

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Knut Gerlach, Elke Maria Schmidt

Unternehmensgröße und Entlohnung

22. Jg./1989

3

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin,
Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de: (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de: (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de: Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Unternehmensgröße und Entlohnung

Knut Gerlach, Elke Maria Schmidt, Hannover)*

Der vorliegende Beitrag behandelt den für mehrere Länder festgestellten empirischen Befund, daß große Firmen im allgemeinen höhere Löhne zahlen als kleine Firmen. Nach einer Diskussion der verschiedenen theoretischen Versuche, diese empirische Tatsache zu erklären, werden die einzelnen theoretischen Argumente empirisch überprüft. Als Datengrundlage dienen die Individualdaten der ersten vier Wellen des Sozio-ökonomischen Panels. Methodisch werden Varianzanalysen, Korrelations- und Regressionsanalysen, einschließlich der Schätzung von Fixed-Effects und Random-Effects Modellen verwendet.

Die empirische Analyse zeigt, daß erhebliche positive Effekte der Firmengröße auf die Entlohnung erhalten bleiben, auch wenn kontrolliert wird für

- die Qualifikation der Arbeitnehmer
- die Unterschiede in den Arbeitsbedingungen
- die Betriebszugehörigkeitsdauer und Fluktuation
- die monetären Zusatzleistungen von Firmen
- die Heterogenität der Arbeitnehmer
- die Monopolmacht von Betrieben.

Der Beitrag schließt mit einigen Vorschlägen für die weitere Forschung auf diesem Gebiet.

Gliederung

1. Einleitung
2. Theoretische Erklärungen
3. Bisherige empirische Untersuchungen
4. Daten und Variablen
5. Empirische Ergebnisse
6. Fazit

1. Einleitung

Der positive Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und individuellen Löhnen ist das Thema dieses Beitrags. Empirische Befunde aus mehreren Ländern (BR Deutschland, USA, Großbritannien) zeigen deutlich, daß große Firmen erheblich höhere Löhne zahlen als kleine und daß dieses Lohndifferential in den letzten Jahren zugenommen hat (Schmidt/Zimmermann 1988, Brown/Medoff 1989, Blanchflower 1986). In der Untersuchung der Beschäftigungsentwicklung nach Betriebsgrößenklassen für den Zeitraum 1977 bis 1985 mit den Bestandsdaten der Beschäftigtenstatistik weist Cramer (1987, 26 f.) auch auf den Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Einkommen der Beschäftigten hin. Danach betragen die mittleren Einkommen pro Kalendertag der Jahre 1981 und 1985 in der höchsten Betriebsgrößenklasse (1000 und mehr Beschäftigte) fast das Zweifache der Einkommen in den untersten Klassen (mit 1 bzw. 2-9 Beschäftigten). Außer-

*) Dr. rer. pol. Knut Gerlach ist Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie am Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover. Diplom-Ökonomin Elke Maria Schmidt ist wissenschaftliche Mitarbeiterin an diesem Fachbereich. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

Dieser Beitrag ist Teil des Forschungsprojektes „Langfristige Beschäftigung“, das von der Deutschen Forschungsgemeinschaft gefördert wird. Die Autoren danken dem DIW (Berlin) und dem Sfb3 für die Daten der ersten Welle und die vorläufigen Daten der zweiten, dritten und vierten Welle des Sozio-ökonomischen Panels. D. Giesecke, O. Hübler, W. Lorenz und J. Wagner sind wir für wertvolle Hinweise und Kommentare dankbar.

dem haben die Einkommensunterschiede zwischen den Betriebsgrößenklassen zwischen 1981 und 1985 zugenommen. Von besonderer Bedeutung ist weiterhin der Hinweis des Autors, daß der positive Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Einkommen auch in fast allen Wirtschaftszweigen nachzuweisen ist.

Der Beitrag ist folgendermaßen gegliedert. Im zweiten Abschnitt werden die wichtigsten theoretischen Begründungen für das Betriebsgrößen-Lohndifferential diskutiert. Der dritte Abschnitt geht auf die wenigen deutschen empirischen Studien ein, die sich mit dieser Problemstellung beschäftigen. Anschließend werden die verwendeten Daten beschrieben. Der zentrale 5. Abschnitt dient der Darstellung und Kommentierung der empirischen Ergebnisse. In dem letzten Abschnitt wird ein kurzes Fazit gezogen und auf notwendige weitere Forschungsstrategien hingewiesen.

2. Theoretische Erklärungen

In der Literatur finden sich erstaunlich viele Erklärungen dafür, weshalb große Firmen höhere Löhne als kleine zahlen. Diese Argumente implizieren, daß die Firmengröße eine Proxyvariable für verschiedene kausale Verknüpfungen darstellt.

- Die am weitesten verbreitete Erklärung des Betriebsgrößen-Lohndifferentials betont, daß größere Firmen Arbeiter mit einer besseren Humankapitalausstattung beschäftigen und folglich unter Wettbewerbsbedingungen höhere Löhne zahlen müssen. Nun ist zunächst nicht einsichtig, weshalb größere Unternehmen für *alle* Tätigkeiten Arbeiter mit mehr Humankapital, die produktiver sind, einstellen, d. h. nach Qualifikationen segregieren sollten. Bei einer gewinnmaximierenden Entlohnung nach dem Grenzprodukt müßte eine Firma indifferent sein zwischen zwei gleich produktiven Arbeitern zu einem Lohnsatz und einem einzelnen Arbeiter, der für seine doppelte Produktivität den zweifachen Lohn erhält. Die Segregation nach Qualifikation wird dann damit begründet, daß häufig eine Komplementarität besteht zwischen der höheren Kapitalin-

tensität in größeren Firmen und der Qualifikation der Arbeiter. Eine weitere Begründung geht auf Oi (1983) zurück, der argumentiert, daß größere Firmen lieber weniger Arbeiter mit höheren als mehr mit geringeren Qualifikationen beschäftigen, um die Kontroll- und Anleitungskosten zu verringern und somit die Belegschaft kleiner halten. Dabei geht Oi davon aus, daß das Management in größeren Firmen über komparative Vorteile bei allen Entscheidungen verfügt, die nicht Kontroll- und Anleitungstätigkeiten betreffen.

- Die in größeren Unternehmen gezahlten höheren Löhne können zumindest partiell kompensierende Differentiale, die für weniger präferierte Arbeitsbedingungen entschädigen, darstellen. Die produktivitätssteigernde Wirkung einer weit vorangetriebenen Arbeitsteilung in Großunternehmen zerlegt z. B. häufig komplexe Arbeitsvorgänge in einfache Tätigkeiten, die auf geringes Interesse stoßen und durch höhere Löhne kompensiert werden müssen (Masters 1969, Mellow 1982). Für die Existenz betrieblicher, nicht individueller kompensierender Differentiale müssen dann die Arbeitsbedingungen für große Teile der Belegschaft vergleichbar sein. Für eine extreme Arbeitserlegung, ein hohes Entlassungsrisiko, geringe betriebliche Zusatzleistungen, rigide Arbeitsbedingungen sowie einen ungünstigen, schlecht erreichbaren Betriebsstandort könnte dies zutreffen.

- Die stärkere Arbeitsteilung in größeren Firmen, die häufig eine positive Wirkung auf die Gewinne hat, geht Hand in Hand mit wachsenden Kontroll- und Anleitungsaufgaben und mit einer zunehmenden Anzahl von Hierarchiestufen. Die Verantwortung von Vorgesetzten für Handlungen von nachgeordneten Arbeitern nimmt damit zu. Unabhängig von der Humankapitalausstattung der Vorgesetzten könnten gerade größere Firmen bereit sein, Lohnprämien für die Übernahme von Verantwortung zu zahlen, um die Qualität der Kontroll- und Anleitungstätigkeit zu verbessern und um mögliche Schäden aufgrund von nachlässigen oder nicht loyalen Handlungen zu vermeiden (de Gijssel 1983).

- Die Monopolmachtthese (ability to pay) betont, daß größere Firmen häufig Extragewinne erzielen und diese mit der Belegschaft teilen (Weiss 1966, Mellow 1982). Durch die Zahlung von Lohnprämien ließen sich Arbeitsmoral und Arbeitsproduktivität heben, das öffentliche Image verbessern sowie die Kündigungsrate verringern (Hübler 1984, 57). Hinzu kommt, daß die Beschäftigten in Großbetrieben im allgemeinen recht gut organisiert sind und deshalb eine Beteiligung an Extragewinnen leichter durchzusetzen ist. Aber auch in den Fällen, in denen die Belegschaft nicht gewerkschaftlich organisiert ist, werden ihnen bisweilen die Vorteile angeboten, die sie erzielen würden, wenn sie zu einer Gewerkschaft gehörten. Der Droheffekt einer potentiellen gewerkschaftlichen Organisation kann hierfür der Anlaß sein. Für die Durchsetzung von betrieblichen, im Gegensatz z. B. zu innerbetrieblich-beruflichen Lohndifferentialen müßte noch zusätzlich angenommen werden, daß die Arbeiter der verschiedenen Berufe einer Firma ihre Verhandlungsposition verbessern, wenn sie als eine die gesamte Belegschaft umfassende Gruppe agieren. Es bleibt aber immer noch erklärungsbedürftig, „... why competition for these choice jobs does not lead to a workforce which is overqualified but not overpaid“ (Brown/ Medoff 1989).

- In den letzten Jahren wurden die Wirkungen unvollkommener Informationen am Arbeitsmarkt auf das Unterneh-

mensgrößen-Lohndifferential in mehreren Beiträgen untersucht (Weiss/Landau 1984, Garen 1985, Strand 1987). Weiss/Landau diskutieren ein Modell, in dem gewinnmaximierende Firmen verschiedener Größenordnungen für alle Arbeiter eines Berufes je *einen* Lohnsatz und *einen* Einstellungsstandard festlegen. Die wesentliche Modellannahme besagt, daß mit zunehmender Unternehmensgröße das verfügbare Arbeitsangebot nicht proportional mit der Anzahl der zu besetzenden Arbeitsplätze wächst, mithin das Verhältnis Bewerberzahl zu offenen Stellen zurückgeht. Besonders sehr große Firmen bieten deshalb hohe Löhne an und sehen sich gezwungen, niedrigere Einstellungsstandards zu akzeptieren. Im Segment der großen Firmen sind folglich Löhne und Betriebsgröße positiv korreliert. Über alle Firmengrößen lassen sich aus dem Modell unterschiedliche Muster zwischen Größe und Lohndifferential gewinnen, z. B. ein monoton zunehmendes Muster und eines nach dem die Löhne mit Größe zunächst zurückgehen und dann wiederum ansteigen. Diese Muster hängen ab von Annahmen über den Reservationslohn und die Qualifikation der Arbeiter sowie die Verteilung der Qualifikation. In dem Modell von Strand (1987) verfügen die produktiveren Firmen im langfristigen Gleichgewicht über eine größere Belegschaft. Da sie bei Fluktuationen pro Periode mehr Arbeiter als kleinere Unternehmen einstellen müssen, um das langfristige Beschäftigungsgleichgewicht zu erhalten, liegen ihre Lohnzahlungen über denen ihrer kleineren Konkurrenten.

- Die zentrale Annahme des Modells von Garen (1985) nimmt den Grundgedanken der Theorie von Oi (1983) wieder auf, nämlich daß die Kontroll-, Leitungs- und Beurteilungskosten der Arbeiter positiv mit der Firmengröße korrelieren. Da die Genauigkeit, mit der sich Fähigkeiten der Arbeiter feststellen lassen, mit der Größe des Unternehmens abnimmt, verläßt man sich stärker auf Zertifikate wie Schulabschlüsse als Indikator von Fähigkeiten. Die modellimmanent begründeten Folgerungen für die betrieblichen Lohnpolitiken lassen sich folgendermaßen zusammenfassen: Schulische Ausbildungsgänge werden in größeren Firmen stärker und beobachtbare Fähigkeiten schwächer monetär entgolten als in kleineren konkurrierenden Unternehmen, das absolute Glied einer Lohnfunktion wächst mit der Firmengröße und Arbeiter mit unterschiedlichen Eigenschaften sortieren sich nach Betriebsgrößenklassen.

- Nach der Effizienzlohnhypothese existiert *cet. par.* ein kausaler Zusammenhang zwischen dem Lohnsatz und der Produktivität der Arbeiter (Yellen 1984, Stiglitz 1987, Gerlach/Hübler 1989). Einige Firmen können ihre Gewinne maximieren, wenn sie eine über dem Markträumungslohnsatz liegende Lohnprämie zahlen und die induzierten Produktivitätssteigerungen die Kosten der Lohnprämie kompensieren. Mehrere Ursachen solcher Produktivitätszunahmen sind modelliert worden: Fluktuationskosten (Salop 1979), Kontroll- oder Shirkingkosten (Shapiro/Stiglitz 1984) sowie soziologische Argumente wie Fairneß, Loyalität und Teamarbeit (Akerlof 1982). Die Effizienzlohnhypothese ließe dann positive Firmenlohndifferentiale erwarten, wenn die Produktivität der Arbeiter auf Lohnprämien stärker in größeren als in kleineren Firmen reagierte. Auch bei dieser Argumentation muß vorausgesetzt werden, daß die Heterogenität der Firmen die Effizienzlöhne für alle Berufe in einem Betrieb beeinflußt. Ob diese Annahme plausibel ist, hängt von der Version des Effizienzlohnmodells ab.

- Arbeiter mit gleichem oder sehr ähnlichem schulischen Hintergrund könnten in größeren Firmen höher entlohnt werden, da die Karriere- und Aufstiegswege länger sind. Karrieremuster sind von soziologischer Seite (Spilerman 1977) und auf eine indirektere Art mit den Konzepten Seniorität und Betriebszugehörigkeit (Tenure) auch von Ökonomen untersucht worden (Mincer 1974). Größere Unternehmen könnten eher als kleinere in der Lage sein, implizite oder explizite Beschäftigungsverträge mit während der Betriebszugehörigkeit deutlich wachsenden Lohnsätzen anzubieten, um die Fluktuation zu verringern und die Arbeitsleistung auf einem hohen Niveau zu stabilisieren.

- Schließlich hat die Literatur über betriebsinterne Arbeitsmärkte (Doeringer/Piore 1971) zwei weitere Begründungen für die positive Beziehung zwischen Betriebsgröße und Entlohnung herausgearbeitet. Wenn betriebsinterne Löhne ständig den externen Gleichgewichtslöhnen entsprechen sollen, dann bedingen Veränderungen des externen Arbeitsmarktes häufige Anpassungen der internen Lohnstruktur. Diese können gerade für große Firmen mit hohen Kosten verbunden sein, weil Verwaltungsaufgaben anfallen und die Arbeiter auf Veränderungen von Lohnabstufungen, an die sie sich gewöhnt haben, mit Produktivitätsverringern reagieren. Eine Zahlung von Lohnprämien schirmt Firmen gegen Arbeitsmarktflyktuationen ab und verringert so Anpassungskosten. In großen Unternehmungen mit mehreren Betriebsstätten werden häufig Beförderungen und Versetzungen von Arbeitern gegenüber Neueinstellungen bevorzugt. Diese personalpolitischen Maßnahmen haben Auswirkungen auf die Gratifikationspolitik. Die Löhne in den einzelnen Betriebsstätten dürfen die ortsüblichen Lohnsätze nicht sehr stark unterschreiten und müssen sich an Löhnen, die generell für bestimmte Tätigkeiten und Berufe in der Firma gezahlt werden, ausrichten. Mit der ersten Bedingung wird sichergestellt, daß Arbeiter die Betriebsstätten nicht freiwillig verlassen. Die zweite Bedingung ist erforderlich, damit Versetzungsangebote zwischen Betriebsstätten von Arbeitern akzeptiert werden.

Bei der augenblicklichen und für die nähere Zukunft zu erwartenden Datenlage ist es nicht möglich, alle ausgeführten Hypothesen über den Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Entlohnung empirisch zu überprüfen. Viele dieser Hypothesen lassen sich jedoch im Rahmen der hedonischen Lohntheorie (Smith 1979) untersuchen. Dies impliziert, daß die Humankapitaltheorie als Ausgangspunkt dient, und in einem ersten Schritt eine humankapitalorientierte Einkommensfunktion formuliert wird. In weiteren Schritten wird diese Funktion um die Variablen erweitert, die aufgrund der obigen theoretischen Überlegungen die Firmen-Lohndifferentiale beeinflussen.

3. Bisherige empirische Untersuchungen

In einer begrenzten Anzahl von Studien zur Verteilung der Arbeitseinkommen, die deutsche Daten verwenden, ist die Firmengröße als exogene Variable in Einkommensfunktionen verwendet worden. Es ist dennoch keine übertriebene Feststellung, daß sich in der Bundesrepublik Deutschland die Forschung erst in den letzten Jahren intensiver mit dem Zusammenhang zwischen der Firmengröße und Entlohnung beschäftigt.

Ein wichtiger Grund dafür ist sicherlich darin zu sehen, daß in der jüngsten Zeit die für diese Forschungen erforderlichen Individualdatensätze zur Verfügung stehen.

Brüderl/Preisendörfer (1986) verwenden die individuellen Querschnittsdaten der Arbeitseinkommensumfrage der Jahre 1980/81 und schätzen Einkommensfunktionen mit den geläufigen Humankapitalvariablen und der Variable Betriebsgröße. Diese Variable wird in zweifacher Weise verwendet, nämlich als Intervallskala und dichotomisiert als Kleinbetriebe (≤ 49 Beschäftigte) und Großbetriebe (≥ 50 Beschäftigte). Nach Kontrolle für Geschlecht, Schulbildung, Berufserfahrung und Arbeitszeit zeigt sich, daß die Betriebsgröße das Arbeitseinkommen positiv und signifikant beeinflusst. Bedeutungsvoll ist, daß der Betriebsgrößeneffekt bei Frauen etwa doppelt so stark ist wie bei Männern. Eine Aufteilung der Stichprobe nach Klein- und Großbetrieben führt zu Einkommensfunktionsschätzungen, in denen die Ertragsrate auf Schulbildung zwischen den beiden Betriebsgrößeklassen kaum differiert. Es zeigt sich aber auch, daß die Berufserfahrung in Großunternehmen zu deutlich stärkeren Einkommenssteigerungen führt als dies in der Klasse der Kleinbetriebe der Fall ist.

In der bislang umfassendsten Studie der Firmen-Lohndifferentiale verwenden Schmidt/Zimmermann (1988) eine Zufallsstichprobe von in der Bundesrepublik Beschäftigten der Altersgruppe 18 bis 65 Jahre. Die Autoren beginnen wiederum mit der Schätzung einer humankapitalorientierten Einkommensfunktion, die zusätzlich eine Firmengrößenvariable mit drei Größenklassen (< 100 , $100 \leq 499$, > 499) enthält. In weiteren Schritten werden Variablen in die Regressionsschätzungen aufgenommen, von denen aufgrund von theoretischen Überlegungen erwartet wird, daß sie einen Erklärungsbeitrag zum Firmen-Lohndifferential leisten. Es handelt sich besonders um die folgenden Variablen: Betriebszugehörigkeitsdauer, innovative Aktivitäten von Firmen, Wirtschaftssektoren, demographische Charakteristika sowie Eigenschaften, die die Arbeit und die Arbeitsplätze charakterisieren. Die Verfasser kommentieren ihr zentrales Ergebnis folgendermaßen: „However, we found that even after incorporation of all possible controls wages increase with firm size. Size and significance of the respective coefficients were not reduced. There have to exist other reasons why large firms are able to survive the competitive disadvantages of higher labor costs in the long-run.“

Wagner/Lorenz (1988) schätzen Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte deutsche Männer mit den ersten beiden Wellen des Sozio-ökonomischen Panels (1984, 1985). Zusätzlich zu den üblichen Einkommensregressionen, die auf Querschnittsdaten beruhen, kontrollieren sie für unbeobachtete zeitinvariante Individualeffekte durch Schätzung von Fixed-Effects und Random-Effects Modellen.¹⁾ Als wesentliches Ergebnis dieser Studie läßt sich wiederum festhalten, daß der Einfluß der Firmengröße auf das Einkommen über alle Regressionsmodelle stabil ist, d. h. auch nicht durch unbeobachtete zeitinvariante Individualeffekte verändert wird.

4. Daten und Variablen

Für die hier vorgestellte empirische Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Firmengröße und Entlohnung werden die Daten der ersten vier Wellen (1984-1987) des Sozio-ökonomischen Panels verwendet (Hanefeld 1984).

¹⁾ Diese Modelle werden an späterer Stelle von uns ebenfalls verwendet und dann erläutert. Mit ihnen läßt sich z. B. für die unbeobachteten Fähigkeiten jedes Individuums kontrollieren.

Die Stichprobe umfaßt 12 245 (10 516) Personen, aus der für die Zwecke dieser Analyse 3 063 (2 267) Individuen für das Jahr 1984 (1987) selektiert wurden. D. h. betrachtet werden jeweils vollzeitbeschäftigte männliche und weibliche Arbeitnehmer ohne Auszubildende und Selbständige sowie ohne Beschäftigte im öffentlichen Dienst und in der Land- oder Fischwirtschaft. Die Stichproben enthalten sowohl deutsche als auch die ausländischen Arbeitnehmer mit türkischer, griechischer, italienischer, spanischer oder jugoslawischer Staatsangehörigkeit.

Die Firmengröße als zentrale Variable dieser Untersuchung wird im Sozio-ökonomischen Panel durch die Anzahl der Beschäftigten der Unternehmung gemessen.²⁾

	Dummy-Variablenbezeichnung
Unternehmensgrößenklasse 1: < 20 Beschäftigte	FSIZE1
Unternehmensgrößenklasse 2: 20 – < 200 Beschäftigte	FSIZE2
Unternehmensgrößenklasse 3: 200 – < 2000 Beschäftigte	FSIZE3
Unternehmensgrößenklasse 4: ≥ 2000 Beschäftigte	FSIZE4

In jeder der vier Stichproben (1984–1987) ist die Unternehmensgrößenklasse 2 am stärksten besetzt. Es folgen Unter-

²⁾ Die Formulierung der Frage im Panel lautet: Wieviele Beschäftigte hat das Gesamtunternehmen etwa?

³⁾ Der Interaktionsterm S * AUSL liegt in den Ergebnissen einer Vorstudie begründet, in der überprüft wurde, ob die Koeffizientenschätzungen für Deutsche von denen für Ausländer differieren. Dazu wurde (1) sukzessive um Interaktionen zwischen der Variable AUSL und den sonstigen exogenen erweitert. F- und t-Tests zeigten, daß von diesen Interaktionen nur der Term S * AUSL einen signifikanten Einfluß ausübt. M.a.W. mit Ausnahme der Schulertragsrate, die für Deutsche durch β_1 für ausländische Arbeitnehmer durch $\beta_1 + \beta_2$ geschätzt wird, unterscheiden sich die Koeffizienten für Deutsche und Ausländer im betrachteten Sample nicht.

nehmen mit 200 bis 2000 Beschäftigten an zweiter Stelle, dann Großunternehmen und an vierter Stelle kleinere Unternehmungen. Da für die Unternehmensgrößenklassen Dummy-Variablen (FSIZE1 bis FSIZE4) verwendet werden, dient die am stärksten besetzte zweite Unternehmensgrößenklasse (FSIZE2) als Standardgruppe.

Anhang A enthält eine Beschreibung der Variablen.

5. Empirische Ergebnisse

Tabelle 1 verdeutlicht zunächst das Lohngefälle nach Unternehmensgrößenklassen getrennt für Männer und Frauen. Eine einfache Varianzanalyse zeigt, daß die Hypothese gleicher Durchschnittsverdienste in allen vier Jahren sowohl für Männer als auch für Frauen zu verwerfen ist. Hieraus läßt sich zunächst folgern, daß die Unternehmensgröße für beide Geschlechter einen nicht unwesentlichen Einfluß auf das individuelle Einkommen ausübt. Der prozentuale Einkommensabstand zwischen den beiden extremen Größenklassen betrug 1984 bei Männern (Frauen) 23,58% (30,96%). 1987 war er auf 29,08% (33,03%) angewachsen. Eine Beschäftigung in größeren Firmen zahlt sich für Frauen relativ stärker aus als für Männer. Dabei ist natürlich zu beachten, daß die Durchschnittsverdienste für Frauen in allen Jahren und Größenklassen deutlich niedriger ausfielen als die für Männer. Der Größenklasseneffekt ebenso wie seine Zunahme ist an dieser Stelle nur schwer interpretierbar, da erst zu prüfen ist, ob und inwieweit und für welche Determinanten die Unternehmensgröße als Proxy-Variable dient.

Von den Hypothesen zur Erklärung des Firmen-Lohndifferentials wird zunächst das Qualifikationsargument, daß größere Unternehmen höhere Löhne zahlen, weil sie Arbeitnehmer mit mehr Humankapital beschäftigen, überprüft. Wir spezifizieren eine Einkommensfunktion mit den üblichen Humankapitalvariablen und drei Dummy-Varia-

$$(1) \quad \ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S * AUSL + \beta_3 AUSL + \beta_4 EX + \beta_5 EXSQ + \beta_6 TEN + \beta_7 FSIZE1 + \beta_8 FSIZE3 + \beta_9 FSIZE4 + u$$

Tabelle 1a: Mittelwerte des monatlichen Bruttoeinkommens sowie des logarithmierten monatlichen Bruttoeinkommens über die gesamten Stichproben und in den einzelnen Firmengrößenklassen – Männer

FGKL.		Stichprobe gesamt	1 < 20	2 20-<200	3 200-<2000	4 ≥2000	F ¹⁾ $\bar{Y}_1 = \bar{Y}_2 = \bar{Y}_3 = \bar{Y}_4$
\bar{Y}	84	3098.3	2750.2	3059.3	3079.4	3398.7	26.22**
	85	3220.6	2876.7	3050.4	3238.9	3616.4	29.40**
	86	3335.8	2878.3	3183.4	3370.3	3739.7	30.15**
	87	3472.3	3027.4	3312.1	3445.6	3907.8	24.58**
$\overline{\ln Y}$	84	7.9809	7.8611	7.9700	7.9814	8.0746	34.41**
	85	8.0162	7.9028	7.9694	8.0254	8.1332	38.24**
	86	8.0499	7.9107	8.0048	8.0683	8.1644	41.38**
	87	8.0853	7.9492	8.0400	8.0910	8.2031	36.37**
N	84	2252	401	700	560	591	
	85	1878	324	579	466	509	
	86	1767	301	518	450	498	
	87	1663	282	480	411	490	

¹⁾ H₀: Die Mittelwerte in den verschiedenen Firmengrößenklassen sind gleich.

* H₀ ist bei $\alpha = 0.05$ abzulehnen

** H₀ ist bei $\alpha = 0.01$ abzulehnen

Tabelle 1b: Mittelwerte des monatlichen Bruttoeinkommens sowie des logarithmierten monatlichen Bruttoeinkommens über die gesamten Stichproben und in den einzelnen Firmengrößenklassen – Frauen

FGKL.		Stichprobe gesamt	1 < 20	2 20-<200	3 200-<2000	4 ≥2000	F ¹⁾ $\bar{Y}_1 = \bar{Y}_2 = \bar{Y}_3 = \bar{Y}_4$
\bar{Y}	84	2090.4	1882.6	2046.9	2091.1	2465.4	18.73**
	85	2208.2	1977.4	2111.1	2248.4	2598.1	19.01**
	86	2300.7	2057.1	2237.8	2324.1	2680.4	16.33**
	87	2398.0	2071.4	2343.7	2421.6	2755.5	15.31**
$\overline{\ln Y}$	84	7.5861	7.4740	7.5678	7.6040	7.7524	19.75**
	85	7.6422	7.5105	7.6000	7.6808	7.8214	21.44**
	86	7.6873	7.5803	7.6576	7.7040	7.8488	17.12**
	87	7.7189	7.5935	7.6939	7.7498	7.8637	15.68**
N	84	811	206	243	220	142	
	85	674	156	218	171	129	
	86	642	156	199	164	123	
	87	604	141	186	156	121	

¹⁾ H₀: Die Mittelwerte in den verschiedenen Firmengrößenklassen sind gleich.

* H₀ ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H₀ ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

In den Tabellen 2 und 3 werden die Ergebnisse der Schätzungen dokumentiert. Zunächst ist festzuhalten, daß die Koeffizienten der Humankapitalvariablen auf dem üblichen Niveau signifikant sind und Größenordnungen aufweisen, die durchaus vergleichbar sind mit anderen Schätzungen, denen deutsche Daten zugrunde liegen. Die in den beiden Tabellen ausgewiesenen Koeffizienten der Dummy-Variablen FSIZE1 – FSIZE4 geben nach einer Multiplikation mit Hundert an, wieviel Prozent ein Arbeitnehmer in der jeweiligen Firmengrößenklasse bei gleicher Humankapitalausstattung mehr verdient als in der Standardgruppe (FSIZE2). Die Koeffizienten sind, abgesehen von fünf Fällen in der dritten Firmengrößenklasse (FSIZE3), einzeln und als Vektor (F-Test) signifikant. Demnach verdienen Männer nach Kontrolle der Humankapitalausstattung in kleinen Firmen über alle Jahre (1984-1987 gepoolt) 6% weniger als in der Standardgruppe, in der größten Firmenklasse hingegen 9% mehr, der Verdienstunterschied beträgt mithin 15 Prozentpunkte. Für Frauen sind diese Lohndifferenziale noch krasser, hier beträgt die Differenz zwischen den extremen Größenklassen (gepooltes Sample) sogar 25 Prozentpunkte. Es zeigt sich allerdings auch, daß die Lohndifferenziale nach Berücksichtigung der Qualifikation der Arbeitnehmer geringer ausfallen als die Differenziale in der Tabelle 1. Folglich läßt sich ein Teil der Firmenlohndifferenziale auf die unterschiedlichen Qualifikationen der Arbeitnehmer zurückführen.

Auch nach der Berücksichtigung der Humankapitalausstattung nehmen Firmenlohndifferenziale der Männer im Zeitablauf zu. 1984 betrug der Abstand zwischen den extremen Größenklassen 14, 1987 19 Prozentpunkte. Bei den Arbeitnehmerinnen hingegen fällt das maximale Lohndifferential mit 32 Prozentpunkten in das Jahr 1985.

⁴⁾ Voraussetzung für die Anwendung des Chow-Tests ist die Unabhängigkeit der Stichproben. Diese Voraussetzung erfüllen die Samples für die vier verschiedenen Jahre nicht, da es sich um Längsschnittdaten des Sozio-ökonomischen Panels handelt. Jedes Jahressample wurde daher mit einem Zufallsgenerator in zwei Teilstichproben geteilt. Verglichen wurde jeweils das erste Sample des einen mit dem zweiten des anderen Jahres. Für diese Zufallsamples kann die Annahme der Unabhängigkeit als erfüllt angenommen werden (Hübler 1984: 86-90).

⁵⁾ Bei einer ähnlichen Vorgehensweise erhalten Evans/Leighton (1989) zunehmende Firmengrößen-Lohneffekte von etwa 20 Prozent.

Mit dem Chow-Test wird überprüft,⁴⁾ ob die Nullhypothese, daß der für die Firmengrößendummies ermittelte Koeffizientenvektor in jedem Jahr gleich ist, Gültigkeit besitzt. Wie die Tabellen 4a und 4b zeigen, ist diese Nullhypothese für Stichproben, die mehr als ein Jahr auseinanderliegen, sowohl für Männer als auch für Frauen abzulehnen. Die Entlohnungsstruktur zwischen betrieblichen Größenklassen scheint sich somit im Zeitablauf tatsächlich zu verändern.

Die Verwendung der Dauer der Betriebszugehörigkeit (TEN) in der Einkommensfunktion (1) kann eine Verzerrung der geschätzten Koeffizienten der Firmengrößen Dummy-Variablen bewirken (Evans/Leighton 1989). Arbeitnehmer verfügen in größeren Unternehmen über eine längere Dauer der Betriebszugehörigkeit als in kleineren Betrieben. Wenn die in den Großunternehmen gezahlten Lohnprämien die Betriebsbindung der Arbeitnehmer verstärken, wird der Koeffizient der Tenure-Variable einen Teil des Effektes widerspiegeln, der eigentlich der Firmengröße zuzuordnen ist. Eine Schätzung der Einkommensfunktion (1) ohne die Tenure-Variable führt zu dem Ergebnis, daß die Firmengrößen-Lohneffekte im allgemeinen zunehmen, und zwar in einer Größenordnung von weniger als 10 Prozent.⁵⁾

Eine Analyse der Fluktuationsraten ergänzt und erweitert den Befund, daß Arbeitnehmer in größeren Betrieben stabilere Beschäftigungsverhältnisse aufweisen. Dies ist auch für die USA und Japan von Hashimoto/Raisian (1985) gezeigt worden. Die Fluktuationsraten werden nach Männern und Frauen getrennt jeweils für zwei aufeinanderfolgende Jahre für die Arbeitnehmer berechnet, die ihren Betrieb verlassen haben und entweder direkt oder nach einer kurzen, sich auf weniger als ein Jahr belaufenden Unterbrechung der Erwerbstätigkeit in einer anderen Firma wieder eine Beschäftigung aufgenommen haben. Die Tabellen 5 a und 5b belegen deutlich, daß die höchsten Fluktuationsraten in der kleinsten Firmengrößenklasse auftreten und diese Raten nach Größenklassen deutlich abnehmen. Die Wechsel erfolgen überwiegend in Richtung größerer Firmen und sie steigen bei Frauen mit der sich langsam verbessernden Beschäftigungssituation an, wie der

Tabelle 2: Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Männer mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert

[t]-Werte in Klammern

JAHR EX. VARIABLE	1984	1985	1986	1987	1984–1987 gepoolt
FSIZE1 ¹⁾	-0.0841** (5.27)	-0.0461** (2.51)	-0.0670** (3.53)	-0.0638** (3.01)	-0.0662** (7.15)
FSIZE3 ¹⁾	0.0001 (0.06)	0.0356** (2.07)	0.0256 (1.44)	0.0365* (1.83)	0.0233** (2.68)
FSIZE4 ¹⁾	0.0534** (3.40)	0.1064** (6.07)	0.1114** (6.15)	0.1231** (6.15)	0.0975** (11.01)
S	0.0720** (22.26)	0.0753** (21.96)	0.0762** (21.35)	0.0736** (18.94)	0.0745** (42.18)
S*AUSL	-0.0603** (11.39)	-0.0684** (11.62)	-0.0624** (10.12)	-0.0634** (9.12)	-0.0632** (20.96)
AUSL ¹⁾	0.7258** (9.09)	0.9476** (9.65)	0.8526** (8.43)	0.8243** (7.40)	0.8314** (17.12)
EX	0.0342** (18.52)	0.0270** (12.61)	0.0268** (12.39)	0.0240** (9.44)	0.0282** (26.43)
EXSQ	-0.0007** (16.76)	-0.0005** (10.96)	-0.0004** (10.76)	-0.0004** (8.42)	-0.0005** (23.22)
TEN	0.0024** (3.04)	0.0037** (4.21)	0.0030** (3.36)	0.0037** (3.84)	0.0032** (7.23)
KONST	6.8185** (149.22)	6.8079** (137.11)	6.8213** (133.58)	6.8989** (119.94)	6.8280** (268.92)
\bar{R}^2	0.3749	0.3686	0.3756	0.3369	0.3642
$F(\beta_{\text{fsize}} = 0)$	21.10**	21.81**	27.16**	25.07**	93.26**
N	2252	1878	1767	1663	7560

¹⁾ Dummy-Variable

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsraten zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$ (Halvorsen/Palmquist 1980).

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha = 0.01$ abzulehnen

Vergleich der Jahrespaare 1984/85 und 1986/87 zeigt. Die Analyse der Dauer der Betriebszugehörigkeit und der Fluktuationsraten läßt sich in der Schlußfolgerung zusammenfassen, daß größere Firmen in diesen Bereichen gegenüber kleineren Betrieben über Kostenvorteile verfügen, die die Firmenlohn-Differenziale partiell erklären könnten.

Durch das monatliche Bruttoeinkommen wird nicht die gesamte Kompensation der Beschäftigten erfaßt, da es tarifliche und über Betriebsvereinbarungen abgesicherte sowie freiwillig monetäre Zusatzleistungen der Firmen nicht enthält. Diese Zusatzleistungen könnten negativ mit der Betriebsgröße korreliert sein, so daß bei einer Betrachtung der gesamten monetären Kompensation die Firmenlohn-Differenziale verringert werden oder ganz verschwinden. Die Einkommensfunktion (1) wird deshalb mit der monetären Gesamtkompensation als endogener Variablen geschätzt. Sie umfaßt neben dem monatlichen Bruttoeinkommen den zwölften Teil der sonstigen monetären Kompensation wie 13. und 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld, Gewinnbeteiligung und sonstiges. Informationen über diese Beträge für ein Jahr finden sich im Sozio-ökonomischen Panel jeweils erst in der Welle des

Folgejahres. Da die Daten der fünften Welle (1988) noch nicht zur Verfügung stehen, können die Schätzungen für 1987 nicht durchgeführt werden. In Tabelle 6 werden nur die Koeffizienten der Firmengrößen-Dummy Variablen dokumentiert. Die Schätzungen enthalten die weiteren exogenen Variablen der Einkommensfunktion (1). Deutlich ist, daß mit Ausnahme der Koeffizienten der dritten Firmengrößenklasse alle Koeffizienten signifikant sind. Ein Vergleich mit den Firmenkoeffizienten der Tabellen 2 und 3 – es handelt sich dabei um Schätzungen mit dem monatlichen Bruttoeinkommen als abhängiger Variable – zeigt, daß die Firmengrößen-Lohndifferenziale ansteigen. So wächst beispielsweise bei Frauen im Jahre 1986 der Abstand zwischen Klein- und Großbetrieben von 21,86 (s. Tabelle 3) auf 29,01 (s. Tabelle 6) Prozentpunkte. Als Schlußfolgerung kann festgehalten werden, daß bei Verwendung der gesamten monetären Kompensation als endogene Variable der Betriebsgrößeneffekt an Bedeutung gewinnt.

Die Untersuchung der Hypothese, die von größeren Firmen gezahlten Lohnprämien stellen kompensierende Differenziale dar, erfolgt in zwei Schritten. Im Sozio-ökonomi-

Tabelle 3: Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Frauen mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert

[t]-Werte in Klammern

JAHR EX. VARIABLE	1984	1985	1986	1987	1984–1987 gepoolt
FSIZE1 ¹⁾	-0.1003** (3.76)	-0.1249** (4.26)	-0.0754** (2.73)	-0.1137** (3.77)	-0.1055** (7.40)
FSIZE3 ¹⁾	0.0348 (1.25)	0.0750** (2.38)	0.0396 (1.37)	0.0427 (1.35)	0.0476** (3.17)
FSIZE4 ¹⁾	0.1425** (4.29)	0.1923** (5.28)	0.1432** (4.34)	0.1126** (3.54)	0.1522** (8.75)
S	0.0739** (11.39)	0.0733** (11.34)	0.0673** (11.28)	0.0694** (10.88)	0.0719** (22.58)
S*AUSL	-0.0556** (5.26)	-0.0511** (4.30)	-0.0382** (3.45)	-0.0540** (4.46)	-0.0504** (8.84)
AUSL ¹⁾	0.7059** (4.61)	0.5758** (3.57)	0.3754** (2.65)	0.6209** (3.66)	0.5708** (7.29)
EX	0.0208** (6.44)	0.0163** (4.37)	0.0253** (7.84)	0.0144** (3.82)	0.0196** (11.26)
EXSQ	-0.0004** (6.10)	-0.0003** (3.94)	-0.0005** (6.61)	-0.0002** (3.28)	-0.0004** (9.92)
TEN	0.0117** (6.27)	0.0086** (4.20)	0.0078** (4.18)	0.0086** (4.41)	0.0092** (9.53)
KONST	6.5214** (74.55)	6.6100** (74.70)	6.6431** (81.19)	6.7295** (74.75)	6.6079** (151.23)
\bar{R}^2	0.2944	0.3145	0.3588	0.3061	0.3225
F($\beta_{fsize}=0$)	18.43**	26.63**	14.29**	15.53**	74.86**
N	811	674	642	604	2731

¹⁾ Dummy-Variable

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

sehen Panel finden sich für 1985 und 1987 13 Fragen nach Arbeitsplatzbedingungen bzw. Arbeitsplatzcharakteristika. Wir erweitern folglich in einem ersten Schritt die Einkommensfunktion (1) um Dummy-Variablen für jede dieser Bedingungen. Wie die Tabellen 7a und 7b anhand eines F-Tests dokumentieren, tragen die Arbeitsplatzbedingungen mit Ausnahme der Schätzung für Frauen im Jahr 1985 durchaus zur Erklärung der Varianz der Einkom-

men bei. Ein Vergleich mit den entsprechenden Einkommensfunktionen der Tabellen 2 und 3 verdeutlicht aber wiederum, daß sich die Lohndifferentiale zwischen den einzelnen Firmengrößenklassen kaum verändern.

In einem weiteren Schritt wird mittels der Variablen Autonomie (Faktor 1), Belastung (Faktor 2) und Schichtarbeit (Faktor 3) für die Arbeitsplatzbedingungen kontrolliert.

Tabelle 4a: Chow-Tests auf Gleichheit der geschätzten Regressionskoeffizienten der Firmengrößendummies für die Jahre 1984, 1985, 1986, 1987 – Männer

Dokumentiert sind die empirischen F-Werte

	F_{emp}		
HYPOTHESE H_0	$=(\beta_7\beta_8\beta_9)^{85} (= \beta_7\beta_8\beta_9)^{86} = (\beta_7\beta_8\beta_9)^{87}$		
$(\beta_7\beta_8\beta_9)^{84}$	1.77	5.91**	8.39**
$(\beta_7\beta_8\beta_9)^{85}$		1.75	3.64**
$(\beta_7\beta_8\beta_9)^{86}$			0.64

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

Tabelle 4b: Chow-Tests auf Gleichheit der geschätzten Regressionskoeffizienten der Firmengrößendummies für die Jahre 1984, 1985, 1986, 1987 – Frauen

Dokumentiert sind die empirischen F-Werte

	F_{emp}		
HYPOTHESE H_0	$=(\beta_7\beta_8\beta_9)^{85} (= \beta_7\beta_8\beta_9)^{86} = (\beta_7\beta_8\beta_9)^{87}$		
$(\beta_7\beta_8\beta_9)^{84}$	1.80	4.59**	6.46**
$(\beta_7\beta_8\beta_9)^{85}$		1.81	2.56*
$(\beta_7\beta_8\beta_9)^{86}$			1.00

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

Tabelle 5a: Fluktuationsraten für jeweils zwei aufeinanderfolgende Jahre nach Firmengrößenklassen – Männer

	1984/85 N= 1630	davon: mit Wechsel in größere Firmen	1985/86 N=1498	davon: mit Wechsel in größere Firmen	1986/87 N=1466	davon: mit Wechsel in größere Firmen
FSIZE1	6,8%	72%	6,8%	55%	8,8%	61%
FSIZE2	5,6%	25%	3,5%	28%	3,5%	20%
FSIZE3	2,4%	29%	1,8%	27%	1,0%	–
FSIZE4	1,2%	–	1,9%	–	1,1%	–

Tabelle 5b: Fluktuationsraten für jeweils zwei aufeinanderfolgende Jahre nach Firmengrößenklassen – Frauen

	1984/85 N=535	davon: mit Wechsel in größere Firmen	1985/86 N=483	davon: mit Wechsel in größere Firmen	1986/87 N=490	davon: mit Wechsel in größere Firmen
FSIZE1	8,1%	77%	5,9%	16%	13,5%	46%
FSIZE2	1,8%	–	3,2%	40%	6,6%	50%
FSIZE3	0,7%	–	2,4%	–	2,4%	33%
FSIZE4	0,0%	–	1,0%	–	0,0%	–

Tabelle 6: Einkommensfunktionen mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen¹⁾

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen + sonstige monetäre Kompensation (Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld u.s.w.)

[t]-Werte in Klammern

JAHR EX. VARIABLE	MÄNNER			FRAUEN		
	1984	1985	1986	1984	1985	1986
FSIZE1 ²⁾	-0.0900** (4.73)	-0.0685** (3.29)	-0.0715** (3.30)	-0.1077** (3.40)	-0.1330** (4.11)	-0.0941** (3.00)
FSIZE3 ²⁾	0.0127 (0.71)	0.0237 (1.26)	0.0309 (1.57)	0.0441 (1.38)	0.0540 (1.53)	0.0416 (1.29)
FSIZE4 ²⁾	0.0773** (4.15)	0.1047** (5.44)	0.1391** (6.83)	0.2045** (5.32)	0.1894** (4.80)	0.1960** (5.22)
KONST	6.8258** (121.74)	6.8164** (121.20)	6.8293** (115.62)	6.5324** (64.68)	6.7621** (65.93)	6.6638** (71.22)
\bar{R}^2	0.3776	0.4025	0.3870	0.3311	0.3323	0.3895
N	1698	1498	1487	585	516	500

¹⁾ In diesen Einkommensfunktionen wurde auch für die Variablen S, S*AUSL, AUSL, EX, EXSQ und TEN kontrolliert. Die für diese Variablen geschätzten Koeffizienten sind in der Tabelle nicht wiedergegeben.

²⁾ Dummy-Variablen

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

Diese Variablen ergeben sich in einer Faktoranalyse (Anhang C) als zugrundeliegende Faktoren der Arbeitsbedingungen. Die Struktur der Faktorladungsmatrizen (Anhang C) unterscheidet sich zwischen Frauen und Männern von einer Ausnahme abgesehen nur unwesentlich.

Die Variable „nervliche Belastung“ lädt bei Männern auf den Autonomiefaktor, bei Frauen in gleicher Höhe auch auf den Belastungsfaktor. Damit wird zum Ausdruck

gebracht, daß „nervliche Belastung“ bei Männern häufiger als bei Frauen mit höherwertigen, auch hierarchisch höher eingestuften Tätigkeiten verbunden ist. Eine Aufnahme der drei Faktoren in die Einkommensfunktion (1) zeigt zunächst, daß die Faktorvariablen den Erklärungswert der Regressionen erhöhen (vgl. den F-Test für die Faktorvariablen in der Tabelle 8). Eine Tätigkeit, die mit Wechsel- oder Nachtschichten (Faktor 3) verbunden ist, erhöht tendenziell das Einkommen. Anzumerken ist allerdings, daß

Tabelle 7a: Einkommensfunktion für vollzeitbeschäftigte Männer mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen und Kontrollen für Arbeitsbedingungen¹⁾, 1985 und 1987

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert
[t]-Werte in Klammern

JAHR EX. VARIABLE	1985	1987	JAHR EX. VARIABLE	1985	1987
FSIZE1 ²⁾	-0.0564** (3.20)	-0.0724** (3.54)	Abwechslungs- Tätigkeit	0.0453** (3.23)	0.0323* (1.99)
FSIZE3 ²⁾	0.0334* (2.00)	0.0323* (1.65)	Körperlich schwere Arbeit	-0.0287* (1.83)	-0.0835** (4.44)
FSIZE4 ²⁾	0.0983** (5.64)	0.1139** (5.72)	Selbst. Ablaufgestal.	0.0374** (2.65)	0.0422** (2.54)
S	0.0608** (17.57)	0.0583** (14.85)	N. Arb.anfall vari. Arb.zeit.	0.0704** (4.67)	0.0197 (1.10)
S*AUSL	-0.0602** (10.51)	-0.0527** (7.70)	St. Kontrolle d. Arb.leist.	-0.0496** (3.09)	-0.0449** (2.37)
AUSL ²⁾	0.8578** (9.22)	0.6906** (6.59)	Arbeit in Wechselschicht	0.0302 (1.60)	0.0192 (0.94)
EX	0.0244** (11.79)	0.0201** (8.11)	Regelm. Nachtarbeit	0.0118 (0.49)	0.0330 (1.21)
EXSQ	-0.0004** (10.23)	-0.0003** (7.21)	Ärger mit Vorgesetzten	-0.0385 (1.07)	0.0027 (0.07)
TEN	0.0035** (4.11)	0.0031** (3.35)	Gutes Verhält. mit Kollegen	-0.0086 (0.54)	-0.0066 (0.37)
			Mitentscheid. bei Bezahlung	0.2131** (8.65)	0.2219** (7.72)
			Dazulernen am Arbeitsplatz	0.0253* (1.76)	-0.0013 (0.07)
			Belastende Umwelteinflüsse	-0.0657** (4.50)	-0.0396** (2.31)
			Nervliche Anspannung	0.0398** (2.67)	0.0950** (5.61)
			KONST	6.9500** (134.23)	7.0818** (117.75)
			\bar{R}^2	0.4413	0.4083
			F-Test auf Sig. d. Ar.bed.	19.43**	16.26**
			N	1824	1628

¹⁾ Sämtliche Arbeitsbedingungen sind hier als Dummy-Variablen codiert mit 1: Trifft voll zu, 0: sonst.

²⁾ Der dokumentierte Koeffizient dieser Dummy-Variable ist als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Er ergibt sich aus dem geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

diese Variable nur in einem von vier Fällen signifikant von Null verschieden ist. Eine körperliche und nervliche Belastung am Arbeitsplatz (Faktor 2) ist entgegen den Erwartungen der Theorie kompensierender Lohndifferenziale mit Lohneinbußen verknüpft. Dieses Ergebnis ist für die Bundesrepublik Deutschland nicht neu, wie vergleichbare Untersuchungen von Lorenz/Wagner (1988) und Schmidt/Zimmermann (1988) nachweisen. Autonomie am Arbeitsplatz (Faktor 1) wirkt sich cet.par. hingegen deutlich positiv auf das Einkommen aus. Dies ist sicherlich auch der

Tatsache zuzuschreiben, daß Autonomie und hierarchische Stellung in der Firma, für die mangels detaillierterer Informationen nicht genauer kontrolliert werden kann, positiv verknüpft sind. Als Schlußfolgerung kann festgehalten werden, daß die Arbeitsbedingungen durchaus einen Beitrag zur Erklärung der beobachteten Varianz der Einkommen leisten. Wie die Ergebnisse der Tabellen 7a, 7b und 8 jedoch deutlich dokumentieren, behalten die Firmengrößen-Lohndifferenziale auch nach Berücksichtigung der Arbeitsplatzbedingungen ihre Bedeutung.

Tabelle 7b: Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Frauen mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen und Kontrollen für Arbeitsbedingungen¹⁾, 1985 und 1987

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert

[t]-Werte in Klammern

JAHR EX. VARIABLE	1985	1987
FSIZE1 ²⁾	-0.1335** (4.39)	-0.1328** (4.41)
FSIZE3 ²⁾	0.0820** (2.52)	0.0579* (1.84)
FSIZE4 ²⁾	0.1896** (5.01)	0.1448** (4.00)
S	0.0722** (10.44)	0.0604** (9.33)
S*AUSL	-0.0498** (4.00)	-0.0542** (4.54)
AUSL ²⁾	0.4963** (3.53)	0.7182** (4.15)
EX	0.0162** (4.24)	0.0140** (3.74)
EXSQ	-0.0003** (3.75)	-0.0002** (3.36)
TEN	0.0081** (3.81)	0.0071** (3.58)

JAHR EX. VARIABLE	1985	1987
Abwechslungs- Tätigkeit	0.0734** (2.67)	0.0979** (3.72)
Körperlich schwere Arbeit	-0.0233 (0.60)	-0.0000 (0.00)
Selbst. Ablaufgestal.	0.0134 (0.47)	0.0465* (1.64)
N. Arb.anfall vari. Arb.zeit	-0.0364 (1.00)	-0.0330 (0.94)
St. Kontrolle d. Arb.leist.	-0.0175 (0.54)	-0.0466 (1.51)
Arbeit in Wechselschicht	0.0052 (0.13)	-0.0323 (0.90)
Regelm. Nachtarbeit	0.1406 (1.62)	-0.0528 (0.58)
Ärger mit Vorgesetzten	0.0390 (0.56)	-0.0112 (0.15)
Gutes Verhält. mit Kollegen	0.0162 (0.54)	0.0277 (0.98)
Mitentscheid. bei Bezahlung	0.0105 (0.15)	0.1054 (1.47)
Dazulernen am Arbeitsplatz	0.0088 (0.28)	0.0327 (1.00)
Belastende Umwelteinflüsse	-0.0289 (0.75)	-0.0298 (0.76)
Nervliche Anspannung	0.0219 (0.71)	0.0488* (1.68)
KONST	6.5691** (67.80)	6.7617** (73.53)
\bar{R}^2	0.3241	0.3325
F-Test auf Sig. d. Ar.beding.	1.18	3.02**
N	657	594

¹⁾ Sämtliche Arbeitsbedingungen sind hier als Dummy-Variablen codiert mit 1: Trifft voll zu, 0: sonst

²⁾ Der dokumentierte Koeffizient dieser Dummy-Variable ist als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Er ergibt sich aus dem geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

Eine weitere mögliche Erklärung für den positiven Einfluß der Firmengrößenklassen auf das Einkommen könnte darin gesehen werden, daß die verwendeten Kontrollvariablen wie z. B. Schulbildung (S), Berufserfahrung (EX), Betriebszugehörigkeitsdauer (TEN) die Humankapitalausstattung bzw. die Produktivität der Arbeitnehmer nur unzureichend erfassen. Fähigkeiten und Intelligenz der Individuen sind sicherlich nicht ohne Wirkung auf die Höhe des Arbeitseinkommens. Da entsprechende Informationen nicht zur Verfügung stehen, können diese Deter-

minanten des Einkommens in den Schätzungen nicht berücksichtigt werden. Hinzu kommt, daß diese unbeobachteten bzw. unbeobachtbaren Determinanten mit den exogenen Variablen des Regressionsmodells korreliert sein können. Eine Schätzung, die nach der Methode der kleinsten Quadrate erfolgt, führt dann zu verzerrten Regressionskoeffizienten. Speziell für die hier behandelte Fragestellung könnten z. B. unbeobachtete Eigenschaften der Individuen systematisch über die Firmengrößenklassen variieren, so daß die fähigeren Arbeitnehmer häufiger in

Tabelle 8: Einkommensfunktionen mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen und Kontrollvariablen für Arbeitsbedingungen (geschätzte Faktorenwerte), 1985 und 1987

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert
[t]-Werte in Klammern

JAHR EX. VARIABLE	MÄNNER		FRAUEN	
	1985	1987	1985	1987
FSIZE1 ¹⁾	-0.0606** (3.45)	-0.0776** (3.85)	-0.1398** (4.68)	-0.1392** (4.73)
FSIZE3 ¹⁾	0.0218 (1.31)	0.0220 (1.14)	0.0860** (2.68)	0.0516* (1.67)
FSIZE4 ¹⁾	0.0797** (4.64)	0.0962** (4.97)	0.1965** (5.36)	0.1326** (3.79)
S	0.0578** (16.43)	0.0549** (13.98)	0.0693** (10.13)	0.0560** (8.56)
S*AUSL	-0.0624** (10.95)	-0.0534** (7.96)	-0.0481** (3.91)	-0.0505** (4.27)
AUSL ¹⁾	0.9733** (10.18)	0.5647** (7.22)	0.6064** (3.59)	0.6766** (4.02)
EX	0.0249** (12.14)	0.0210** (8.65)	0.0157** (4.16)	0.0148** (4.02)
EXSQ	-0.0004** (10.32)	-0.0003** (7.31)	-0.0003** (3.60)	-0.0002** (3.43)
TEN	0.0029** (3.43)	0.0026** (2.82)	0.0076** (3.63)	0.0071** (3.68)
FAKTOR 1 (Autonomie)	0.1153** (13.69)	0.1055** (11.50)	0.0637** (3.85)	0.0930** (5.89)
FAKTOR 2 (Belastung)	-0.0699** (8.86)	-0.0956** (10.68)	-0.0230 (1.44)	-0.0380** (2.43)
FAKTOR 3 (Schichtarb.)	0.0091 (1.26)	0.0217** (2.54)	0.0084 (0.49)	-0.0064 (0.32)
KONST	7.0272** (140.09)	7.1460** (124.80)	6.6467** (72.68)	6.8773** (75.92)
\bar{R}^2	0.4437	0.4206	0.3351	0.3430
$F(\beta_{\text{fsize}}=0)$	20.28**	23.02**	25.97**	15.45**
$F(\beta_{\text{fak}}=0)$	83.84**	80.03**	5.40**	13.01**
N	1824	1628	657	594

¹⁾ Dummy-Variable

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

den größeren Unternehmungen arbeiten. Die dokumentierten Firmengrößen-Lohndifferenziale beruhen dann auf der Verteilung der Fähigkeiten, der Heterogenität der Arbeitnehmer. Wenn Längsschnittdaten zur Verfügung stehen, kann diese Heterogenitätshypothese überprüft und die Schätzung verzerrter Koeffizienten aufgrund unbeachteter Variablen vermieden werden. Dazu muß allerdings die für kürzere Zeiträume recht plausible Annahme gemacht werden, daß sich die unbeobachteten Eigenschaf-

ten in der Untersuchungsperiode nicht ändern, d. h. zeitinvariant sind.

Die Überprüfung erfolgt durch die Spezifikation des folgenden linearen Regressionsmodells für Längsschnittdaten (Judge u. a. 1982, S. 479-499)

$$(2) y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}$$

mit $i = 1, 2, \dots, N$ als Index für die Individuen;

$t = 1, 2, \dots, T$ als Index für die Perioden;

$k = 1, 2, \dots, K$ als Index für die exogenen Variablen;

y_{it} = Wert der endogenen Variablen für Individuum i in Periode t ;

x_{kit} = Wert der k -ten exogenen Variablen für Individuum i in Periode t ;

β_k = zu schätzende Steigungskoeffizienten;

β_{0i} = zu schätzende Absolutglieder;

u_{it} = Störgröße.

In diesem Modell wird für die unbeobachtbare Heterogenität der Individuen durch die über die Individuen variierenden Absolutglieder β_{0i} kontrolliert. Für die Steigungskoeffizienten β_k wird hier, wie auch im üblichen linearen Regressionsmodell für Querschnittdaten angenommen, daß sie über die Individuen konstant sind. Mit Querschnittdaten kann (2) nicht geschätzt werden, weil hier in aller Regel nur eine Beobachtung pro Person vorliegt und dann folglich die Anzahl der unbekannt Parameter die der Beobachtungen übersteigt.

Werden die β_{0i} als fixe deterministische Effekte aufgefaßt, so ist die in (1) dargestellte Einkommensfunktion als Fixed-Effects Modell zu spezifizieren, was ihre Erweiterung um Dummy-Variablen für jedes Individuum beinhaltet. Die fixen Individualeffekte werden durch die Koeffizienten dieser Dummies geschätzt. Wegen der großen Anzahl exogener Variablen kann dieses Vorgehen allerdings zu rechentechnischen Problemen führen. Alternativ hierzu kann jedoch der Vektor der Steigungskoeffizienten β_k , der hier auch von größerem Interesse ist als die fixen Individualeffekte, getrennt von diesen fixen Individualeffekten

$$(3) y_{it} - y_i = \sum_{k=1}^K \beta_k (x_{kit} - x_{ki}) + u_{it} - u_i$$

mit $y_i = \sum_{t=1}^T y_{it}/T$ und analog für x_{ki} und u_i .

ermittelt werden.

Werden die β_{0i} als Zufallsgrößen aufgefaßt mit

$$\beta_{0i} = \beta_0 + w_i$$

β_0 = fixe Komponente des zufällig über die Individuen variierenden Absolutglieds

w_i = individuen-spezifische Zufalls- bzw. Störgröße mit $E(w_i) = 0$ und $\text{Var}(w_i) = \sigma_w^2$

so ist Einkommensfunktion (1) als Random-Effects Modell zu spezifizieren, dessen Charakteristikum heteroskedastische Störgrößen sind, v_{it} mit $v_{it} = u_{it} + w_i$. Die OLS-Methode führt in diesem Fall nicht zu effizienten Schätzungen. Einen EGLS-Schätzer (estimated generalized least squares) liefert die Anwendung von OLS auf das folgendermaßen transformierte Modell:

$$(4) y_{it} - \alpha y_{i.} = \sum_{k=1}^K \beta_k (x_{kit} - \alpha x_{ki.}) + u_{it} - \alpha u_{i.}$$

$$\text{mit } \alpha = 1 - \frac{\sigma_u}{\sqrt{(\sigma_w^2 + \sigma_u^2)}}$$

Der Zählerterm stellt den Erwartungswert der Within-Streuung der zusammengesetzten Störgröße v_{it} dar, der Nennerterm den der Between-Streuung dieser Störgröße. Mit diesem Wissen lassen sich verschiedene Schätzer für α konstruieren. In dieser Untersuchung wurden die Störgrößenvarianzen σ_u^2 und σ_w^2 aus den Residuen einer OLS-Regression geschätzt.

Im Random-effects Modell wird unterstellt, daß die individualspezifische Störkomponente unabhängig von den exogenen Variablen verteilt ist. Sofern diese Annahme zutrifft, liefert das Random-Effects Modell effizientere Schätzungen als das Fixed-Effects Modell. Zudem können hier auch die Koeffizienten zeitinvarianter Variablen ermittelt werden, was im Fixed-Effects Modell nicht möglich ist (vgl. Formel 3). Bei Korrelationen zwischen w_i und exogenen Variablen sind die Random-Effects Schätzungen jedoch nicht konsistent. In diesem Fall sollte auf die konsistenten Fixed-Effects-Schätzungen zurückgegriffen werden. Mittels des Hausman-Tests, angewendet als Reset-Test, kann zwischen den beiden Modellen diskriminiert werden (Wagner/Lorenz 1988).

Wie die formale Darstellung nahelegt, werden die Samples für die einzelnen Jahre gepoolt, und die Einkommensfunktion (1) wird als Fixed-Effects und Random-Effects Modell geschätzt. Die Ergebnisse sind, getrennt für Männer und Frauen, in der zweiten und dritten Spalte der Tabellen 9 und 10 festgehalten. Die Schätzungen beruhen jeweils auf den Informationen der Individuen, für die mindestens zwei Beobachtungen vorliegen. Zu Vergleichszwecken werden auch die Werte einer gepoolten Schätzung (Spalte 1 der Tabellen 9 und 10), in der nicht für unbeobachtete individuelle Eigenschaften kontrolliert wird, ausgewiesen. Auch wenn für unbeobachtbare Fähigkeiten kontrolliert wird, bleiben die Koeffizienten der Firmengrößenklassen überwiegend signifikant, und die Differenz der Koeffizienten zwischen kleinster und größter Firmengrößenklasse verringert sich gegenüber der gepoolten Schätzung kaum. Da der Hausman-Test die Nullhypothese, daß das Random-Effects Modell zu konsistenten Schätzungen führt, ablehnt, ist das Fixed-Effects Modell vorzuziehen.

In den letzten drei Spalten der Tabellen 9 und 10 werden die Ergebnisse eines gepoolten sowie eines Fixed-Effects und Random-Effects Modells für die Männer und Frauen, die im Untersuchungszeitraum die Firmengrößenklasse gewechselt haben, wiedergegeben. Obwohl Wechsler sich von allen Arbeitnehmern sicherlich durch eine Reihe von Merkmalen unterscheiden, spricht für eine gesonderte Untersuchung dieser Gruppe die Überlegung, daß sich ihre unbeobachteten Fähigkeiten durch die Mobilität nicht merklich verändern. Beeinträchtigt wird dieser analytische

Schritt jedoch durch die Tatsache einer recht geringen Fallzahl, die bei Männern (Frauen) 94 (38) beträgt. Die männliche Wechslergleichung (Tabelle 9, Spalte 4) verdeutlicht nun, daß die Koeffizienten der Firmengrößenklassen geringer ausfallen und ihre Signifikanz verlieren. Dieses Muster wird auch von den entsprechenden Koeffizienten des Fixed-Effects und Random-Effects Modells bestätigt (Tabelle 9, Spalten 5 und 6) und muß als eine partielle Bestätigung der Vermutung unterschiedlicher Fähigkeiten angesehen werden.

In den weiblichen Wechslergleichungen unterscheiden sich die Koeffizienten der Firmengrößenklassen kaum von denjenigen, die für alle Frauen geschätzt werden, wie ein Vergleich der letzten drei mit den ersten drei Spalten der Tabelle 10 ergibt. Für die Wechslergleichungen von Männern und Frauen ist nach dem Hausman-Test das Random-Effects dem Fixed-Effects Modells vorzuziehen. Auf der Grundlage dieser partiell divergierenden empirischen Befunde tendieren wir zu den vorsichtigen, durch weitere Forschungsbemühungen abzusichernden Schlußfolgerungen, daß das Firmengrößen-Lohndifferential kein Artefakt ist, das nur aus einer unzureichenden Kontrolle für die Heterogenität der Arbeitnehmer resultiert.

In den Theorien, die den Einfluß unvollständiger Informationen am Arbeitsmarkt auf die Lohnhöhe betonen, wird u. a. argumentiert, daß die betriebliche Entgeltspolitik mit der Firmengröße variiert und zu Lohnprämien führt. Um diesen Erklärungsbeitrag einer ersten näherungsweise Überprüfung unterziehen zu können, wird Einkommensfunktion (1) ohne Dummy-Variablen für Firmengrößen für die einzelnen Firmengrößenklassen geschätzt. Die Schätzergebnisse enthalten die Tabellen 11 a und 11 b. Für Männer ergibt sich dabei folgendes Bild (Tabelle 11 a). Die Schulertragsrate ist in Kleinbetrieben deutlich geringer als in allen anderen Betriebsgrößenklassen. Tenure als betriebsspezifische Ausbildung in der Humankapitaltheoretischen Interpretation wird besonders hoch in großen Firmen entlohnt. Insgesamt sieht es so aus, als existierte eine positive Verknüpfung von Ertragsraten der Humankapitalausstattung und der Firmengröße.⁶⁾ Mit sehr viel Vorsicht läßt sich dieser Befund im Rahmen des Modells von Garen (1985) interpretieren, das ja höhere Schulertragsraten in größeren als in kleineren Firmen begründet. Diese Interpretation wird aber relativiert durch die Tatsache, daß entgegen dem Modellergebnis von Garen die konstanten Terme der Schätzungen nicht kontinuierlich mit der Firmengröße zunehmen und daß nach Tabelle 11 b bei Frauen eher eine negative Verknüpfung zwischen Entlohnung des Humankapitals und Firmengröße vorzuherrschen scheint.

Um die Monopolmachtthese (ability to pay) zu überprüfen, ist eine zweistufige Vorgehensweise erforderlich.⁷⁾ In Sektoren mit höherer Wettbewerbsintensität, wie Maschinenbau, Baugewerbe und Einzelhandel, müßte der Zusammenhang zwischen Firmengröße und Entlohnung schwächer ausgeprägt sein als in Sektoren wie z. B. Eisen und Stahl, Chemieindustrie, die durch eine stärkere Konzentration gekennzeichnet sind. Wie Tabelle 12 dokumentiert, schätzen wir die Einkommensfunktion (1) für sechs Sektoren. Die Selektion dieser Sektoren folgt dem Kriterium, über eine ausreichende Fallzahl in jedem Sektor zu verfügen. Die Schätzergebnisse sind nicht sehr befriedigend, da die meisten Koeffizienten der Firmengrößenklassen-Variablen nicht signifikant sind. Es wird aber doch deutlich, daß die Löhne nach Kontrolle der übrigen exogenen Variablen mit der Firmengröße im allgemeinen zunehmen, und zwar

⁶⁾ Chow-Tests, die hier nicht dokumentiert werden, zeigen, daß die für die einzelnen Firmengrößenklassen geschätzten Koeffizientenvektoren sowohl für Männer als auch für Frauen im Jahr 1984 signifikant voneinander abweichen. Im Jahre 1987 kann die Nullhypothese gleicher Koeffizientenvektoren bei Frauen nur noch beim Vergleich der kleinsten Firmengrößenklasse mit allen anderen abgelehnt werden.

⁷⁾ Diese These wird nur für die männlichen Arbeitnehmer überprüft, da die Fallzahlen der Frauen zu gering sind.

Tabelle 9: Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Männer mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen und Individualeffekten – Ergebnisse von gepoolten, Fixed-effects und Random-effects Modellen¹⁾.

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert
[t]-Werte in Klammern

JAHR EX. VARIABLE	ALLE			FIRMENGRÖSSENWECHSLER		
	1984-1987 gepoolt	1984-1987 Fix.-effect	1984-1987 Ran.-effect	1984-1987 gepoolt	1984-1987 Fix.-effect	1984-1987 Ran.-effect
FSIZE1 ²⁾	-0.0667** (6.93)	-0.0967 (1.52)	-0.0481** (3.65)	-0.0123 (0.29)	-0.0520* (1.65)	-0.0272 (0.93)
FSIZE3 ²⁾	0.0236** (2.65)	0.0147 (0.58)	0.0214 (1.63)	0.0504 (1.05)	0.0380 (1.00)	0.0544 (1.54)
FSIZE4 ²⁾	0.0969** (10.67)	0.0605* (2.19)	0.0855** (6.33)	0.0337 (0.62)	0.0409 (0.88)	0.0268 (0.65)
S	0.0754** (41.41)	–	0.0774** (25.14)	0.0549** (5.92)	–	0.0580** (4.11)
S*AUSL	-0.0639** (20.58)	–	-0.0649** (12.44)	-0.0359* (1.82)	–	-0.0436 (1.51)
AUSL ²⁾	0.8428** (16.78)	–	0.8732** (10.25)	0.4303* (1.59)	–	0.5826 (1.35)
EX	0.0272** (24.16)	–	0.0212** (15.30)	0.0198** (3.03)	–	0.0312** (4.27)
EXSQ	-0.0005** (21.22)	–	-0.00003** (12.08)	-0.0000 (0.32)	–	-0.0003* (1.75)
TEN	0.0029** (6.43)	0.0074 (8.24)	0.0037** (6.35)	-0.0047 (1.13)	-0.0037 (1.11)	-0.0010 (0.35)
KONST	6.8377** (259.10)	–	6.8628** (157.97)	7.0441** (52.10)	–	6.9275** (35.61)
\bar{R}^2	0.3698	–	–	0.3054	–	–
$F(\beta_{\text{size}}=0)$	87.40**	3.77**	28.09**	0.73	2.63*	1.99
$F(\beta_{\text{ind}}=0)$	14.14**	–	–	9.45**	–	–
α	–	–	0.65	–	–	0.61
$F_{\text{Fix. v. Ran}}^{\text{Haus}}$	–	–	6.42**	–	–	0.51
N	2046	2046	2046	94	94	94
$\sum_i T_i \quad i=1, \dots, N$	6857	6857	6857	296	296	296

¹⁾ Berücksichtigt wurden Individuen, für die mindestens zwei Beobachtungen vorlagen ($2 \leq T \leq 4$).

²⁾ Dummy-Variablen

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g = e^b - 1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

unabhängig von der sektoralen Wettbewerbsintensität. In einem zweiten Schritt werden die Firmenlohnstrukturen der Sektoren miteinander verglichen. Geht man von den beobachteten Löhnen in den Firmengrößenklassen der einzelnen Branchen aus und berechnet ihre Korrelationskoeffizienten zwischen allen Branchen, dann erhält man das in Tabelle 13 wiedergegebene Ergebnis. Die Korrelationskoeffizienten sind jeweils positiv und häufig größer als 0,8. Dieses Bild ändert sich nicht sehr stark, wenn die für die Humankapitalvariablen kontrollierten Löhne, d. h. die Lohneffekte der Firmengrößenklassen für die Korrela-

tionsanalyse über die Sektoren verwendet werden. Die Korrelationskoeffizienten bleiben mit einer Ausnahme positiv und sind im allgemeinen größer als 0,6 (vgl. Tabelle 13). Dies ist wiederum ein Hinweis darauf, daß unabhängig von der sektoralen Wettbewerbsintensität über alle Sektoren große Unternehmungen höhere Löhne zahlen als die kleineren Konkurrenten. Obwohl diese Analyse sicherlich mit höheren Fallzahlen für eine größere Anzahl von Branchen in einer engeren sektoralen Abgrenzung erneut durchzuführen wäre, läßt sich mit der gebotenen Vorsicht festhalten, daß die sektorale Monopolmacht keine

Tabelle 10: Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Frauen mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen und Individualeffekten – Ergebnisse von gepoolten, Fixed-effects und Random-effects Modellen¹⁾.

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert
[t]-Werte in Klammern*

JAHR EX. VARIABLE	ALLE			FIRMENGRÖSSENWECHSLER		
	1984-1987 gepoolt	1984-1987 Fix.-effect	1984-1987 Ran.-effect	1984-1987 gepoolt	1984-1987 Fix.-effect	1984-1987 Ran.-effect
FSIZE1 ²⁾	-0.0898** (6.18)	-0.0803* (2.11)	-0.0909** (4.89)	-0.0638 (1.35)	0.0323 (0.61)	-0.0297 (0.74)
FSIZE3 ²⁾	0.0403** (2.76)	0.1471** (2.79)	0.0596 (2.91)	0.0248 (0.40)	0.1666* (2.19)	0.0816 (1.46)
FSIZE4 ²⁾	0.1577** (9.30)	0.1409** (2.47)	0.1446** (6.26)	0.2297** (2.45)	0.1408* (1.61)	0.1785** (2.44)
S	0.0736** (23.37)	–	0.0769** (16.15)	0.0752** (6.23)	–	0.0917** (5.86)
S*AUSL	-0.0484** (8.50)	–	-0.0491** (5.72)	Tolerance < 0.01	–	-0.1382** (2.54)
AUSL ²⁾	0.5428** (7.04)	–	0.5623** (4.79)	-0.0462 (0.72)	–	3.2609** (2.46)
EX	0.0204** (11.54)	–	0.0224** (10.24)	0.0421** (4.39)	–	0.0439** (3.97)
EXSQ	-0.0004** (9.88)	–	-0.0004** (8.55)	-0.0009** (2.72)	–	-0.0009* (2.21)
TEN	0.0079** (8.24)	0.0098 (4.18)	0.0067** (5.63)	-0.0041 (0.51)	-0.0197* (2.08)	-0.0071 (1.01)
KONST	6.6008** (151.99)	–	6.5361** (151.79)	6.5336** (43.12)	–	6.3250** (32.68)
\bar{R}^2	0.3548	–	–	0.4608	–	–
$F(\beta_{\text{size}}=0)$	66.53**	12.60**	35.11**	3.80**	2.63*	3.68*
$F(\beta_{\text{ind}}=0)$	11.24**	–	–	5.86**	–	–
α	–	–	0.64	–	–	0.47
$F_{\text{Fix. v. Ran}}^{\text{Haus}}$	–	–	2.41**	–	–	1.26
N	757	757	757	38	38	38
$\sum_{i=1, \dots, N} T_i$	2360	2360	2360	119	119	119

¹⁾ Berücksichtigt wurden Individuen, für die mindestens zwei Beobachtungen vorlagen ($2 \leq T \leq 4$).

²⁾ Dummy-Variable

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsraten zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g = e^b - 1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

durchschlagende Determinante des Firmengrößen-Lohn-differentials ist.

6. Fazit

In diesem Beitrag wird der Zusammenhang von Firmen-größe und Entlohnung analysiert. Auch nach Kontrolle für viele Determinanten der Entlohnung bleibt eine starke positive Beziehung zwischen den beiden zentralen Variablen dieser Untersuchung erhalten. Da die Mobilität der Arbeitnehmer von kleineren zu größeren Firmen mit deutlichen Einkommenszuwächsen verbunden ist, werden

Zugangsbarrieren und Selektionskriterien größerer Firmen die Löhne von Arbeitnehmern mit identischen produktivitätsrelevanten Ausstattungen deutlich beeinflussen.

Der Eliminationsprozeß möglicher Erklärungen des Firmengrößen-Lohndifferentials hat zumindest deutlich gemacht, daß Effizienzlohnmodelle, Modelle mit unvollständiger Information am Arbeitsmarkt und möglicherweise Monopolmachtmodelle mit Gewinnteilung zwischen Firma und Arbeitnehmern noch nicht hinreichend berücksichtigt werden konnten. Von ihrer theoretischen Weiterentwicklung und empirischen Überprüfung ist ein vertieftes

Tabelle 11a: Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Männer in den verschiedenen Firmengrößenklassen für die Jahre 1984 und 1987

abh. Variable: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert
[t]-Werte in Klammern

FGKL. EX. VARIABLE		1 < 20	2 20-<200	3 200-<2000	4 ≥2000
S	84	0.0536** (5.09)	0.0770** (13.29)	0.0659** (10.55)	0.0761** (13.75)
	87	0.0583** (4.74)	0.0774** (9.49)	0.0735** (10.22)	0.0748** (12.52)
S*AUSL	84	-0.0465** (3.03)	-0.0557** (6.01)	-0.0652** (6.44)	-0.0627** (6.24)
	87	-0.0411* (2.02)	-0.0624** (4.41)	-0.0636** (5.24)	-0.0744** (6.23)
AUSL ¹⁾	84	0.4878* (2.17)	0.6892** (4.91)	0.8286** (5.05)	0.8354** (5.14)
	87	0.4192 (1.44)	0.8005** (3.59)	0.8382** (4.30)	1.0694** (5.23)
EX	84	0.0373** (8.26)	0.0338** (10.21)	0.0311** (8.78)	0.0323** (8.09)
	87	0.0343** (4.74)	0.0266** (5.28)	0.0250** (5.58)	0.0163** (3.46)
EXSQ	84	-0.0007** (6.33)	-0.0006** (9.15)	-0.0006** (8.11)	-0.0007** (8.48)
	87	-0.0007** (4.31)	-0.0004** (4.45)	-0.0004** (4.72)	0.0003** (3.66)
TEN	84	0.0000 (0.02)	0.0016 (1.17)	0.0008 (0.55)	0.0072** (4.47)
	87	0.0030 (1.11)	0.0036* (1.85)	0.0000 (0.05)	0.0078** (4.51)
KONST.	84	6.9241** (50.50)	6.7643** (85.37)	6.9416** (76.16)	6.8094** (82.28)
	87	6.9566** (41.49)	6.8119** (57.91)	6.9328** (66.18)	7.0591** (75.62)
R ²	84	0.2806	0.3644	0.3175	0.4100
	87	0.1757	0.2714	0.3450	0.3609
N	84	401	700	560	591
	87	282	480	411	490

¹⁾ Dummy-Variable

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

Tabelle 11b: Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Frauen in den verschiedenen Firmengrößenklassen für die Jahre 1984 und 1987

abh. Variable: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert
[t]-Werte in Klammern

FGKL. EX. VARIABLE		1 < 20	2 20-<200	3 200-<2000	4 ≥2000
S	84	0.0839** (6.03)	0.0855** (7.46)	0.0712** (6.21)	0.0446** (2.69)
	87	0.0487** (3.57)	0.0837** (7.49)	0.0776** (6.97)	0.0551** (3.14)
S*AUSL	84	-0.0734** (2.76)	-0.0598** (3.13)	-0.0366* (2.16)	-0.0601* (2.24)
	87	-0.0472* (1.95)	-0.0591** (2.47)	-0.0483** (2.35)	-0.0688* (2.06)
AUSL ¹⁾	84	1.1018** (2.44)	0.7871** (2.81)	0.4034* (1.85)	0.7527* (1.91)
	87	0.5411 (1.53)	0.7089* (2.15)	0.5411** (2.95)	0.8541* (1.69)
EX	84	0.0239* (3.74)	0.0238** (4.24)	0.0162** (2.67)	0.0165* (1.67)
	87	0.0191** (2.51)	0.0150* (2.03)	0.0191* (1.99)	0.0050 (0.45)
EXSQ	84	-0.0006** (3.83)	-0.0005** (3.74)	-0.0004** (2.54)	-0.0003 (1.61)
	87	-0.0004* (2.13)	-0.0002 (1.62)	-0.0003** (2.87)	-0.0000 (0.38)
TEN	84	0.0139** (3.61)	0.0107** (3.16)	0.0096** (2.81)	0.0171** (3.39)
	87	0.0065 (1.61)	0.0087* (2.14)	0.0088** (2.82)	0.0121** (2.47)
KONST.	84	6.2875** (33.63)	6.3651** (42.52)	6.6342** (43.67)	6.9717** (30.68)
	87	6.8483** (38.44)	6.5574** (40.99)	6.6348** (41.59)	7.0620** (28.47)
R ²	84	0.2409	0.2969	0.2381	0.1755
	87	0.1624	0.3132	0.3215	0.1541
N	84	206	243	220	142
	87	141	186	156	121

¹⁾ Dummy-Variable

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen

** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

Tabelle 12: Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Männer in verschiedenen Branchen mit Dummy-Variablen für Firmengrößenklassen, 1984 und 1987¹⁾

abh.: Monatliches Bruttoeinkommen, logarithmiert
[t]-Werte in Klammern

BRANCHEN Ex. Variable		EISEN	MASCHINEN	BAU	ELEKTRO	CHEMIE	EHANDEL
FSIZE1 ²⁾	84	-0.0547 (1.11)	0.0264 (0.51)	-0.0000 (0.00)	-0.0221 (0.27)	-0.2222 (1.87)	-0.0709 (0.92)
	87	-0.0335 (0.51)	-0.0456 (0.68)	-0.0292 (0.53)	-0.0213 (0.27)	-0.0925 (0.68)	-0.1536* (1.72)
FSIZE3 ²⁾	84	-0.0094 (0.32)	0.0653* (1.69)	0.1470** (3.36)	-0.0260 (0.40)	0.0458 (0.66)	-0.0149 (0.13)
	87	0.0375 (1.07)	-0.0469 (0.95)	0.0725 (1.00)	-0.0506 (0.77)	0.0528 (0.64)	-0.0807 (0.65)
FSIZE4 ²⁾	84	0.0461 (1.41)	0.0777 (2.27)	0.0613 (1.15)	0.1262* (1.91)	0.1578* (2.31)	0.0312 (0.27)
	87	0.0959** (2.58)	0.0502 (1.10)	0.2804** (3.44)	0.1203* (1.73)	0.2094** (2.71)	-0.0647 (0.55)
KONST	84	6.7788** (58.63)	6.8807** (61.77)	6.7765** (52.86)	7.0206** (44.23)	6.9207** (38.34)	6.8172** (22.51)
	87	6.8534** (56.50)	6.9169** (47.96)	7.1999** (39.58)	7.0405** (48.27)	6.6290** (29.42)	6.5476** (17.87)
\bar{R}^2	84	0.3333	0.3825	0.3144	0.3859	0.4784	0.3616
	87	0.3422	0.3672	0.2352	0.4392	0.4931	0.2413
N	84	367	344	279	160	134	92
	87	262	291	162	151	105	64

¹⁾ In diesen Einkommensfunktionen wurde auch für die Variablen S, S*AUSL, AUSL, EX, EXSQ und TEN kontrolliert. Die für diese Variablen geschätzten Koeffizienten sind in der Tabelle nicht wiedergegeben.

²⁾ Dummy-Variable

Die dokumentierten Koeffizienten von Dummy-Variablen sind als Wachstums- bzw. Veränderungsrate zu interpretieren. Sie ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten b nach $g=e^b-1$.

* H_0 ist bei $\alpha=0.05$ abzulehnen ** H_0 ist bei $\alpha=0.01$ abzulehnen

Tabelle D: Korrelationen der Einkommen in den Firmengrößenklassen zwischen Branchen

Obere Dreiecksmatrix: Korrelationen der durchschnittlichen logarithmierten Einkommen in den Firmengrößenklassen

Untere Dreiecksmatrix: Korrelationen der kontrollierten Lohn-

	MÄNNER 1984					
	CHEMIE	EISEN	MASCH.	ELEKTR.	BAU	EHANDEL
CHEMIE	*	.89	.72	.69	.81	.94
EISEN	.94	*	.60	.94	.74	.78
MASCHINEN	.55	.50	*	.49	.98	.50
ELEKTRO	.65	.84	.53	*	.63	.55
BAU	.54	.29	.75	-.00	*	.59
EHANDEL	.96	.98	.40	.74	.30	*

	MÄNNER 1987					
	CHEMIE	EISEN	MASCH.	ELEKTR.	BAU	EHANDEL
CHEMIE	*	.77	.54	.60	.86	.03
EISEN	.61	*	.93	.81	.94	.63
MASCHINEN	.55	.72	*	.91	.88	.73
ELEKTRO	.76	.70	.95	*	.90	.41
BAU	.77	.97	.78	.82	*	.39
EHANDEL	-.38	.35	.51	.23	.21	*

Verständnis der Firmengrößen-Lohndifferentiale zu erwarten. Die Existenz dieser Differentiale in verschiedenen Volkswirtschaften, im Zeitablauf und in unterschiedlichen Wirtschaftssektoren erfordert allerdings Erklärungen, die partiell zeitinvariant sind und Gültigkeit für verschiedene Sektoren und Länder beanspruchen können. Daß ein erfolgversprechendes Forschungsprogramm erhebliche Anstrengungen und Neuorientierungen verlangt, wird von Thaler (1989: 190) in einem einschlägigen Übersichtsartikel prägnant so formuliert: „Economists would have to get their hands dirty collecting data on the actual operation of organizations. Unless the profession is willing to reward this type of time-consuming research activity, many important questions will remain unresolved.“

¹⁾ Für jede Firmengrößenklasse ergibt sich dieser Lohneffekt als Summe aus dem für die jeweilige Dummy-Variable geschätzten Koeffizienten und dem Absolutglied, für die Standardgruppe entspricht dieser Lohneffekt dem Absolutglied.

Literatur

- Akerlof, G. A. (1982): Labor Contracts as a Partial Gift Exchange, *Quarterly Journal of Economics*, 97, 543-569.
- Barron, J. M., D. A. Black und M. A. Loewenstein (1987): Employer Size: The Implications for Search, Training, Capital, Investment, Starting Wages, and Wage Growth, *Journal of Labor Economics*, 5, 76-89.
- Blanchflower, D. (1986): Wages and Concentration in British Manufacturing, *Applied Economics*, 18, 1025-1038.
- Brown, C. und J. L. Medoff (1989): The Employer Size Wage Effect, *Journal of Political Economy* (im Erscheinen).
- Brüderl, J. und P. Preisendörfer (1986): Betriebsgröße als Determinante beruflicher Gratifikationen, *Wirtschaft und Gesellschaft*, 12, 507-523.
- Cramer, U. (1987): Klein- und Mittelbetriebe: Hoffnungsträger der Beschäftigtenpolitik?, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 20, 15-29.
- Doeringer, P. und M. J. Piore (1971): *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington.
- Evans, D. S. und L. S. Leighton (1989): Why Do Smaller Firms Pay Less?, *Journal of Human Resources*, 24, 299-318.
- Garen, J. E. (1985): Worker Heterogeneity, Job Screening, and Firm Size, *Journal of Political Economy*, 93, 715-739.
- Gerlach, K. und O. Hübler (Hrsg. 1989): *Effizienzlohntheorie, Individualeinkommen und Arbeitsplatzwechsel*, Frankfurt - New York.
- de Gijsel, P. (1983), *Verantwortung und Lohnstruktur*, Frankfurt – New York.
- Halvorsen, R. und R. Palmquist (1980): The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, *American Economic Review*, 70, 474-475.
- Hanefeld, U. (1984): The German Socio-Economic Panel, *American Statistical Association, Proceedings of the Social Statistics Section*, 117-124.
- Hashimoto, M. und H. S. Raisian (1985): Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States, *American Economic Review*, 75, 721-735.
- Hübler, O. (1984): Zur empirischen Überprüfung alternativer Theorien der Verteilung von Arbeitseinkommen, in: L. Bellmann, K. Gerlach, O. Hübler, *Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland*, Frankfurt – New York, 17-189.
- Judge, G. et al. (1982): *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, New York.
- Lorenz, W. und J. Wagner (1988): Gibt es kompensierende Lohn-differenziale in der Bundesrepublik Deutschland?, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 108, 371-381.
- Masters, S. H. (1969): An Inter-industry Analysis of Wages and Plant Size, *Review of Economics and Statistics*, 51, 341-345.
- Mellow, W. (1982): Employer Size and Wages, *Review of Economics and Statistics*, 64, 495-501.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*, New York – London.
- Oi, W. Y. (1983): Heterogeneous Firms and the Organization of Production, *Economic Inquiry*, 21, 147-171.
- Salop, S. (1979): A Model of the Natural Rate of Unemployment, *American Economic Review*, 69, 117-125.
- Schmidt, C. und Zimmermann, K. F. (1988): Work Characteristics, Firm Size and Wages, Paper prepared for: *New Issues in Wages, Non-Wages and Employment*, Conference at Corsendonk, Belgium, 1-3 Sept. 1988.
- Shapiro, C. und J. E. Stiglitz (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, *American Economic Review*, 74, 433-444.
- Smith, R. S. (1979): Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review, *Industrial and Labor Relations Review*, 32, 339-352.
- Spilerman, S. (1977): Careers, Labor Market Structure, and Socioeconomic Achievement, *American Journal of Sociology*, 83, 551-593.
- Stiglitz, J. E. (1987): The Causes and Consequences of the Dependence of Quality on Price, *Journal of Economic Literature*, 25, 1-48.
- Strand, J. (1987): The Relationship between Wages and Firm Size: An Information Theoretic Analysis, *International Economic Review*, 28, 51-68.
- Thaler, R. H. (1989): Anomalies: Interindustry Wage Differentials, *Journal of Economic Perspectives*, 3, 181-193.
- Wagner, J. und W. Lorenz (1988): Einkommensfunktionsschätzungen mit Längsschnittdaten für vollzeiterwerbstätige deutsche Männer, *Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Universität Hannover, Diskussionspapier Nr. 128*.
- Weiss, L. (1966): Concentration and Labor Earnings, *American Economic Review*, 56, 96-117.
- Weiss, A. und H. J. Landau (1984): Wages, Hiring Standards, and Firm Size, *Journal of Labor Economics*, 2, 477-499.
- Yellen, J. L. (1984): Efficiency Wage Models of Unemployment, *American Economic Review*, PP, 74, 200-205.

Anhang A: Variablenbeschreibung

FSIZE1	Firmengrößendummy, < 20 Beschäftigte
FSIZE2	Firmengrößendummy, 20 – < 200 Beschäftigte
FSIZE3	Firmengrößendummy, 200 – < 2000 Beschäftigte
FSIZE4	Firmengrößendummy, ≥ 2000 Beschäftigte
S	Schulbildung in Jahren einschließlich berufliche Ausbildung
EX	Jahre der Berufserfahrung, berechnet durch Befragungsjahr – Jahr, in dem die erste Berufstätigkeit (nicht Berufsausbildung) aufgenommen wurde
EXSQ	EX quadriert
TEN	Tenure, Zugehörigkeitsdauer zum jetzigen Betrieb, gemessen in Jahren
AUSL	Dummy-Variable für Staatsangehörigkeit 0: Deutsche Staatsangehörigkeit 1: Türkische, griechische, jugoslawische, italienische oder spanische Staatsangehörigkeit
S*AUSL	Interaktionsterm zwischen S und AUSL
ARB01	Abwechslungsreiche Tätigkeit 1: Trifft nicht zu 2: Trifft teilweise zu 3: Trifft voll zu Diese Codierung gilt auch für die Variablen ARB02 – ARB13

ARB02	Körperlich schwere Arbeit
ARB03	Selbständige Gestaltung des Arbeitsablaufs
ARB04	Arbeitszeit nach Arbeitsanfall
ARB05	Strenge Kontrolle der Arbeitsleistung
ARB06	Arbeit in Wechselschicht
ARB07	Regelmäßige Nachtarbeit
ARB08	Ärger mit Vorgesetzten
ARB09	Guter Kontakt mit Arbeitskollegen
ARB10	Mitentscheidung über Bezahlung und Beförderung von Mitarbeitern
ARB11	Dazulernen am Arbeitsplatz
ARB12	Belastende Umwelteinflüsse
ARB13	Hohe nervliche Anspannung

Anhang B: Variablenmittelwerte (Standardabweichungen in Klammern)

VARIABLE	MÄNNER				FRAUEN			
	1984	1985	1986	1987	1984	1985	1986	1987
lnY	7.98 (0.33)	8.01 (0.33)	8.04 (0.34)	8.08 (0.35)	7.58 (0.34)	7.64 (0.35)	7.68 (0.33)	7.71 (0.33)
FSIZE1	0.17 (0.38)	0.17 (0.37)	0.17 (0.37)	0.16 (0.37)	0.25 (0.43)	0.23 (0.42)	0.24 (0.42)	0.23 (0.42)
FSIZE2	0.31 (0.46)	0.30 (0.46)	0.29 (0.45)	0.28 (0.45)	0.29 (0.45)	0.32 (0.46)	0.31 (0.46)	0.30 (0.46)
FSIZE3	0.24 (0.43)	0.24 (0.43)	0.25 (0.43)	0.24 (0.43)	0.27 (0.44)	0.25 (0.43)	0.25 (0.43)	0.25 (0.43)
FSIZE4	0.26 (0.44)	0.27 (0.44)	0.28 (0.45)	0.29 (0.45)	0.17 (0.38)	0.19 (0.39)	0.19 (0.39)	0.20 (0.40)
S	11.89 (2.35)	12.00 (2.41)	12.01 (2.36)	12.04 (2.38)	11.22 (2.26)	11.29 (2.37)	11.46 (2.33)	11.54 (2.38)
S*AUSL	4.07 (5.40)	3.82 (5.32)	3.78 (5.35)	3.71 (5.30)	3.91 (5.03)	3.46 (4.86)	3.16 (4.80)	3.11 (4.79)
AUSL	0.37 (0.48)	0.35 (0.47)	0.34 (0.47)	0.34 (0.47)	0.39 (0.48)	0.35 (0.47)	0.31 (0.46)	0.30 (0.46)
EX	20.35 (11.45)	20.49 (11.43)	21.39 (11.79)	22.21 (11.57)	15.60 (11.45)	16.63 (11.64)	16.63 (11.98)	17.45 (11.74)
EXSQ	545.39 (490.69)	550.51 (491.63)	596.91 (534.16)	627.56 (627.56)	374.44 (454.53)	411.96 (475.46)	419.94 (493.23)	442.39 (495.63)
TEN	10.81 (8.60)	11.17 (8.88)	11.36 (8.98)	11.95 (9.22)	7.91 (6.62)	8.44 (6.90)	8.40 (7.10)	8.60 (7.42)
N	2252	1878	1767	1663	811	674	642	604

Anhang C: Ergebnisse einer Faktorenanalyse über die verschiedenen Arbeitsbedingungen¹⁾

MÄNNER 1985

Variable	Kommunalität
ARB01	.41437
ARB02	.51577
ARB03	.40181
ARB04	.17554
ARB06	.76200
ARB07	.41611
ARB10	.24156
ARB11	.32548
ARB12	.52235
ARB13	.14109

Faktor	Eigenwert	% of Var	% Kum
1	1.78219	17.8	17.8
2	-1.01603	10.2	28.0
3	1.11798	11.2	39.2

****Rotierte Faktorladungsmatrix****

Extraction=ML Rotation=Varimax

	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3
ARB01	.60835	-.10241	-.18385
ARB03	.58560	-.18369	-.15857
ARB11	.55969	-.10684	-.02855
ARB10	.42748	-.23771	-.04812
ARB04	.40804	.09443	-.01131
ARB13	.35703	.09276	.07082
ARB12	.05708	.70948	.12542
ARB02	-.15684	.70082	-.00434
ARB06	-.18596	.04731	.85159
ARB07	.01275	.06652	.64156

FRAUEN 1985

Variable	Kommunalität
ARB01	.47518
ARB02	.41437
ARB03	.37239
ARB04	.23200
ARB06	.16384
ARB07	.43411
ARB10	.19122
ARB11	.37699
ARB12	.33975
ARB13	.25786

Faktor	Eigenwert	% of Var	% Kum
1	1.73874	17.4	17.4
2	1.07029	10.7	28.1
3	.44861	4.5	32.6

****Rotierte Faktorladungsmatrix****

Extraction=ML Rotation=Varimax

	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3
ARB01	.66653	-.04593	-.16970
ARB11	.60257	-.00761	-.11763
ARB03	.56980	-.20109	-.08534
ARB04	.46571	.05266	.11099
ARB10	.41780	-.01477	.12812
ARB02	-.09382	.61297	.17275
ARB12	-.08253	.56555	.11446
ARB13	.32361	.38920	-.04067
ARB07	.11891	.08718	.64216
ARB06	-.15735	.19225	.31954

¹⁾ Die Variablen ARB05, ARB08 und ARB09 wiesen jeweils Faktorladungen <0.20 auf, auch wenn vier Faktoren extrahiert wurden. Zudem führte die Aufnahme dieser Variablen zu einem Rückgang der erklärten Gesamtvarianz. Wir haben darum diese Variablen in der Faktorenanalyse nicht berücksichtigt.