wird implizit unterstellt, daß die Entlohnung der einzelnen Ausstattungsmerkmale (z.B. des Humankapitals) nicht mit der Firmengröße variiert (IDSON/FEASTER, 1990).
Ebenso wie die Partizipation am Arbeitsmarkt wird die Wahl des Arbeitsplatzes eines Arbeitnehmers bzgl. der Größe des Unternehmens durch Angebot und Nachfrage in der jeweiligen Firmengrößenklasse bestimmt. Da die unternehmensspezifischen Rahmenbedingungen, wie die Art der Arbeitsbeziehungen, die Aufgabenvielfalt, die Flexibilität, der Handlungsspielraum und die Karrierechancen, stark von der Unternehmensgröße abhängen, ist zu erwarten, daß sich auch die Präferenzen für die Betriebsgröße erheblich zwischen den Arbeitnehmern unterscheiden. Aufgrund dieser Unterschiede variieren auch die Anforderungen an die Mitarbeiter mit der Größe des Unternehmens. Durch den Suchprozeß am Arbeitsmarkt ergibt sich ein Matching zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgebern, bei dem die Arbeitnehmer ihren Nutzen und die Firmen ihren Gewinn maximieren.
Bezogen auf die ostdeutsche Situation wäre es denkbar, daß die produktiveren Arbeitskräfte in Großunternehmen arbeiten, da im Zuge der Privatisierung der Großbetriebe zuerst die weniger engagierten Mitarbeiter entlassen wurden. Zudem haben die Beschäftigten in neugegründeten, kleineren Unternehmen aufgrund des vorangegangenen Betriebswechsels ihr betriebsspezifisches Humankapital verloren. Andererseits könnte es auch sein, daß die stärker motivierten und marktorientierten Mitarbeiter in den bürokratischen Großunternehmen nach der Wende die Gelegenheit ergriffen haben, sich in einem kleinen, neugegründeten Unternehmen zu engagieren. Diese Entwicklung hätte zur Konsequenz, daß sich die produktiveren Erwerbstätigen eher in Kleinunternehmen selektieren.
Im dieser Studie soll daher untersucht werden, inwieweit die beobachteten Lohndifferentiale von ostdeutschen Männern und Frauen auf die Selbstselektion der Beschäftigten zurückgeführt werden können und ob zwischen den Firmengrößenklassen signifikante Unterschiede in der Art der Entlohnung existieren. Ferner wird mit Hilfe einer modifizierten Oaxaca-Zerlegung untersucht, welchen Beitrag die Selektion und die Unterschiede in den Merkmalen der Beschäftigten zur Erklärung der beobachteten Lohndifferentiale leisten.

1 Einleitung

Firmengrößendifferentiale sind in der empirischen Literatur ein allgemein bekanntes Phänomen. Große Firmen zahlen ihren Mitarbeitern höhere Löhne als kleine Unternehmen, auch wenn man für den Einfluß der Qualifikation der Beschäftigten und anderer einkommensrelevanter Faktoren kontrolliert. Dabei handelt es sich nicht um eine Besonderheit der Bundesrepublik (GERLACH/HÜBLER, 1995). Empirische Studien aus einer Vielzahl von Industrienationen weisen ähnliche und anhaltend hohe Lohndifferentiale auf (LESTER, 1967; BROWN/MEDOFF, 1989; GREEN ET AL, 1992 und REBICK, 1993).

Auch die bisher für Ostdeutschland vorliegenden Studien weisen alle darauf hin, daß sich auch in den neuen Bundesländern im Laufe des Transformationsprozesses signifikante Lohndifferentiale herausgebildet haben (GERLACH/HÜBLER, 1995, S. 249; STEINER/PUHANI, 1996, STEINER ET AL., 1998). Auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels aus dem Jahr 1995 stellen beispielsweise STEINER ET AL. (1998) fest, daß Frauen in Unternehmen mit 20 bis 200 Beschäftigten über 27 Prozent mehr verdienen als Mitarbeiterinnen in Kleinbetrieben mit unter 20 Beschäftigten. Bei den Männern ergibt sich ein Lohndifferential von 17 Prozent zwischen den genannten Firmengrößenklassen. Auch in Unternehmen mit mehr als 2000 Mitarbeitern bestehen große geschlechtsspezifische Unterschiede. Frauen verdienen in diesen Unternehmen knapp 44 Prozent mehr als in den Unternehmen mit weniger als 20 Mitarbeitern, bei den Männern beträgt das entsprechende Lohndifferential etwa 30 Prozent. Im Jahr 1990 waren die Lohnunterschiede zwischen kleinen und großen Betrieben noch vergleichsweise gering.

Über die genauen Ursachen dieser teilweise beträchtlichen Lohndifferentiale besteht hingegen weiterhin Unsicherheit. In der Literatur werden zahlreiche Erklärungsansätze diskutiert, auf die hier nicht näher eingegangen wird. Eine ausführliche Diskussion dieser Hypothesen enthält der Beitrag von GERLACH und HÜBLER (1995). Eine bisher nur selten empirisch untersuchte Hypothese beruht auf der Vermutung, daß die auf Basis von Firmengrößendummies geschätzten Lohndifferentiale eventuell verzerrt geschätzt sind. In allen oben genannten Studien wurden die Firmengrößen-Lohndifferentiale mit Hilfe von Einkommensgleichungen (MINCER, 1979) im Querschnitt geschätzt, wobei die Betriebsgröße als zusätzliche Determinante des Lohneinkommens berücksichtigt wurde. Die Größe des Unternehmens, in der die jeweilige Person arbeitet, wird hierbei in der Regel anhand von mehreren Dummyvariablen gemessen. Die Koeffizienten der Firmengrößendummies messen somit die Lohnunterschiede zwischen Personen, die in verschieden großen Unternehmen arbeiten, wobei für den Einfluß der individuellen Qualifikation und anderer einkommensrelevanter Faktoren kontrolliert wird.

Diesem Ansatz liegen jedoch zwei relativ restriktive Annahmen zugrunde. Zum einen wird bei dieser Methode nicht berücksichtigt, daß die beobachteten Betriebsgrößen-Lohndifferentiale durch die Selbstselektion der Arbeitnehmer in die verschiedenen Firmengrößenklassen beeinflußt sein können. Zum anderen wird implizit unterstellt, daß die Entlohnung der einzelnen Ausstattungsmerkmale (z.B. des Humankapitals) nicht mit der Firmengröße variiert.

Der Hypothese, daß die individuelle Entscheidung der Firmengröße die geschätzten Lohndifferentiale beeinflußt, liegt folgende Überlegung zugrunde. Ebenso wie die Partizipation am Arbeitsmarkt wird die Wahl des Arbeitsplatzes eines Arbeitnehmers bzgl. der Größe des Unternehmens durch Angebot und Nachfrage in der jeweiligen Firmengrößenklasse bestimmt. Da die unternehmensspezifischen Rahmenbedingungen, wie die Art der Arbeitsbeziehungen, die Aufgabenviel-

falt, die Flexibilität, der Handlungsspielraum und die Karrierechancen, stark von der Unternehmensgröße abhängen, ist zu erwarten, daß sich auch die Präferenzen für die Betriebsgröße erheblich zwischen den Arbeitnehmern unterscheiden. LANG und JOHNSON (1994) zeigen beispielsweise, daß sich Arbeitnehmer danach unterscheiden lassen, ob sie extrinsisch oder intrinsisch motiviert sind. Da große Firmen in der Regel mehr extrinisische Belohnungen anbieten (z.B. Sondervergütungen, Aufstiegsmöglichkeiten) als Kleinbetriebe, fühlen sich intrinsisch motivierte Leute in Großunternehmen vermutlich nicht so wohl und suchen sich eventuell ein Arbeitsumfeld, das ihre Leistung auf andere Art honoriert, z.B. durch mehr Verantwortung und persönliche Anerkennung.

Aufgrund der Unterschiede in den Arbeitsprozessen zwischen großen und kleinen Unternehmen variieren auch die Anforderungen an die Mitarbeiter mit der Größe des Unternehmens. Großunternehmen suchen vorrangig Arbeitskräfte mit der Bereitschaft, sich in die vergleichsweise inflexiblen Arbeitsprozesse einzufügen. Darüber hinaus sollten sie über ein hohes Bildungsniveau verfügen, um die oftmals komplexen Aufgaben zu erledigen und sich schnell auf neue Technologien oder sich ändernde Rahmenbedingungen einzustellen (IDSON/FEASTER, 1990). Durch den Suchprozeß am Arbeitsmarkt ergibt sich ein Matching zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgebern, bei dem die Arbeitnehmer ihren Nutzen und die Firmen ihren Gewinn maximieren. Die für einen Arbeitnehmer beobachtete Größenklasse wird demnach sowohl von den beobachteten und unbeobachteten produktivitätsrelevanten Merkmalen als auch von den individuellen Präferenzen hinsichtlich des Arbeitsumfelds bestimmt.

Wenn somit ein Zusammenhang zwischen der individuellen Wahl der Firmengröße und den Lohndeterminanten besteht, für die nicht durch die verfügbaren Humankapitalvariablen und die sonstigen beobachtbaren Einflußfaktoren in der Schätzung kontrolliert wird, dann sind die auf Basis der Firmengrößen-Dummies geschätzten Lohndifferentiale verzerrt. Bezogen auf die ostdeutsche Wirtschaft wäre es denkbar, daß die produktiveren Arbeitskräfte in Großunternehmen arbeiten, da im Zuge der Privatisierung der Großbetriebe zuerst die weniger engagierten Mitarbeiter entlassen wurden. Zudem haben die Beschäftigten in neugegründeten, kleineren Unternehmen aufgrund des vorangegangenen Betriebswechsels ihr betriebsspezifisches Humankapital verloren und sind somit weniger produktiv. Andererseits könnte es aber auch sein, daß die stärker motivierten und marktorientierten Mitarbeiter, die bis dato in den bürokratischen Großunternehmen gearbeitet haben, nach der Wende die Gelegenheit ergriffen haben um sich in einem kleinen, neugegründeten Unternehmen zu engagieren. Diese Entwicklung hätte zur Konsequenz, daß sich die produktiveren Erwerbstätigen eher in Kleinunternehmen selektieren.

Zu diesem Ergebnis kommen IDSON und FEASTER (1990, S. 111) in einer Untersuchung für die USA. Die Mitarbeiter in kleinen Unternehmen verzichten demnach auf einen Teil ihres potentiell höheren Einkommens in Großbetrieben, um in den Genuß der von ihnen präferierten Arbeitsbedingungen zu kommen. Diese Art der Selektion entspricht auch dem Befund von SCHMIDT (1995, S. 253), welche die westdeutschen Lohndifferentiale auf Basis von Querschnittserhebungen des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung aus den Jahren 1979 und 1985 untersucht. SCHMIDT interpretiert ihre Ergebnisse dahingehend, daß Individuen mit höherer Produktivität größere Präferenzen für die Arbeitsbedingungen in kleinen Betrieben haben, wohingegen sich Erwerbspersonen mit geringerer Produktivität leichter in Großbetriebe einfügen. In diesem Fall wären die oben beschriebenen Lohndifferentiale sogar unterschätzt. Auch BRUNELLO und COLUSSI (1998) kommen zu dem Ergebnis, daß die Selektivität der Mitarbeiter eine große Rolle bei der Erklärung der Lohndifferentiale in Italien im Jahr 1993 spielt. Ihre Analyse zeigt jedoch, daß die

höhere Entlohnung in Großunternehmen allein auf die unterschiedlichen Merkmale und die endogene Zuordnung der Beschäftigten zurückgeführt werden kann.

MAIN und REILLY (1992), die eine entsprechende Untersuchung für Großbritannien durchgeführt haben, können hingegen keine Hinweise feststellen, daß sich die Erwerbstätigen nicht zufällig auf die Firmengrößenklassen verteilen, obwohl sich die Merkmale der Beschäftigten stark zwischen den Firmengrößen unterscheiden.

Im folgenden soll daher untersucht werden, inwieweit die beobachteten Lohndifferentiale von ostdeutschen Männern und Frauen auf die Selbstselektion der Beschäftigten zurückgeführt werden können und ob zwischen den Firmengrößenklassen signifikante Unterschiede in der Art der Entlohnung existieren. In Abschnitt 2 wird das zugrunde liegende empirische Modell und in Abschnitt 3 die verwendete Datenbasis beschrieben. Die Schätzergebnisse des Selektionsmodells und der Lohngleichungen werden in Abschnitt 4 dargestellt und interpretiert. Anschließend wird mit Hilfe einer Komponentenzerlegung untersucht, welchen Beitrag die Selektion und die Unterschiede in den Merkmalen der Beschäftigten zur Erklärung der beobachteten Lohndifferentiale leisten (Abschnitt 5). In Abschnitt 6 werden die Ergebnisse kurz zusammengefaßt.

2 Das empirische Modell

Geht man davon aus, daß die Wahl der Firmengröße von Erwerbstätigen nicht zufällig ist, sondern daß ein Zusammenhang zu anderen lohnbestimmenden Faktoren besteht, kann die beobachtete Firmengröße nicht ohne weiteres als exogene Determinante des Einkommens verwendet werden. Die Endogenität der Firmengröße bei der Analyse von Lohndifferentialen kann mit Hilfe eines *Switching Regression Model* mit endogener Selektion berücksichtigt werden (MADDALA, 1983). Diese Methode stellt eine Verallgemeinerung des Selektionsmodells von Heckman (1979) dar. In der ersten Stufe wird ein *Ordered Probit*-Modell geschätzt, das die Wahl der Individuen in die verschiedenen Firmengrößenklassen beschreibt. In der zweiten Stufen werden für die verschiedenen Firmengrößenklassen getrennte Lohngleichungen geschätzt (LEE, 1976).[1] Ob sich die beschäftigten Personen systematisch in bestimmte Größenklassen selektieren, kann mit Hilfe der sogenannten inversen Mills-Ratio getestet werden, die aus dem Schätzergebnis des diskreten Entscheidungsmodells der ersten Stufe abgeleitet wird und als zusätzliche erklärende Variable in die Lohngleichungen eingeht. Im folgenden wird das zweistufige Schätzverfahren genauer beschrieben (vgl. auch MAIN/REILLY, 1993).

Die Entscheidung zwischen Betrieben unterschiedlicher Größe kann durch das folgende Modell beschrieben werden:

(1) $$Y_i^* = Z_i\gamma + u_i$$

wobei Y_i^* eine latente Variable ist. Die Matrix Z_i enthält die erklärenden Variablen und γ ist ein Vektor von Parametern. Der Störterm sei normalverteilt mit $u_i \approx N(0,1)$.

[1] Alternativ hierzu könnte ein simultanes FIML-Modell geschätzt werden.

Der Wert der latenten Variable Y_i^* gibt an, in welcher Firmengrößenklasse (FG) die jeweilige Person arbeitet. Unterstellt man beispielsweise, daß jedes Individuum die Wahl zwischen kleinen, mittleren und großen Unternehmen hat[2], dann gilt:

FG = klein (j = 0) falls $Y_i^* \leq 0$,

FG = mittel (j = 1) falls $0 < Y_i^* \leq \mu_1$,

FG = groß (j = 2) falls $Y_i^* > \mu_1$.

Aufgrund der Normalverteilungsannahme der latenten Variable Y_i^* ergeben sich folgende Wahrscheinlichkeiten:

(2a) $\text{Prob}(j = 0) = \Phi(-Z\gamma)$

(2b) $\text{Prob}(j = 1) = \Phi(\mu - Z\gamma) - \Phi(Z\gamma)$

(2c) $\text{Prob}(j = 2) = 1 - \Phi(\mu - Z\gamma)$**.**

Die Parameter dieses *Ordered Probit*-Modells werden mit Hilfe einer Maximum Likelihood Schätzung berechnet (GREENE, 1993, S. 672ff). Die zugrunde liegende Likelihoodfunktion ist gegeben durch:

(3) $$L = \prod_{j=o} \Phi(-Z\gamma) \prod_{j=1} [\Phi(\mu - Z\gamma) - \Phi(Z\gamma)] \prod_{j=2} [1 - \Phi(\mu - Z\gamma)]$$

Ausgehend von den geschätzten Koeffizienten γ und der geschätzten Schranke μ können die sogenannten inversen Mill-Ratios bestimmt werden, die als Korrekturterme in die Lohnschätzungen der einzelnen Größenklassen eingehen.

In der zweiten Stufe werden die Lohngleichungen der verschiedenen Größenklassen geschätzt, die folgendermaßen hergeleitet werden können: Eine klassische MINCER-Lohnfunktion stellt sich wie folgt dar:

(4) $W_{ij} = \alpha_j + X_{ij}\beta_j + \varepsilon_{ij}$; wobei $j = 0, 1, 2$**.**

Die abhängige Variable W_{ij} ist definiert als der Logarithmus des individuellen Lohnsatzes. X_{ij} stellt die Matrix der lohnbestimmenden Variablen dar. Die Parameter α_j und β_j werden mit Hilfe von linearen Regressionen geschätzt, woraus die Fehlerterme ε_{ij} resultieren. Es wird unterstellt, daß die Fehlerterme der Lohngleichung (ε_{ij}; $j = 0, 1, 2$) und der Selektionsgleichung (u_i) jeweils gemein-

---

[2] Bei der empirischen Umsetzung des Modells wird zwischen 4 Firmengrößenklasse unterschieden. Das Modell ist analog zu dem hier dargestellten Beispiel.

sam normal verteilt sind.[3] Geht man nun davon aus, daß die Zuordnung der Individuen zu den verschiedenen Firmengrößenklassen nicht zufällig erfolgt, sondern daß dieser Wahl ein systematischer Selektionsprozeß zugrunde liegt, der u. a. durch lohnbestimmende Faktoren beeinflußt wird, muß dies in den Lohnschätzungen explizit berücksichtigt werden.

Die bedingten Erwartungswerte der drei Lohngleichungen sind definiert als (der Index i wird vernachlässigt):

(5a) $E\left[W_0 \middle| j=0\right] = \alpha_0 + X_0\beta_0 + E\left[\varepsilon_0 \middle| u < -Z\gamma\right]$

(5b) $E\left[W_1 \middle| j=1\right] = \alpha_1 + X_1\beta_1 + E\left[\varepsilon_1 \middle| -Z\gamma \le u < \mu - Z\gamma\right]$

(5c) $E\left[W_2 \middle| j=2\right] = \alpha_2 + X_2\beta_2 + E\left[\varepsilon_2 \middle| u \ge \mu - Z\gamma\right]$

Aufgrund dieser Struktur der Fehlerterme können die größenspezifischen Lohngleichungen nicht gemäß Gleichung (4) geschätzt werden. Die Schätzgleichung des bedingten Lohnsatzes ist daher definiert als:

(6) $W_j = \alpha_j + X_j\beta_j + \rho_j\sigma_j\lambda_j + \upsilon_j$ **;** wobei j = 0, 1, 2

λ_j entspricht der sogenannten inverse Mills-Ratio im ursprünglichen Modell von Heckman (1979) und $\rho_j\sigma_j$ stellt den Korrelationskoeffizienten zwischen den Störtermen ε_{ij} und u_i dar. Aufgrund der mehrdimensionalen Entscheidungssituation des *Ordered Probit*-Modells wird hier nun für alle drei Firmengrößenklasse eine inverse Mills-Ratio berechnet.

(7a) $\lambda_0 = -\phi(Z\gamma) / \left[1 - \Phi(Z\gamma)\right] \quad < 0$

(7b) $\lambda_1 = \left[\phi(Z\gamma) - \phi(\mu - Z\gamma)\right] / \left[\Phi(\mu - Z\gamma) - \Phi(-Z\gamma)\right]$

(7c) $\lambda_2 = \phi(\mu - Z\gamma) / \left[1 - \Phi(\mu - Z\gamma)\right] \quad > 0$

wobei ϕ die Dichtefunktion und Φ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung darstellen. Die inverse Mills-Ratio steigt mit dem Wert der latenten Variable Y_i^*, d. h. der Mittelwert der inversen Mills-Ratio in der obersten Größenklasse (λ_2) übersteigt die Mittelwerte in den anderen Kategorien. Das Vorzeichen ist allerdings nur für die unterste und oberste Klasse eindeutig bestimmbar.

Diese Korrekturvariablen λ_j werden auf der Basis der Parameter γ und μ_{j-1} errechnet. Da die Werte dieser Variablen aus der Schätzung des *Ordered Probit*-Modells resultieren und somit einem Fehler unterliegen, müssen die Standardfehler der Koeffizienten der Lohngleichung auf Basis der Varianz-Kovarianzmatrix des *Ordered Probit*-Modells korrigiert werden. Zudem muß

---

[3] Die Kovarianzmatrizen ergeben sich somit als $\Sigma_{u\varepsilon_j} = \begin{pmatrix} 1 & \sigma_j\rho_j \\ \sigma_j\rho_j & \sigma_j^2 \end{pmatrix}$, für j = 1, 2, 3. Sofern die Störterme ε_{ij} und u_i voneinander unabhängig sind, können die Parameter der Lohnfunktion gemäß Gleichung (4) geschätzt werden. MADDALA (1986) bezeichnet diese Konstellation als „exogenes" S*witching Regression*-Model.

die Heteroskedastie in den Lohngleichungen berücksichtigt werden. Hierfür wenden wir das von GREENE (1993) vorgeschlagene Verfahren an, das im Anhang näher erläutert wird. Die im folgenden ausgewiesenen Teststatistiken basieren alle auf den entsprechend korrigierten Standardfehlern.

3 Datenbasis der Untersuchung und einige deskriptive Auswertungen

Der empirische Teil dieser Studie basiert auf den Daten des Sozio-ökonomischen Panels für Ostdeutschland (SOEP-Ost) aus dem Jahr 1995. Dieser Datensatz, der auf einer Panelbefragung der ostdeutschen Bevölkerung seit Juni 1990 beruht, enthält den Bruttomonatslohn der erwerbstätigen Personen und die für die Schätzung von Lohnfunktionen erforderlichen Variablen. Hierzu zählen u. a. die Qualifikation, die Berufserfahrung, die Betriebsgrößenklassen und die Branchenzugehörigkeit der Erwerbstätigen. Mit Hilfe dieser Variablen kann für wichtige einkommensbestimmende Unterschiede zwischen den Individuen kontrolliert werden.

Beschäftigte im öffentlichen Dienstleistungssektor sowie im Bereich Verkehr und Nachrichten wurden aus der Stichprobe ausgeschlossen, da die Lohnbildung in diesen Bereichen vermutlich nicht durch die Betriebsgröße determiniert wird. Weiterhin werden die Selbständigen aus der Untersuchung ausgeschlossen. BRUNELLO/COLUSSI (1998) argumentieren zwar, daß die Selbständigkeit streng genommen als eigene Entscheidungsalternative in das Modell eingehen müßte, allerdings ist die Anzahl der Beobachtungen dieser Kategorie in unserem Datensatz sehr gering, so daß wir die Wahlmöglichkeiten der Individuen auf die verschiedenen Firmengrößenklassen beschränken.

Die Unterschiede in der Humankapitalausstattung der Beschäftigten in den vier Firmengrößenklassen geben einen ersten Hinweis auf die mögliche Selektion (Tabelle A1 im Anhang). Durch einen Vergleich der Durchschnittswerte und der Anteile in der Gesamtpopulation (erste Spalte) mit den entsprechenden Werten der einzelnen Firmengrößenklassen zeigt sich, inwiefern sich die Verteilung der individuellen Merkmale zwischen den einzelnen Firmengrößen unterscheidet. Beispielsweise verfügen Arbeitnehmer in großen Unternehmen im Durchschnitt über eine höhere berufliche Qualifikation. So haben nur 4 Prozent der Männer und Frauen in Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten einen Hochschulabschluß. In Firmen mit mehr als 200 Mitarbeitern liegt der Anteil der Hochschulabsolventen hingegen bei über 10 Prozent. Der Anteil der Meister und Fachschüler ist insbesondere in der Größenklasse der Unternehmen mit 200-1999 Beschäftigten auffallend hoch. Abgesehen von diesen allgemeinen Bildungsunterschieden bestehen auch gewisse Differenzen hinsichtlich der Berufserfahrung. Die längste potentielle Berufserfahrung[4] weisen die Männer und Frauen in den mittelgroßen Firmen (200-1999 Mitarbeiter) auf. Darüber hinaus weisen diese Arbeitnehmer die höchsten Betriebszugehörigkeitsdauern auf. Obwohl der Frauenanteil in den Großunternehmen deutlich höher liegt als in den kleinen Betrieben, können nahezu keine Unterschiede bezüglich der durchschnittlichen Arbeitszeit festgestellt werden. Dies ist darauf zurückzuführen, daß die ostdeutschen Frauen in der Regel Vollzeit arbeiten.[5] Auch die Branchenstruktur variiert stark zwischen den verschiedenen Größenklassen. Die im Handel

[4] Die potentielle Berufserfahrung ist hier definiert als Alter - 6 - Jahre in Schul- und Berufsausbildung.

[5] In den neuen Bundesländer lag die Teilzeitquote im Jahr 1995 bei nur 11 Prozent. Auch bezogen auf die erwerbstätigen Frauen (21 Prozent) ist der Anteil der Teilzeitarbeit in Westdeutschland fast doppelt so hoch wie in Ostdeutschland.

beschäftigten Personen arbeiten vornehmlich in Unternehmen mit über 2000 Mitarbeitern oder aber in Kleinbetrieben unter 20 Mitarbeitern. Erwerbstätige der Banken- oder Versicherungsbranche arbeiten im Durchschnitt häufiger in Unternehmen ab 200 Mitarbeitern. Auch im Maschinenbau sind die Beschäftigten häufiger in größeren Unternehmen bis unter 2000 Mitarbeitern tätig. Im Gegensatz dazu gibt es in der Baubranche häufiger Kleinbetriebe. Demzufolge sind in unserer Stichprobe fast 86 Prozent aller Beschäftigten des Bausektors in Unternehmen mit weniger als 200 Beschäftigten abgestellt. Auch im Bereich Energie/Wasser/Bergbau sowie innerhalb der Holz-, Papier- und Druckindustrie liegt der Anteil der Personen, die in Unternehmen mit weniger als 200 Mitarbeitern arbeiten, bei etwa 85 Prozent.

4 Die Schätzergebnisse

4.1 Das Selektionsmodell

Gemäß der Darstellung in Abschnitt 2 wird die Zuordnung der Arbeitnehmer in die vier Firmengrößenklassen hier mit Hilfe eines *Ordered Probit*-Modells geschätzt. Neben den Humankapitalvariablen, dem Geschlecht und der Branchenzugehörigkeit wird die Wahrscheinlichkeit, in einer Firma mit einer bestimmten Größe zu arbeiten, anhand einiger Variablen, die keinen direkten Einfluß auf die Lohnhöhe haben, bestimmt. Diese Variablen dienen zur Identifikation der Selektionsgleichung. Hierzu gehören der Familienstand, die Anzahl der Kinder und die Anzahl der Kinder unter 4 Jahren sowie das regionaleUmfeld (Bundesland und Gemeindegrößenklasse). Der Einfluß der Familienverhältnisse auf die Wahl der Unternehmensgröße könnte darin bestehen, daß die Existenz von Kindern ein höheres Sicherheitsbedürfnis erzeugt, das durch die Anstellung in einem Großunternehmen vermutlich eher befriedigt werden kann als in einem Kleinbetrieb. Zudem wurden mehrere Dummyvariablen, die einen Arbeitgeberwechsel innerhalb der letzten 6 Jahre anzeigen in die Maximum Likelihood Schätzung aufgenommen. Aufgrund der Umstrukturierung der ostdeutschen Unternehmenslandschaft besteht ein enger Zusammenhang zwischen einem kürzlich zurückliegenden Firmenwechsel und der Größe des Unternehmens, in dem die entsprechende Person derzeit angestellt ist. Im Zuge der Privatisierung der ehemaligen Staatsbetriebe wurden viele Mitarbeiter entlassen und die Kombinate wurden oftmals in kleinere Einheiten zerteilt und dann verkauft. Darüber hinaus fanden viele Neugründungen statt, so daß der Anteil der kleineren Unternehmen nach der Wende dramatisch gestiegen ist. Beschäftigte, die innerhalb der letzten 6 Jahre ihren Arbeitgeber gewechselt haben sind demnach vermutlich mit einer hohen Wahrscheinlichkeit in kleineren Firmen angestellt. Mit Hilfe dieser Variablen können die Koeffizienten in den Lohngleichungen identifiziert werden, da sie gemeinsam hoch signifikant sind.

Die Ergebnisse der *Ordered Probit*-Schätzung sind in Tabelle A2 im Anhang (Modell 1) dargestellt. Die multivariate Analyse bestätigt die Vermutung auf Basis der deskriptiven Statistiken, daß höher qualifizierte Beschäftigte mit einer höheren Wahrscheinlichkeit in größeren Unternehmen arbeiten. Da sich der Zusammenhang zwischen dem Bildungsniveau und der Wahl der Firmengrößenklasse zwischen Männern und Frauen etwas unterscheidet, wurde der Frauen-Dummy mit den Berufsbildungsvariablen interagiert. Demnach sind Frauen im Durchschnitt mit einer höheren Wahrscheinlichkeit in größeren Unternehmen angestellt als Männer mit einer Facharbeiterausbildung. Vergleicht man Männer und Frauen mit Hochschulabschluß, so lassen sich nur sehr geringfügige Unterschiede bezüglich der Wahl der Unternehmensgröße feststellen. Eine Ausnahme stellen jedoch die Frauen mit einer Meister- oder Fachschulausbildung dar. Diese weisen eine

deutlich geringere Wahrscheinlichkeit auf, in Großbetrieben zu arbeiten als alle anderen Personengruppen.

Wie aufgrund der Umstrukturierung in der ostdeutschen Unternehmenslandschaft zu erwarten, besteht eine enge Verbindung zwischen der Dauer der Betriebszugehörigkeit und der Firmengröße. Beschäftigte, die seit der Wende nicht ihren Arbeitgeber gewechselt haben, arbeiten mit einer höheren Wahrscheinlichkeit in größeren Firmen. Hat ein Arbeitnehmer erst ein oder zwei Jahre vor der Erhebung im Jahr 1995 die Firma gewechselt, ist er deutlich häufiger in Kleinbetrieben beschäftigt.[6] Die Höhe der potentiellen Berufserfahrung erhöht die Wahrscheinlichkeit, in einer großen Firma zu arbeiten. Dieses Ergebnis kann ebenfalls auf die beschriebenen Umstrukturierungen zurückgeführt werden, da die jüngeren Arbeitnehmer vermutlich bessere Chancen haben, eine neue Stelle in einem privatwirtschaftlichen jungen Unternehmen zu finden. Zudem ist ein Großteil der älteren Belegschaft nach der Schließung großer Unternehmen direkt in den vorzeitigen Ruhestand übergegangen.

Bezüglich des Einflusses von Kindern unter 4 Jahren bestätigen die Schätzergebnisse die Vermutung, daß Erwerbstätige mit kleinen Kindern eher in Großbetrieben angestellt sind. Die Bedeutung älterer Kinder hat keinen signifikanten Einfluß auf die Wahl der Firmengröße. Neben den Bundesländern hat auch die Gemeindegröße einen signifikanten Einfluß auf die Zuordnung zu den verschiedenen Firmengrößenklassen. Personen, die in Gemeinden mit weniger als 20.000 Einwohner wohnen arbeiten im Durchschnitt auch in kleineren Betrieben. Dieser Zusammenhang dürfte sowohl auf die Größenstruktur der Unternehmen in ländlichen Gebieten, als auch auf die Präferenzen der Individuen zurückzuführen sein. Zudem bestehen signifikante Unterschiede zwischen den Branchen.

4.2 Die Lohnfunktionen der vier Firmengrößenklassen

Ausgangspunkt der empirischen Lohnschätzung ist eine MINCER-Lohnfunktion, die um weitere wichtige Einflußfaktoren erweitert wird. Um die Einkommenseffekte des Steuer- und Sozialversicherungssystems, die nicht durch den Markt verursacht werden, auszuschalten, wird das monatliche Bruttoeinkommen als zu erklärende Variable verwendet. Das Humankapital wird mit Hilfe der Berufsausbildung und der potentiellen Berufserfahrung beschrieben. Da vermutet wird, daß die Lohnunterschiede zwischen Männern und Frauen unter anderem vom jeweiligen Qualifikationsniveau abhängen, gehen neben dem Frauen-Dummy auch Interaktionen zwischen dem Geschlecht und der Berufsausbildung in die Schätzung ein. Ferner wird die Schätzung durch die individuelle Arbeitszeit[7] und die Branche des Unternehmens, in welchem der oder die Beschäftigte arbeitet,

---

[6] In einer alternativen Spezifikation wurde anstatt der Dummyvariablen des Stellenwechsels die Dauer der Betriebszugehörigkeit (und dessen Quadrat) als erklärende Variable in die Schätzung aufgenommen werden (siehe Modell 2 in Tabelle A2 im Anhang). Die Ergebnisse dieser beiden Probit-Schätzungen unterscheiden sich jedoch kaum. Allerdings beeinflußt die Wahl der Spezifikation der Selektionsgleichung die Schätzergebnisse der zweiten Stufe derart, daß die Standardfehler der Koeffizienten der inversen Mills-Ratio größer sind.

[7] Dabei muß allerdings beachtet werden, daß die Arbeitszeit in der Regel nicht exogen ist, so daß sie nicht ohne weiteres als erklärende Variable verwendet werden kann. Daher wurde eine alternative Lohnfunktion geschätzt, in der die Arbeitszeit instrumentiert wurde. Da sich die geschätzten Koeffizienten der Lohnfunktion kaum unterscheiden wird im folgenden unterstellt, daß die Arbeitszeit keine Entscheidungsvariable für die Erwerbspersonen in den neuen Bundesländern darstellt. Alternativ wurden Lohnfunktionen auf Basis der logarithmierten Stundenlöhne geschätzt. Die Schätzergebnisse sind im wesentlichen sehr ähnlich. Interessant ist jedoch, daß die im folgenden

erweitert. Eindeutig signifikante Lohnunterschiede zwischen den ostdeutschen Bundesländern, die beispielsweise durch Nachfrage- oder Produktivitätsunterschiede verursacht sein können, wurden nicht festgestellt.[8] Somit gehen die Dummyvariablen für die Bundesländer nicht in die Lohngleichung ein. Die Selektion der Mitarbeiter in die verschiedenen Firmengrößenklassen wird mit Hilfe der sogenannten inversen Mills-Ratio berücksichtigt. Die Selektion bzgl. der allgemeinen Partizipation am Arbeitsmarkt wurde hier der Einfachheit halber nicht beachtet.[9]

A priori ist zunächst nicht auszuschließen, daß die Anzahl der Kinder oder ein zurückliegender Arbeitgeberwechsel auch einen direkten Einfluß auf den Lohnsatz haben. Warum diese Variablen in dieser Analyse dennoch nur in die Selektionsgleichung und nicht in die Lohngleichung gehören, wird im folgenden kurz erläutert.

Da sich Erwerbsunterbrechungen (z. B. nach der Geburt eines Kindes, Arbeitslosigkeit) negativ auf das Einkommen auswirken können (vgl. hierzu PFEIFFER/BLECHINGER, 1995, S. 128 ff), liegt zunächst die Vermutung nahe, daß die Anzahl der Kinder, insbesondere bei den Frauen, auch einen Einfluß auf den Stundenlohn hat. Die ostdeutschen Frauen haben allerdings sehr selten nach der Geburt eines Kindes ihre Arbeit für längere Zeit unterbrochen. Auch in den Jahren nach der Wende zeigt sich, daß die Dauer der Erwerbsunterbrechungen im Rahmen des Erziehungsurlaubs in den neuen Bundesländern deutlich geringer war als in Westdeutschland (ENGELBRECH, 1997). Zudem ändern die Frauen relativ selten nach der Geburt eines Kindes das in Stunden gemessene Arbeitsangebot (22 Prozent), bei den Männern fällt dieser Anteil noch geringer aus (10 Prozent). In Westdeutschland liegt der Anteil der Frauen, die ihre Arbeitszeit aufgrund der Kinderbetreuung geändert haben bei 44 Prozent (SCHILLING/BAUER/GROß, 1996). Demnach erscheint es plausibel, daß die Anzahl der Kinder, auch bei den ostdeutschen Frauen, keinen bedeutenden Einfluß auf das Bruttoeinkommen hat und somit nicht in der Lohngleichung berücksichtigt wird.

Ferner kann nicht ohne weiteres ausgeschlossen werden, daß ein zurückliegender Firmenwechsel, und somit eine relativ kurze Dauer der Betriebszugehörigkeit einen direkten Einfluß auf das Lohnniveau hat. Bisherige Studien für Westdeutschland und andere Industrienationen zeigen vielmehr, daß die Dauer der Betriebszugehörigkeit einen signifikanten Einfluß auf das individuelle Lohnniveau hat (LICHT/STEINER, 1991; ALTONJI/SHAKOTKO, 1987; BRONARS/FAMULARI, 1997). In den neuen Bundesländern konnte dieser Effekte auf Basis des SOEP jedoch nicht festgestellt werden.

Ob die Variablen zur Beschreibung der Familienverhältnisse und die Dauer der bisherigen betrieblichen Mobilität aus der Lohngleichung ausgeschlossen werden können, wird mit Hilfe eines Lagrange-Multiplier Test überprüft (MAIN/REILLY, 1993). Hierzu werden die Residuen der einzelnen Lohngleichungen auf die erklärenden Variablen dieser Schätzung und die identifizierenden Variablen in der Selektionsgleichung regressiert. Die Teststatistiken schwanken je nach Firmengrößenklasse zwischen 19,8 und 24,9. Der kritische Wert des $\chi^2_{(18)}$-Tests auf einem Signifikanzniveau von 5 Prozent beträgt 28,87. Nur in der Firmengrößenklasse 20 bis 199 Beschäftigte beträgt

---

beschriebene Selektivitätsverzerrung aufgrund der individuellen Wahl der Firmengröße noch gravierender ist und zudem statistischen signifikant ist.

[8] Nur in der Firmengrößenklasse 20 bis 199 Mitarbeiter waren die Bundesländer-Dummies gemeinsam signifikant.

[9] STEINER/WAGNER (1997) untersuchen den Einfluß der Selektivität in mehreren Lohnschätzungen für die Jahre 1990 bis 1995 mit Hilfe des zweistufigen Schätzverfahrens von Heckman (1979). Dabei zeigt sich, daß die Schätzergebnisse durch die Berücksichtigung möglicher Selektionsverzerrung nahezu nicht beeinflußt werden, auch wenn der Korrekturterm signifikant ist.

die Teststatistik 39,8 , was vermutlich auf die in der entsprechenden Lohngleichung signifikanten Bundesländer-Dummies zurückzuführen ist. Demnach kann die Nullhypothese, daß die identifizierenden Variablen aus der Lohngleichung ausgeschlossen werden können, mit Ausnahme einer Firmengrößenklasse nicht abgelehnt werden.[10]

Tabelle A3 im Anhang enthält die Ergebnisse der separaten Lohnschätzungen für die verschiedenen Firmengrößenklassen gemäß Gleichung 6. Da die Lohnfunktionen mit Hilfe einer semilogarithmischen Spezifikation geschätzt sind, können die Koeffizienten der Dummyvariablen approximativ als prozentuale Lohndifferenzen gegenüber der jeweiligen Referenzgruppe interpretiert werden. Die Arbeitszeit geht in logarithmierter Form in die Lohnfunktion ein. Dies bedeutet, daß der Koeffizient als Elastizität der Löhne bezüglich der Arbeitsstunden zu interpretieren ist und deshalb bei eins liegen sollte, sofern keine Restriktionen bezüglich der Anpassung der Arbeitszeit und keine Lohnzuschläge für Überstunden gezahlt werden. Elastizitäten unter eins, wie sie in Unternehmen bis 2000 Beschäftigten zu beobachten sind, können beispielsweise darauf hinweisen, daß die Überstunden nicht zusätzlich entlohnt oder über Zeitausgleich in späteren Perioden ausgeglichen werden.

Der Lohneffekt der Wahl einer bestimmten Firmengröße ergibt sich als Produkt aus dem inversen Mills-Ratio λ_j und dessen Koeffizienten ρ_j. Da das Vorzeichen der inversen Mills-Ratio nur für die unterste und die oberste Größenklasse eindeutig bestimmt ist (vgl. Gleichung (7a) und (7c)), kann die Richtung und die Höhe der Selektionsverzerrung nur anhand der Korrelationskoeffizienten ρ_j in diesen beiden Lohnschätzungen bestimmt werden. Positive Koeffizienten der inversen Mills-Ratio in der Firmengrößenklasse unter 20 Mitarbeiter und der nach oben offenen Größenklasse deuten auf eine negative Selektion in der untersten Firmengrößenklasse und eine positive Auswahl der Beschäftigten in Großunternehmen hin. Demnach wären die produktiveren Arbeitskräfte eher in Großunternehmen anzutreffen. Die geschätzten Koeffizienten der inversen Mills-Ratio sind jedoch in allen vier Lohnschätzungen negativ. Tendenziell weisen die Ergebnisse somit auf eine negative Selektion in der oberen Firmengrößenklasse und eine positive Auswahl der Mitarbeiter in den Kleinbetrieben hin. Dies impliziert ferner, daß bei einer zufälligen Zuordnung der Individuen auf die vier Firmengrößenklassen der Erwartungswert der Einkommen in den Kleinbetrieben noch geringer und in den Betrieben ab 2000 Beschäftigte noch höher wäre, d.h. die Lohndifferentiale wären noch größer. Die Richtung des festgestellten Bias erscheint angesichts der starken Unternehmensdynamik kleiner junger Unternehmen in den neuen Bundesländern jedoch sehr plausibel. Allerdings hat der Selektionskorrekturterm bzgl. der Wahl einer bestimmten Firmengrößenklasse in der Lohnschätzung der oberen und unteren Firmengrößenklasse keinen eindeutig signifikanten Effekt. SCHMIDT (1995) kann einen entsprechenden Selektionseffekt auch in den alten Bundesländern feststellen, wobei dieser ebenfalls nicht statisch gesichert ist. Die Hypothese, daß die ostdeutschen Firmengrößendifferentiale durch die Selektivität der produktiveren Mitarbeiter in großen Unternehmen überschätzt werden, kann dennoch verworfen werden.

Eine weitere Ursache dafür, daß die Firmengrößen-Lohndifferentiale auf Basis der Firmengrößen-Dummies in den herkömmlichen Lohnschätzungen eventuell verzerrt geschätzt sind, basiert auf der Vermutung, daß die Entlohnung der individuellen Merkmale mit der Betriebsgröße variiert.

---

[10] Aus technischen Gründen wurden die Bundesländer-Dummies jedoch aus allen Lohngleichungen ausgeschlossen.

Die Ergebnisse in Tabelle A3 zeigen jedoch, daß sich die Koeffizienten sehr wohl zwischen den einzelnen Schätzungen unterscheiden. Auch der Chow-Test bestätigt, daß sich die geschätzten Parameter der individuellen Merkmale signifikant zwischen den Firmengrößenklassen unterscheiden.[11] Diese Unterschiede können beispielsweise dadurch entstehen, daß bestimmte Humankapitalausstattungen komplementär zu den in den verschiedenen Firmengrößenklassen eingesetzten Produktionsverfahren sind (SCHMIDT, 1995, S. 224). So wird vermutet, daß die Struktur der Arbeitsprozesse und die verwendete Technologie in großen Unternehmen komplexer sind und daher höhere Anforderungen an die Mitarbeiter stellen. Die qualifizierten Mitarbeiter in großen Unternehmen sind daher vergleichsweise produktiver. Demnach wäre in Großbetrieben eine höhere Entlohnung der oberen Bildungsabschlüsse zu erwarten.

Das monatliche Bruttoeinkommen der männlichen Beschäftigten ohne Berufsausbildung unterscheidet sich erstaunlicherweise nicht signifikant von jenem der männlichen Facharbeiter. Meister und Absolventen von Ingenieur- oder Fachschulen weisen abgesehen von der kleinsten und größten Firmengrößenklasse positive Lohndifferentiale auf. In den ostdeutschen Kleinbetrieben mit weniger als 20 Mitarbeitern werden nur die Hochschulabsolventen besser entlohnt als die restlichen Qualifikationsniveaus. Auffallend ist jedoch, daß in den ostdeutschen Großunternehmen mit mehr als 2000 Mitarbeitern keine signifikanten Lohndifferentiale zwischen den verschiedenen Qualifikationsgruppen, den Geschlechtern und den Branchen zu beobachten sind. Bedenkt man jedoch, daß es sich bei den Großbetrieben vermutlich großteils um Treuhandunternehmen handelt, die noch nicht privatisiert wurden und daher weniger marktorientiert agieren, erscheint es plausibel, daß hier eine geringere Lohndifferenzierung existiert.

Abgesehen von den Großbetrieben können sehr wohl geschlechtsspezifische Lohnunterschiede festgestellt werden. Die Höhe dieser Differentiale sinken mit zunehmender Firmengröße. Deutlich wird zunächst, daß das geschlechtsspezifische Lohndifferential auf dem Niveau der Facharbeiter mit der Betriebsgröße abnimmt. In den Unternehmen mit weniger als 2000 Mitarbeiter verdienen Frauen ohne Berufsausbildung oder mit einer Facharbeiterausbildung weniger als Männer mit einer vergleichbaren Ausbildung.[12] Nur in sehr kleinen Unternehmen (< 20 Mitarbeiter) bestehen unter sonst gleichen Rahmenbedingungen im Durchschnitt keine signifikanten Lohnunterschiede zwischen Frauen mit einem Meister- oder Fachschulabschluß und den männlichen Facharbeitern oder Meistern dieser Betriebe. Sofern diese Frauen jedoch in größeren Unternehmen arbeiten, werden sie im Vergleich zu ihren männlichen Kollegen und auch den männlichen Facharbeitern hinsichtlich ihres Einkommens benachteiligt. Auffallend ist ferner, daß selbst Frauen mit einem abgeschlossenem Hochschulstudium im Durchschnitt weniger verdienen als männliche Facharbeiter. Dies könnte darauf zurückgeführt werden, daß der Anteil der hochqualifizierten

---

[11] Hierzu wurde eine Lohngleichung ohne Firmengrößendummies für das gesamte Sample und getrennt nach den vier Firmengrößenklassen geschätzt (nicht selektionskorrigiert). Unter der H_0-Hypothese, daß sich die Koeffizienten aller Ausstattungsvariablen nicht zwischen den Firmengrößenklassen unterscheiden, ist der kritische Wert des Chow-Tests ca. 1,35. Die Teststatistik beträgt 3,3 so daß die H_0-Hypothese auf einem Signifikanzniveau von 5% verworfen werden kann. Daraus folgt, daß sich die Entlohnung der verschiedenen Ausstattungsmerkmale signifikant zwischen den Firmengrößenklassen unterscheidet.

[12] Bei der Interpretation der Interaktionsterme (Frau * Berufsausbildung) muß beachtet werden, daß sie immer gemeinsam mit dem Frauendummy interpretiert werden müssen.

Frauen, die keine ausbildungsadäquate Stelle haben, vergleichsweise hoch ist (BÜCHEL/WEIßHUHN, 1997)[13].

Im Gegensatz zu der formalen Berufsausbildung hat die potentielle Berufserfahrung keinen positiven Effekte auf das Lohnniveau. Dies bestätigen die bisherigen Ergebnisse für Ostdeutschland, wobei STEINER ET AL. (1998) zumindest für einzelne Sektoren und Personengruppen ein positives Lohn-/Berufserfahrungsprofil feststellen konnten. Bei Männern, die außerhalb des öffentlichen Dienstleistungssektors beschäftigt und keine Meister, Ingenieure oder Fachschulabsolventen sind, konnte jedoch kein signifikanter Zusammenhang zwischen der Berufserfahrung und dem Lohn festgestellt werden. Bei den Frauen ergibt sich nur bei den Angestellten des öffentlichen Dienstleistungssektors ein steigendes Lohn-/Berufserfahrungsprofil. Die Branchenzugehörigkeit übt nur in Unternehmen mit weniger als 200 Mitarbeitern einen signifikanten Einfluß auf die Höhe des Bruttolohnes aus, sofern für die anderen relevanten und beobachtbaren Einflußfaktoren kontrolliert wird.

Insgesamt zeigen die Lohnschätzungen, daß der Anteil der mit Hilfe der berücksichtigten Variablen erklärten Varianz mit der Firmengröße zunimmt (vgl. korrigiertes R^2 in Tabelle A3 im Anhang). Dies könnte dahingehend interpretiert werden, daß die unbeobachteten Faktoren, wie beispielsweise Motivation, die Fähigkeit selbständig und effizient zu arbeiten aber auch die bereits abgeschlossene Weiterbildungsmaßnahmen, in großen Unternehmen eine geringere Rolle für die Entlohnung spielen.

Angesichts der Differenzen in der Entlohnung zwischen Unternehmen unterschiedlicher Größe und der Bedeutung der Selbstselektion für die Höhe der beobachteten Lohndifferentiale wird deutlich, daß die herkömmliche Analyse von Lohndifferentialen mit Hilfe von Firmengrößendummies keine adäquate Vorgehensweise darstellt, da die zugrunde liegenden Annahmen nicht erfüllt sind.

5 Dekomposition der Firmengrößen-Lohndifferentiale

Anhand der bisherigen Analysen haben wir Hinweise auf verschiedene Ursachen der Lohnunterschiede zwischen kleinen und großen Firmen festgestellt. Offen ist jedoch die Frage, welchen Beitrag die einzelnen Faktoren zu Erklärung der Firmengrößen-Lohndifferentiale in den neuen Bundesländern leisten. Abschließend werden wir daher die quantitative Bedeutung der einzelnen Einflußfaktoren abschätzen.

Ausgehend von den Ergebnissen aus Abschnitt 4 unterstellen wir, daß das durchschnittliche Firmengrößen-Lohndifferential in folgende drei Komponenten aufgeteilt werden kann: (1) Unterschiede in den individuellen Merkmalen, (2) Unterschiede in der Art der Entlohnung und (3) Selektion der Mitarbeiter in Unternehmen bestimmter Betriebsgrößen. Die Bedeutung dieser drei Faktoren wird im folgenden mit Hilfe einer Zerlegung nach COTTON (1988) quantifiziert.

---

[13] BÜCHEL und WEIßHUHN (1997) kommen auf Basis der Daten des Sozio-Ökonomischen Panels aus dem Jahr 1995 zu dem Ergebnis, daß in den neuen Bundesländern nur 64 Prozent der Frauen mit Ingenieur- bzw. Fachschul- oder Hochschulabschluß ausbildungsadäquat beschäftigt sind. Bei den Männer liegt der entsprechende Anteil bei knapp 80 Prozent.

Gegeben eine Person *i* arbeitet in der *j*-ten Firmengrößenklasse, dann ist ihre Lohnfunktion definiert als

(6') $W_{ij} = \alpha_j + X_{ij}\beta_j + \rho_j \sigma_j \lambda_{ij} + \upsilon_{ij}$ **;** wobei j = 0, 1, 2, 3.

Die Variablen und die Parameter der Lohngleichungen sind analog zu Gleichung (6) definiert. Die Differenz zwischen dem Lohn in Firmengrößenklasse j = 0 und j = 3 kann folgendermaßen zerlegt werden:

(8)
$$\log(\overline{W}_3) - \log(\overline{W}_0) = (\alpha_3 - \alpha_0)' + 0{,}5(\beta_3 + \beta_0)'(\overline{X}_3 - \overline{X}_0) + 0{,}5(\beta_3 - \beta_0)'(\overline{X}_3 + \overline{X}_0) + (\rho_3\sigma_3\overline{\lambda}_3 - \rho_0\sigma_0\overline{\lambda}_0)$$

wobei die Löhne W_j, die Vektoren der exogenen Variablen X_j und λ_j die Stichprobenmittelwerte der jeweiligen Firmengrößenklasse darstellen. Der erste Term auf der rechten Seite entspricht der Lohndifferenz, die aus dem Unterschied der Konstanten resultiert (K), der zweite Term resultiert aus den Ausstattungsunterschieden (A) und der dritte Term stellt die Differenz aufgrund der Unterschiede in der Entlohnung der individuellen Merkmale sowie der Unterschiede hinsichtlich einiger unbeobachteten lohnbestimmenden Merkmalen dar (E). Die gesamten Unterschiede in der Entlohnung setzen sich demnach aus den Komponenten (K) und (E) zusammen und werden auch oft als „unerklärte" Lohndifferentiale bezeichnet. Der Term in der zweiten Zeile mißt die Lohnunterschiede, die auf die Selektion der Mitarbeiter zurückzuführen sind (S). Das gesamte Lohndifferential wird im folgenden als T bezeichnet.

Gemäß Gleichung (8) werden die Unterschiede in den Koeffizienten zwischen den verschiedenen Größenklassen mit den ungewichteten Mittelwerten der individuellen Merkmale der Personen in den beiden Unternehmensgrößenklassen (hier $j = 0$ und $j = 3$) bewertet (COTTON, 1988). Alternativ könnten die Unterschiede in der Entlohnung auch mit gewichteten Durchschnittswerten (REIMERS, 1983) oder einfach den Mittelwerten aller Beschäftigten in großen ($j = 3$) oder kleinen Unternehmen ($j = 0$) bewertet werden (BLINDER, 1973 und OAXACA, 1973). Gleiches gilt für die Bewertung der Unterschiede in den persönlichen Ausstattungsmerkmalen. Für die Wahl einer der alternativen Bewertungsmöglichkeiten gibt es nur selten plausible ökonomische Gründe. Wir beschränken uns hier daher auf die in Gleichung (8) gewählte Bewertung. Da sich allerdings die Merkmale der Beschäftigten nicht dramatisch zwischen den verschiedenen Firmengrößenklassen unterscheiden, weichen die Ergebnisse auf Basis der alternativen Bewertungsmöglichkeiten kaum voneinander ab.[14]

Tabelle 1 enthält das Ergebnis der Zerlegung des Firmengrößen-Lohndifferentials der ostdeutschen Männer und Frauen. Die Werte der einzelnen Komponenten können als prozentuale Lohndifferentiale gegenüber der kleinsten Firmengröße (1-19 Mitarbeiter) interpretiert werden. Dabei zeigt sich, daß Unterschiede in den Eigenschaften (A) der Beschäftigten in kleinen und großen Unternehmen (z. B. Humankapital, Branchenzugehörigkeit) nur in sehr geringem Maße zur Erklärung der Lohndifferentiale beitragen. Die Merkmale der Beschäftigten in den Unternehmen über 2000 Mitarbeitern würden allein betrachtet sogar einen etwas geringeren Bruttomonatslohn als in den Kleinbetrieben bewirken. Dieser Effekt ist allerdings sehr gering. Sehr bedeutend sind jedoch der Anteil

[14] Die Ergebnisse alternativer Bewertungsmethoden sind auf Anfrage verfügbar.

der unerklärten Lohndifferentiale, d.h. die Unterschiede in der Entlohnung (*K* und *E)*. Bei gleichen Merkmalsausprägungen liegt der Bruttolohn aufgrund von unbeobachteten produktivitätsrelevanten Merkmalen der Beschäftigten und der unterschiedlichen Entlohnung in Großbetrieben mit über 2000 Beschäftigten etwa 90 Prozent über dem entsprechenden Bruttolohn in Unternehmen unter 20 Mitarbeitern. Dabei zeigt sich, daß die Lohndifferentiale auf Basis dieser beiden Faktoren, die statistisch jedoch nicht voneinander getrennt werden können, kontinuierlich mit der Betriebsgröße steigen. Interessant ist allerdings, daß diese Unterschiede weniger durch eine höhere Entlohnung der individuellen Merkmale, als vielmehr durch Unterschiede in der Konstanten, die als fixe Lohnaufschläge interpretiert werden können, verursacht werden. Die Entlohnung des Humankapitals, der Berufserfahrung und die regional- und branchenspezifische Entlohnung würden für sich betrachtet sogar negative Lohndifferentiale zwischen den Großunternehmen und den Kleinbetrieben mit weniger als 20 Beschäftigten induzieren. Dies weist darauf hin, daß Arbeitnehmer in Großunternehmen unabhängig von ihrem Qualifikationsniveau, der Berufserfahrung und der Branchenzugehörigkeit im Durchschnitt besser entlohnt werden.

Tabelle 1: Zerlegung des Lohndifferentials

	Lohndifferentiale aufgrund von Unterschieden in der . . .						
	(A) [a] Ausstattung	(K) [b] Konstante	(E) [c] Entlohnung d. Merkmale	(K) + (E) gesamte Entlohnung	(S) [d] Selektion	(T) [e] Total	(T) ohne (S) Netto
j = 1	0,044	0,261	0,078	0,339	-0,194	0,189	0,382
j = 2	-0,005	0,471	0,096	0,567	-0,272	0,291	0,562
j = 3	-0,043	1,197	-0,287	0,910	-0,544	0,323	0,867

Anmerkung: [a] $0{,}5(\beta_j + \beta_0)'(\overline{X}_j - \overline{X}_0)$; [b] Diese Komponente enthält sowohl die Unterschiede in der Konstanten als auch des Koeffizienten der Arbeitszeit, da diese kaum zwischen den Individuen schwankt. Demnach sollten die beiden Koeffizienten nur gemeinsam interpretiert werden. [c] $0{,}5(\beta_j - \beta_0)'(\overline{X}_j + \overline{X}_0)$ ohne Konstante und Arbeitszeit; [d] $(\rho_j \sigma_j \overline{\lambda}_j - \rho_0 \sigma_0 \overline{\lambda}_0)$; [e] $(A+K+E+S)j - (A+K+E+S)_0$.

Anhand der Dekomposition des Firmengrößen-Lohndifferentials wird nochmals sehr deutlich, daß die Zuordnung der Mitarbeiter in die vier Firmengrößenklassen die beobachteten Lohnunterschiede reduziert. Unter der Annahme, daß es keine Unterschiede bei der Entlohnung und den individuellen Merkmalen gäbe, würde die Selektion der Beschäftigten zu einer geringeren Entlohnung in Großunternehmen führen. Dies bedeutet ferner, daß die positiven Lohndifferentiale zwischen großen und kleinen Unternehmen noch viel größer ausfallen würden, wenn sich nicht die produktiveren Arbeitnehmer eher in kleinere, und somit auch jüngere Unternehmen selektieren würden (vgl. Spalte (T) ohne (S)). Ohne den beschriebenen Selektionsprozeß läge der Bruttolohn in Unternehmen mit über 2000 Mitarbeiter über 85 Prozent und jener in Unternehmen mit 200 bis 1999 Beschäftigten etwa 56 Prozent über dem in Kleinunternehmen mit weniger als 20 Angestellte. Durch die Selektion reduzieren sich die Lohndifferentiale auf 32 Prozent bei Großunternehmen und 29 Prozent bei Betrieben mit einer Belegschaft von 200 bis 1999 Personen. Diese Unterschiede liegen etwas unter den geschätzten Firmengrößen-Lohndifferentialen auf Basis von Lohnschätzungen, bei denen die Firmengröße als erklärende Variable eingeht (STEINER ET AL., 1998). Dies könnte darauf zurückgeführt werden, daß die Koeffizienten der Firmengrößendummies aufgrund der strukturellen Unterschiede hinsichtlich der Entlohnung zwischen den Firmengrößenklassen verzerrt geschätzt werden.

Die Ergebnisse der Analysen zeigen, daß die Verzerrungen aufgrund der Selektivität der Firmengrößenklasse sehr beträchtlich sind. Vergleicht man diesen Befund jedoch mit den bisherigen Resultaten in der Literatur (vgl. beispielsweise IDSON/FEASTER, 1990 und SCHMIDT, 1995), so stellt man fest, daß der hier geschätzte Einfluß der Selektivität nicht auffallend hoch ist. Beide Studien zeigen, daß die Firmengrößen-Lohndifferentiale bei einer zufälligen Zuordnung der Mitarbeiter teilweise erheblich höher wären.

6 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Mittlerweile unbestritten ist die Erkenntnis, daß große Firmen ihren Mitarbeitern höhere Löhne zahlen als kleine Unternehmen. Diese Lohndifferentiale können auch in den neuen Bundesländern festgestellt werden. Zudem zeigt sich, daß die Lohnunterschiede zwischen großen und kleinen Betrieben in den Jahren nach der Wende zugenommen haben.

Eine bisher selten überprüfte Hypothese zur Erklärung dieser Lohnunterschiede ist, daß die mit Hilfe von Firmengrößen-Dummies geschätzten Lohndifferentiale verzerrt geschätzt sind. Zum einen wird bei dieser Methode nicht berücksichtigt, daß die beobachteten Betriebsgrößen-Lohndifferentiale durch die Wahl der Arbeitnehmer in die verschiedenen Firmengrößenklassen beeinflußt sein können. Sofern sich die Erwerbstätigen nicht zufällig auf die Unternehmen unterschiedlicher Größe verteilen, sondern die Wahl der Firmengröße durch unbeobachtete Faktoren bestimmt wird, die auch den Lohnsatz beeinflussen, muß die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Firmengröße explizit in den Lohnschätzungen berücksichtigt werden. Zum anderen wird bei dem herkömmlichen Verfahren implizit unterstellt, daß die Entlohnung der einzelnen Ausstattungsmerkmale (z.B. des Humankapitals) nicht mit der Firmengröße variiert. Diese beiden Hypothesen wurden meines Wissens noch nicht für die neuen Bundesländer überprüft.

In dieser Studie wird daher untersucht, ob die beobachteten Lohndifferentiale von ostdeutschen Männern und Frauen durch die Selbstselektion der Beschäftigten beeinflußt sind und ob zwischen den Firmengrößenklassen signifikante Unterschiede in der Art der Entlohnung existieren. Die Ergebnisse der selektionskorrigierten Lohnschätzungen weisen darauf hin, daß Arbeitskräfte mit einer höheren Produktivität eher in kleineren Betrieben arbeiten. Dies bedeutet, daß die positiven Lohndifferentiale zwischen großen und kleinen Unternehmen noch größer ausfallen würden, wenn sich die Arbeitnehmer zufällig auf die Firmengrößenklassen verteilen würden. Ferner unterscheiden sich die geschätzten Parameter der Lohnfunktionen signifikant zwischen den separaten Schätzungen. Lohndifferentiale, die auf Basis von Firmengrößen-Dummies geschätzt werden, sind somit verzerrt.

Aufbauend auf den für die einzelnen Firmenkategorien getrennt geschätzten Lohngleichungen wird mit Hilfe einer modifizierten Oaxaca-Zerlegung untersucht, welchen quantitativen Beitrag die Selektion, die Unterschiede in den Merkmalen der Beschäftigten und die Entlohnungsunterschiede zur Erklärung der beobachteten Lohndifferentiale leisten. Dabei zeigt sich, daß Unterschiede in den Eigenschaften der Beschäftigten in kleinen und großen Unternehmen nur in sehr geringem Maße zur Erklärung der Lohndifferentiale beitragen. Sehr bedeutend sind jedoch die Unterschiede in der Entlohnung. Aufgrund der höheren Entlohnung liegt der Bruttolohn in den Großbetrieben mit über 2000 Beschäftigten ceteris paribus fast 82 Prozent über dem entsprechenden Bruttolohn in Unternehmen unter 20 Mitarbeitern. Anhand der Dekomposition des Firmengrößen-Lohndifferentials wird nochmals sehr deutlich, daß die Zuordnung der Mitarbeiter in die vier Firmengrößenklassen die beobachteten Lohnunterschiede reduziert. Unter der Annahme, daß es keine Unter-

schiede bei der Entlohnung und den individuellen Merkmalen gäbe, würde die Selbstselektion der Beschäftigten zu einer geringeren Entlohnung in ostdeutschen Großunternehmen führen.

Literaturverzeichnis:

ALTONJI, J. G. und R. A. SHAKOTKO (1987): Do Wages Rise with Job Seniority? *Review of Economic Studies*, Vol. 54, S. 437-459.

BLINDER, A. (1973): Wage Discrimination - Reduced Form ans Structural Estimates, *Journal of Human Resources*, Vol. 8, S. 136-155.

BRONARS, S. G. und M. FAMULARI (1997): Wage, Tenure, and Wage Growth Variation Within and Across Establishments, *Journal of Labour Economics*, Vol. 15, No. 2, S. 285-317.

BROWN, C. UND J. MEDOFF (1989): The Employer Size-Wage Effect, *NBER Working Paper, No. 2870*, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

BRUNELLO, G. und A. COLUSSI (1998): The employer size - wage effect: evidence from Italy, *Labour Economics*, No. 5, S. 217-220.

BÜCHEL, F. und G. WEIßHUHN (1997): Ausbildungsinadäquate Beschäftigung der Absolventen des Bildungssystems. Fortsetzung der Berichterstattung zu Struktur und Entwicklung unterwertiger Beschäftigung in West- und Ostdeutschland, *Diskussionspapier 1997/03*, Technische Universität Berlin.

COTTON, J (1998): On the Decomposition of Wage Differentials, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, S. 236-43.

ENGELBRECH, G. (1997): Erziehungsurlaub - und was dann? Die Situation von Frauen bei der Rückkehr auf den Arbeitsmarkt, ein Ost-West-Vergleich, *IAB-Kurzbericht, Nr. 8*, Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung, Nürnberg.

GERLACH, K. und O. HÜBLER (1995): Betriebsgröße und Einkommen - Erklärungen, Entwicklungstendenzen und Mobilitätseinflüsse, in: V. Steiner und L. Bellmann (Hrsg.): *Mikroökonomik des Arbeitmarktes*, Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung, Band 192, Nürnberg, S. 225-264.

GREEN, F.; MACHIN, S. und A. MANNING (1992): The employer size-wage effect: is monopsony the explanation? Mimeo, London School of Economics.

GREENE, W. H. (1993): *Econometric Analysis*, 2. Aufl., New York.

HECKMAN, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, Vol. 47, S. 153-162.

IDSON, L. TODD und D. J. FEASTER (1990): A Selectivity Model of Employer-Size Wage Differential*, Journal of Labour Economics*, Vol. 8, S. 99-122.

LANG, J. und N. JOHNSON (1994): Job Satisfaction and Firm Size: An Interactionist Perspective, *Journal of Socio-Economics*, Vol. 23, S. 405-423.

Lee, L. (1976): *Estimation of Limited Dependent Variable Models by Two-Stage Methods*, Ph.D. dissertation, University of Rochester.

LESTER, R. (1967): Pay Differentials by Establishment Size, *Industrial Relations*, Vol. 7, S. 57-67.

LICHT, G. und V. STEINER (1991): Stichprobenselektion, unbeobachtete Heterogenität und Humankapitaleffekte bei der Schätzung von Lohnfunktionen mit Paneldaten, in: U. Rendtel und G. Wagner (Hrsg.): *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*, Campus, S. 100-134.

MADDALA, G. S. (1983): *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, New York.

MAIN, BRIAN, G. M. und B. REILLY (1993): The Employer Size-Wage Gap: Evidence for Britain, *Economica*, Vol. 60, S. 125-142.

MINCER, J. (1979): Schooling, Experience and Earnings, *National Bureau of Economic Research*, New York.

OAXACA, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, Vol. 14, S. 693-789.

PFEIFFER, F. und D. BLECHINGER (1995): Verwertbarkeit der Berufsausbildung im technischen Wandel, in: W. Franz und V. Steiner (Hrsg.): *Der westdeutsche Arbeitsmarkt im strukturellen Anpassungsprozeß*, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Band 3, Baden-Baden, S. 105-140.

REBICK, M. (1993): The Persistence of firm-size wage differentials and labour market segmentation in Japan, *Journal of Japanese International Economics*, Vol. 7, S. 132-157.

REIMERS, C. (1983): Labour Market Discrimination against Hispanic and Black Men, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, S. 570-579.

SCHILLING, G., BAUER, F. und H. GROß (1996): Arbeitszeiten, Arbeitswünsche und Zeitverwendung in Deutschland, Ergebnisse der aktuellen Beschäftigtenbefragung in West- und Ostdeutschland, *WSI Mitteilungen,* Heft 7, S. 432-441.

SCHMIDT, ELKE MARIA (1995): *Betriebsgröße, Beschäftigtenentwicklung und Entlohnung. Eine Ökonometrische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland,* Campus, Frankfurt/Main.

STEINER, V. und P. PUHANI (1997): Economic Restructuring, the Value of Human Capital, and the Distribution of Hourly Wages in East Germany, 1990 to 1994, *DIW-Vierteljahresheft*, Nr.1, S. 197-204.

STEINER, V. und K. WAGNER (1997): East-West German Wage Convergence - How far have we got? *Discussion Paper No. 97-25*, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.

STEINER, V.; WOLF, E.; EGELN, J., ALMUS, M., SCHRUMPF, H. und P. FELDOTTO (1998): *Strukturanalyse der Arbeitsmarktentwicklung in den neuen Bundesländer*, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Bd. 30, Baden-Baden.

Anhang

Berechnung der Varianz-Kovarianz Matrix der Koeffizientenvektoren der Lohngleichungen

Um auf Basis der geschätzten Lohngleichungen $W_{ij} = \alpha_j + X_{ij}\beta_j + \rho_j\sigma_j\lambda_{ij} + \upsilon_{ij}$ Hypothesen testen zu können, muß die asymtotische Kovarianz Matrix von $[\beta_j, \rho_j\sigma_j]$ geschätzt werden. Hierbei treten zwei Komplikationen auf. Erstens ist der Fehlerterm υ_{ij} heteroskedastisch:

(9) $\mathrm{Var}[\upsilon_{ij}] = \sigma_u^2(1-\rho_j^2\delta_{ij})$**.**

Sofern λ_{ij} und δ_{ij} bekannt sind, kann die Varianz-Kovarianz Matrix des Koeffizientenvektors der Lohngleichung $\beta_j^* = (\beta_j, \rho_j\sigma_j)$ folgendermaßen berechnet werden:

(10) $\mathrm{Var}[\beta^*] = \sigma_u^2[\mathrm{X}_*'\mathrm{X}_*]^{-1}\left[\sum(1-\rho^2\delta_i)\mathrm{X}_*\mathrm{X}_*'\right][\mathrm{X}_*'\mathrm{X}_*]^{-1}$

Die zweite Komplikation besteht darin, daß die λ_{ij} in unserem Fall aus den *Ordered Probit*-Modell resultieren, d. h. sie wurden auf Basis der geschätzten γ berechnet, die für alle Individuen identisch sind. Die dadurch verursachte Varianz wurde in Gleichung (10) noch nicht berücksichtigt. Um diesen Effekt zu korrigieren, muß der Ausdruck in der inneren Klammer um Q erweitert werden:

(10') $\mathrm{Var}[\beta^*] = \sigma_u^2[\mathrm{X}_*'\mathrm{X}_*]^{-1}\left[\sum(1-\rho^2\delta_i)\mathrm{X}_*\mathrm{X}_*' + \mathrm{Q}\right][\mathrm{X}_*'\mathrm{X}_*]^{-1}$

wobei $\mathrm{Q} = \rho^2(\mathrm{X}_*'Z)\mathrm{V}(Z'\mathrm{X}_*)$ ist und V die asymptotische Varianz-Kovarianz Matrix des Koeffizientenvektors des *Ordered Probit*-Modell (einschließlich der geschätzten Schranken μ_j) darstellt.

Tabelle A1: Deskriptive Statistiken der Variablen in den Lohnschätzungen nach Firmengröße

	insgesamt[b]	1-19 Mitarbeiter[b]	20-199 Mitarbeiter[b]	200-1999 Mitarbeiter[b]	über 2000 Mitarbeiter[b]
log(Bruttolohn)[a]	7,93	7,77	7,96	8,06	8,09
log(Arbeitszeit)[a]	3,77	3,77	3,79	3,77	3,74
Mills-Ratio[a]	–	-1,01	0,07	0,67	1,54
Berufsausbildung[b]					
kein Abschluß	0,06	0,08	0,05	0,03	0,09
Facharbeiter	0,66	0,69	0,67	0,61	0,61
Meister, Ingenieur, Fachschule	0,21	0,18	0,22	0,25	0,20
Hochschulabschluß	0,07	0,04	0,06	0,11	0,10
Frauen	0,36	0,36	0,31	0,40	0,50
Berufserfahrung[a]	20,08	18,87	20,64	21,06	19,88
Dauer der Betriebszugehörigkeit[a]	7,73	4,34	7,92	11,30	10,71
Bundesland					
Mecklenburg-Vorpommern	0,09	0,06	0,13	0,07	0,13
Brandenburg	0,15	0,13	0,16	0,14	0,21
Sachsen-Anhalt	0,18	0,19	0,17	0,19	0,15
Thüringen	0,18	0,17	0,19	0,20	0,14
Ost-Berlin	0,07	0,05	0,05	0,11	0,09
Sachsen	0,33	0,40	0,31	0,30	0,28
Gemeinde unter 20.000 Einwohner	0,51	0,56	0,53	0,43	0,39
Wirtschaftszweig					
Land-/Forstwirtschaft, Fischerei	0,06	0,07	0,04	0,09	0,08
Energie, Wasser, Bergbau	0,05	0,04	0,08	0,02	0,03
Chemie, Kunststoff	0,04	0,01	0,02	0,07	0,16
Eisen-, Stahl- und Schwerindustrie	0,04	0,02	0,03	0,10	0,07
Maschinenbau	0,13	0,08	0,14	0,19	0,12
Elektro-, Feinmechanik	0,05	0,07	0,06	0,05	0,01
Holz, Papier, Druck	0,03	0,04	0,03	0,02	0,00
Bekleidung, Nahrung	0,04	0,02	0,06	0,04	0,01
Bau, Ton, Steine, Erde	0,24	0,28	0,29	0,11	0,11
Handel	0,16	0,21	0,11	0,14	0,20
Priv. DL, Banken, Versich.	0,11	0,12	0,07	0,15	0,18
Sonstige, fehlende Angaben	0,05	0,04	0,07	0,02	0,03
Anzahl der Beobachtungen	980	312	374	189	105

Anmerkungen: [a] Durchschnittswerte. [b] Anteil der Personen mit entsprechendem Merkmal an allen Beobachtungen. Die Anteile innerhalb den Kategorien Berufsausbildung, Bundesland und Wirtschaftszweig addieren sich zu 100 %.
Quelle: Sozio-Ökonomisches Panel, Welle 1995.

Tabelle A2: Ordered Probit-Schätzung für die Wahl der Firmengrößenklasse

	Modell 1		Modell 2	
abhängige Variable: Firmengrößenklasse	Koeffizienten	t-Wert	Koeffizienten	t-Wert
Schranke 1	-0,697	-2,94	0,054	0,24
Schranke 2	0,443	1,88	1,190	5,18
Schranke 3	1,270	5,33	2,014	8,63
Berufsausbildung (Facharbeiter)				
kein Abschluß	-0,132	-0,56	-0,183	-0,78
Meister-, Ingenieur-, Fachschulabschluß	0,179	1,57	0,155	1,37
Hochschulabschluß	0,366	2,22	0,379	2,31
Frauen	0,272	2,70	0,269	2,68
Frauen ohne Abschluß	0,199	0,63	0,267	0,84
Frauen mit Meister- oder FS.abschluß	-0,482	-2,55	-0,438	-2,32
Frauen mit Hochschulabschluß	0,233	0,74	0,156	0,50
Betriebszugehörigkeit (über 6 Jahre)				
Stellenwechsel im Jahr 1990	-0,328	-2,59	–	–
Stellenwechsel im Jahr 1991	-0,279	-2,31	–	–
Stellenwechsel im Jahr 1992	-0,542	-4,34	–	–
Stellenwechsel im Jahr 1993	-0,809	-6,36	–	–
Stellenwechsel im Jahr 1994	-0,766	-6,50	–	–
Stellenwechsel im Jahr 1995	-1,065	-5,19	–	–
Dauer der Betriebszugehörigkeit	–	–	0,069	4,80
(Dauer der Betriebszugehörigkeit)^2	–	–	-0,001	-2,53
Berufserfahrung	0,024	1,39	0,019	1,10
Berufserfahrung quadriert/100	-0,067	-1,73	-0,063	-1,60
Verheiratet	0,044	0,42	0,051	0,49
Anzahl der Kinder	-0,091	-1,80	-0,074	-1,48
Kinder unter 4 Jahren	0,366	2,31	0,370	2,34
Gemeinde unter 20.000 Einwohner	-0,178	-2,31	-0,179	-2,34
χ^2 -Test der Bundesländer	$\chi^2_{(5)} = 15{,}9$		$\chi^2_{(5)} = 14{,}7$	
χ^2 -Test der Branchen	$\chi^2_{(11)} = 60{,}4$		$\chi^2_{(11)} = 57{,}7$	
χ^2 -Test der Berufserfahrung	$\chi^2_{(2)} = 4{,}1$		$\chi^2_{(2)} = 5{,}3$	
χ^2 -Test auf alle erklärenden Variablen	$\chi^2_{(35)} = 211{,}8$		$\chi^2_{(31)} = 205{,}4$	
Pseudo R^2 (McFadden)	0,084		0,081	
Anzahl der Beobachtungen	980		980	

Anmerkungen: Bei Dummy-Variablen ist die Basiskategorie in Klammern angegeben. Die grau schattierten Koeffizienten und die χ^2 -Tests sind auf dem 5%-Niveau signifikant. Die Koeffizienten der Bundesländer- und Branchen-Dummies sind nicht einzeln ausgewiesen. Die Teststatistiken der χ^2 -Tests zeigen jedoch, daß die Region und die Branchenzugehörigkeit jeweils einen signifikanten Einfluß auf die Wahl der Firmengröße haben.
Quelle: Sozio-Ökonomisches Panel, Welle 1995.

Tabelle A3: Lohnfunktion für ostdeutsche Männer und Frauen getrennt nach Firmengröße (1995)

	1-19 Mitarbeiter		20-199 Mitarbeiter		200-1999 Mitarbeiter		über 2000 Mitarbeiter	
abhängige Variable: log (Bruttomonatslohn)	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Konstante	5,997	12,19	5,862	13,28	5,136	9,73	4,987	5,26
log (Arbeitszeit)	0,438	3,65	0,543	4,92	0,792	6,08	1,026	4,51
Berufsausbildung (Facharb.)								
kein Berufsabschluß	-0,113	-1,06	0,030	0,24	0,078	0,41	-0,345	-1,11
Meister, Ingenieur, Fachschule	0,041	0,57	0,148	2,59	0,285	3,92	0,205	1,60
Hochschulabschluß	0,432	3,32	0,325	3,96	0,450	4,68	0,077	0,39
Frauen	-0,338	-4,95	-0,287	-5,38	-0,161	-2,31	-0,002	-0,02
Frauen ohne Berufsabschluß	0,150	0,88	-0,090	-0,52	-0,209	-0,71	0,184	0,52
Frauen mit Meister oder FS	0,347	2,80	0,210	2,27	0,023	0,20	-0,351	-1,49
Frauen mit Hochschulabschluß	-0,037	-0,16	0,118	0,54	-0,110	-0,67	-0,032	-0,12
Berufserfahrung	-0,008	-0,90	0,006	0,71	0,004	0,40	-0,024	-1,33
Berufserfahrung ^{2} / 100	0,022	1,04	-0,020	-1,05	-0,009	-0,40	0,040	1,03
Wirtschaftszweig (Masch.bau)								
Land-/ Forstwirtschaft	0,149	1,09	-0,105	-0,97	-0,006	-0,03	-0,158	-0,57
Energie, Wasser, Bergbau	0,373	1,53	0,035	0,24	-0,094	-0,72	-0,070	-0,33
Chemie, Kunststoff	-0,290	-1,48	0,113	0,84	-0,198	-1,77	-0,099	-0,43
Eisen-, Stahl-, Schwerindustrie	0,002	0,02	-0,014	-0,14	-0,115	-1,23	-0,155	-0,86
Elektro, Feinmechanik	0,041	0,34	0,224	1,94	0,038	0,29	0,077	0,19
Holz, Papier, Druck	0,197	1,47	0,118	0,82	0,022	0,12	-	-
Bekleidung, Nahrung	-0,110	-0,62	-0,045	-0,39	-0,081	-0,58	0,372	0,82
Bau, Ton, Steine, Erden	0,209	2,23	0,111	1,17	0,054	0,50	-0,016	-0,09
Handel	-0,026	-0,27	-0,009	-0,09	-0,138	-1,34	-0,298	-1,65
Private DL, Banken, Versich.	-0,005	-0,05	0,042	0,37	-0,055	-0,54	-0,080	-0,44
Sonstige	0,052	0,38	-0,034	-0,31	0,137	0,77	-0,122	-0,44
Mills-Ratio	-0,185	-1,94	-0,115	-2,01	-0,128	-1,79	-0,233	-1,44
F-Test der Berufserfahrung	F(2,289) = 0,80		F(2,351) = 1,61		F(2,166) = 0,10		F(2,83) = 2,09	
F-Test der Branchen	F(11,289) = 2,54		F(11,351) = 2,13		F(11,166) = 1,16		F(10,83) = 1,09	
Korrigiertes R^2 [a)]	0,392		0,340		0,540		0,567	
Anzahl der Beobachtungen	312		374		189		105	

Anmerkungen: Die grau schattierten Koeffizienten und F-Statistiken sind auf dem 5%-Niveau signifikant. [a)] Das um die Freiheitsgrade korrigierte R^2 : $\bar{R}^2 = 1 - (T-1) * (1 - R^2) / (T-k)$, wobei T die Anzahl der Beobachtungen, k die Anzahl der erklärenden Variablen und R^2 den Anteil der erklärten Varianz darstellt.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des Sozio-Ökonomisches Panels, Welle 1995.