

Firmenlohndifferenziale und Tarifverträge: Eine Mehrebenenanalyse

Gesine Stephan und Knut Gerlach*

Theoretische und empirische Studien zeigen, dass das individuelle Arbeitseinkommen nicht nur von den individuellen produktivitätsrelevanten Eigenschaften eines Arbeitnehmers abhängt. Auch der Arbeitgeber und dessen Entgeltpolitik haben einen eigenständigen Einfluss auf die Höhe der Entlohnung, was sich in der Zahlung von Firmenlohndifferenzialen niederschlägt. Das wesentliche Anliegen dieses Beitrags besteht darin, den Zusammenhang zwischen dem Vergütungsregime – Anwendung eines Flächentarifvertrages, Anwendung eines Haustarifvertrages oder individuelle Lohnaushandlung – und der Höhe und Streuung entsprechender Firmenlohndifferenziale zu analysieren. Die Untersuchung basiert auf der niedersächsischen Stichprobe der Lohn- und Gehaltsstrukturerhebung für das Jahr 1995, die sowohl Informationen über Beschäftigte und Betriebe als auch über die Anwendung von Tarifverträgen enthält. Methodisch wird ein Mehrebenenmodell, das explizit die hierarchische Natur der Daten berücksichtigt, geschätzt. Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass eine Anwendung von Tarifverträgen vor allem dadurch mit höheren Einkommen einhergeht, dass die Basisentlohnung für alle Beschäftigten eines Betriebes steigt. Weiterhin verringert sich die geschlechtsspezifische Lohnlücke im Betrieb bei Anwendung eines Tarifvertrages. Für die Ertragsraten der Schulbildung sowie der potenziellen Berufserfahrung lassen sich hingegen keine systematischen Unterschiede zwischen den Vergütungsregimes nachweisen, was vor dem Hintergrund einer gewerkschaftlichen Lohnpolitik, die zumindest programmatisch auf Lohnstandardisierung und -kompromittierung abzielt, überrascht.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Theoretische Überlegungen und Hypothesen
 - 2.1 Ursachen von Firmenlohndifferenzialen
 - 2.2 Tarifverträge und zwischenbetriebliche Lohnunterschiede
 - 2.3 Hypothesen
- 3 Daten, Methoden und Variablen
 - 3.1 Die Niedersächsische Gehalts- und Lohnstrukturerhebung
 - 3.2 Ein Mehrebenenmodell der Entlohnung
 - 3.3 Variablen
- 4 Empirische Ergebnisse
 - 4.1 Deskriptive Ergebnisse
 - 4.2 Systematische Einflüsse auf die Entlohnung
 - 4.3 Die Verteilung der betriebsspezifischen Entlohnungsparameter
- 5 Fazit
- Literatur
- Methodischer Anhang

1 Einleitung

Das Wettbewerbsmodell des Arbeitsmarktes sagt voraus, dass Unternehmen allen Arbeitskräften den Marktlohn offerieren sollten. Neuere Studien zeigen jedoch, dass Löhne und Lohnverteilung nicht nur von den individuellen Merkmalen bzw. der Humankapitalausstattung von Arbeitnehmern abhängen, sondern auch an Unternehmen

bzw. Arbeitsplätze gebunden sind (Abowd/Kramarz 1999, Hamermesh 1999). Der Einfluss von Unternehmen auf die Entlohnung wird in der Literatur häufig in Form von *Firmenlohndifferenzialen* modelliert (Stephan 2001a, 2002), die wir für den folgenden Beitrag als Prämien definieren, die alle Beschäftigten eines Unternehmens zusätzlich zu den marktüblichen Ertragsraten ihres *beobachteten Humankapitals* erhalten. In der einfachsten Form lassen sich zwischenbetriebliche Lohndifferenzen eindimensional als prozentualer Aufschlag auf die im „Standardunternehmen“ gezahlten Löhne darstellen. Neben einem unternehmensspezifischen Fixeffekt auf die Entlohnung kann jedoch auch jede weitere Dimension der Lohnpolitik des Unternehmens eine Quelle von Firmenlohndifferenzialen darstellen. So können z.B. die Erträge der Schulbildung, der Betriebszugehörigkeit und der Berufserfahrung sowie das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial zwischen Unternehmen variieren.

Das wesentliche Anliegen unseres Beitrags besteht darin, den Zusammenhang zwischen dem Vergütungsregime, dem ein Betrieb zuzuordnen ist, und unterschiedlichen

* PD Dr. Gesine Stephan und Professor Dr. Knut Gerlach sind am Institut für Quantitative Wirtschaftsforschung der Universität Hannover tätig. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren. Er wurde im September 2003 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im November 2003 zur Veröffentlichung angenommen.

Die Autoren danken Olaf Hübler, Torben Schewe sowie zwei Gutachtern für hilfreiche Hinweise und dem Niedersächsischen Landesamt für Statistik – insbesondere Bernd Höptner, Uwe Rode und Dietrich Schwinger – für die Unterstützung bei den Auswertungen der Niedersächsischen Gehalts- und Lohnstrukturerhebung.

Dimensionen der betrieblichen Lohnpolitik zu analysieren. Wir differenzieren dabei zwischen der Anwendung eines Flächentarifvertrags, der Anwendung eines Haustarifvertrags und einem Regime, das wir vereinfachend als „individuelle Lohnaushandlung“ bezeichnen (dies soll nicht ausschließen, dass in den betreffenden Betrieben standardisierte Verfahren der Lohnsetzung angewendet werden). Die untersuchte Fragestellung erscheint uns wichtig, weil der Flächentarifvertrag in den letzten Jahren immer stärker in die Kritik geraten ist. Beklagt wird vor allem, dass sich die Abschlüsse an der Situation der Branche und nicht an der Situation des einzelnen Betriebes orientieren, und dass die resultierenden Lohnabschlüsse nicht hinreichend flexibel ausgestaltet sind.

In Abschnitt 2 beschäftigen wir uns aus theoretischer Sicht mit möglichen Gründen für die Zahlung von Firmenlohndifferenzialen und diskutieren vom Tarifvertragssystem ausgehende Einflüsse. Abschnitt 3 stellt die verwendeten Daten und Methoden vor, während Abschnitt 4 die empirischen Ergebnisse präsentiert – wir überprüfen im Rahmen eines Mehrebenenmodells, ob und inwieweit unterschiedliche Entlohnungsparameter auf der Firmenebene durch die Anwendung von Tarifverträgen sowie durch weitere betriebliche Merkmale beeinflusst werden. Der Betrag schließt mit einem Fazit.

2 Theoretische Überlegungen und Hypothesen

Im Folgenden werden zunächst mögliche Erklärungen von Firmenlohndifferenzialen skizziert, bevor im Anschluss genauer auf die erwarteten Auswirkungen von Tarifverträgen auf die zwischenbetriebliche Lohnstruktur eingegangen wird sowie Hypothesen entwickelt werden.

2.1 Ursachen von Firmenlohndifferenzialen

Wesentliche theoretische Argumente zur Erklärung von Firmenlohndifferenzialen können unter den Gesichtspunkten Anreizaspekte, Verhandlungsmacht und Sortierprozesse zusammengefasst werden (Groshen 1991).¹

Für Unternehmen, in denen die Arbeitsleistung nicht oder nur unter Kosten beobachtbar ist (Shapiro/Stiglitz 1984), in denen viel Wert auf Fairness bei der Entlohnung gelegt wird (Akerlof/Yellen 1990, Akerlof 1984), und in denen häufige Belegschaftswechsel kostspielig sind (Salop 1979), kann die Zahlung eines *Effizienzlohnes* sinnvoll sein, wenn die aus dem Lohndifferenzial resultierenden Produktivitätseffekte die erhöhten Lohnkosten mindestens abdecken (vgl. für einen Überblick Gerlach/Hübler 1989). Trifft eine der oben genannten Bedingungen für alle Arbeitnehmer in einem Unternehmen zu, kann ein Firmenlohndifferenzial bei der Basisentlohnung resultieren.² Trifft sie nur für alle besser qualifizierten Beschäftigten im Betrieb zu, kann entsprechend eine firmenspezifische Prämie für Humankapital gezahlt werden. Ähnlich wie ein Effizienzlohn kann auch eine verzögerte Entlohnung dazu genutzt werden, die Arbeitskräfte zu einem effizienten Arbeitseinsatz und einem längeren Verbleib im Unternehmen zu bewegen – bei einer *Senioritätsentlohnung* (Lazear 1981) liegen die Löhne nach dem Eintritt in das

Unternehmen zunächst unter, dann über dem Wertgrenzprodukt der Arbeitskräfte. Erhalten alle Beschäftigten in einem Betrieb eine Senioritätsentlohnung, so wäre zu erwarten, dass die betriebspezifische Ertragsrate der Betriebszugehörigkeitsdauer vergleichsweise hoch, der Einstiegslohn hingegen vergleichsweise niedrig ausfällt.

In Unternehmen, die in gewissem Ausmaß vom externen Arbeitsmarkt abgeschottet sind, haben die Beschäftigten die Möglichkeit, über vom Unternehmen erwirtschaftete *Renten* zu verhandeln. Inwieweit ein Anspruch auf Renten durchgesetzt werden kann, hängt von dem spezifischen Humankapital der Beschäftigten sowie ihrer Organisationsform ab (Lindbeck/Snowder 1988). Aus Rent-Sharing können Firmenlohndifferenziale bei der Basisentlohnung resultieren, wenn alle Beschäftigten eines Betriebes an Renten partizipieren. Variiert die Verhandlungsmacht im Betrieb hingegen nach Qualifikationsniveau oder nach Geschlecht, kann dies wiederum firmenspezifische Ertragsraten von Humankapital oder ein firmenspezifisches geschlechtsspezifisches Lohndifferenzial begründen. Die Interessen der Arbeitnehmer an Renten können dabei durch Gewerkschaften vertreten werden, auf deren Rolle wir in Abschnitt 2.2 näher eingehen. Insbesondere in Haustarifverträgen, die speziell an die betrieblichen Bedingungen angepasst sind, können Gewerkschaften eine Rent-Sharing-Komponente aushandeln. Unter der Voraussetzung, dass die Produktmarktbedingungen bzw. die technologischen Gegebenheiten innerhalb von grob gegliederten Sektoren in einer Region relativ einheitlich ausfallen – was aufgrund der Ergebnisse von Gerlach/Wagner (1997) zur Heterogenität innerhalb von Sektoren eher angezweifelt werden kann – könnte in der Bundesrepublik auch im Rahmen von Flächentarifverträgen ein Rent-Sharing stattfinden, das zu Firmenlohndifferenzialen führt.

Auch wenn keine produktionstechnisch oder durch die Produkt- und Faktormärkte bedingten Entstehungsgründe für Firmenlohndifferenziale vorliegen, können diese beobachtet werden, wenn sich Arbeitskräften unterschiedlicher *unbeobachtbarer „Qualität“* in bestimmte Betriebe sortieren: In Hochlohnunternehmen werden in jeder Lohngruppe überdurchschnittlich produktive, motivierte und innovationsfreudige Mitarbeiter eingestellt, die durchgängig höhere Löhne erhalten als aufgrund ihrer beobachtbaren Fähigkeiten zu erwarten gewesen wäre. Ein erster Grund für entsprechende Sortierprozesse liegt vor, wenn innerhalb von Unternehmen bei der Entlohnung sehr großer Wert auf *Fairnessnormen* gelegt wird und die

¹ Es liegt hinreichende empirische Evidenz dafür vor, dass Firmenlohndifferenziale nicht nur kurzfristig und zufällig beobachtet werden. So zeigt bereits Groshen (1989) für die USA, dass die Autokorrelation eindimensional gemessener Firmenlohndifferenziale in einem der von ihr untersuchten Datensätze nach einem Einjahresabstand Werte über 0.9 annimmt, und nach einem Vierzehnjahresabstand immerhin noch 0.6 beträgt.

² Unter einer betrieblichen Basisentlohnung verstehen wir dabei die Entlohnung, die ein Durchschnittsarbeitnehmer in einem bestimmten Betrieb erwarten kann (in unseren Einkommenschätzungen entspricht die Basisentlohnung der Konstanten).

Beschäftigten einerseits gewisse Präferenzen für eine komprimierte Lohnstruktur aufweisen, andererseits aber auch keine zu hohen Lohneinbussen im Vergleich zu ihrem Opportunitätslohn hinnehmen wollen. Dies erfordert eine in Hinsicht auf das beobachtbare und unbeobachtbare Humankapital relativ homogene Belegschaft, da ansonsten Arbeitnehmer höherer „Qualität“ – die in anderen Betrieben mehr verdienen könnten – bei zu hohen Lohneinbussen das Unternehmen verlassen würden. Ein systematisches Sortieren ist aus Sicht der Unternehmen zweitens dann sinnvoll, wenn *qualifikationssensitive Technologien* vorliegen. Bei einer hohen Kapitalintensität und einer komplexen Produktionstechnik sind Betriebe auf eine gut qualifizierte, sorgfältig arbeitende und motivierte Belegschaft angewiesen. Im Extremfall bestimmt die Arbeit der am wenigsten geeigneten Arbeitskraft die Qualität des Endproduktes, wie es z.B. von Kremer (1993) in seiner O-Ring-Produktionsfunktion modelliert wird. Aus der Zusammenarbeit qualifizierter Arbeitskräfte können weiterhin *positive externe Effekte* entstehen. Dies ist insbesondere bei Teamproduktion und Fließbandarbeit der Fall – durch Weiterbildung am Arbeitsplatz und Lerneffekte wirkt sich ein hochqualifiziertes Arbeitsumfeld positiv auf die Arbeitsleistung des einzelnen Arbeitnehmers aus. Dies führt zwar nicht per se zu Sortierprozessen, kann diese aber beim Vorliegen qualifikationssensitiver Technologien verstärken.

2.2 Tarifverträge und zwischenbetriebliche Lohnunterschiede

Das deutsche System industrieller Beziehungen ist durch den Flächentarifvertrag gekennzeichnet. Flächentarifverträge werden für einzelne Tarifgebiete zwischen einem Unternehmerverband und einer Gewerkschaft abgeschlossen. Für die Mitgliedsfirmen des Verbandes legt der Flächentarifvertrag „Mindestlöhne“ fest, die rechtlich zwar nur gegenüber Gewerkschaftsmitgliedern bindend sind, faktisch jedoch durchgängig auf die Gesamtbelegschaften angewendet werden. Die Bedingungen eines Flächentarifvertrages können – dies ist jedoch eher die Ausnahme – vom jeweiligen Landesarbeitsministerium für das Tarifgebiet als allgemeinverbindlich erklärt werden. Geschieht dies nicht, so können Unternehmen, die nicht Mitglied des jeweiligen Arbeitgeberverbandes sind, die Regelungen des Tarifvertrages durch einen Anerkennungsvertrag übernehmen oder mit ihren Beschäftigten individuelle Vereinbarungen treffen; letztere können dabei wiederum auf den Tarifvertrag Bezug nehmen. Alternativ besteht die Möglichkeit, dass ein Unternehmen einen Haustarifvertrag mit vom Flächentarifvertrag abweichenden Regelungen mit einer Gewerkschaft abschließt; in diesem Fall greift auch eine Allgemeinverbindlichkeitserklärung nicht.

Im Rahmen von Tarifverhandlungen verfolgen Gewerkschaften üblicherweise das Ziel, die Löhne ihrer Mitglieder *über den Marktlohnsatz* anzuheben. Im institutionellen Rahmen der Bundesrepublik bedeutet dies, dass in Betrieben, die Tarifverträge anwenden, die Basisentlohnung tendenziell höher ausfallen müsste als in Betrieben, in denen die Entlohnung individuell ausgehandelt wird.

Ein weiteres wichtiges Ziel der gewerkschaftlichen Entgeltpolitik sind „gleicher Lohn für gleiche Arbeit“ und eine *Lohnstandardisierung und -komprimierung* innerhalb eines Industriezweiges oder regionalen Produktmarktes (Freeman 1982, Freeman/Medoff 1984). Eine solche Lohnkomprimierung kann die Solidarität zwischen Gewerkschaftsmitgliedern stärken und entspricht den Präferenzen des gewerkschaftlichen Medianmitglieds, wenn der Mittelwert des Lohnes über dem Median liegt. Agell (1999, 2002) zeigt, dass risikoaverse und heterogene Arbeitskräfte, die ihre zukünftigen Löhne nur mit Unsicherheit prognostizieren können, ex ante eine komprimierte Lohnstruktur präferieren. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Arbeitnehmer eine egalitäre Lohnstruktur unterstützt, nimmt dabei mit seiner Qualifikation ab. Bei einer moderaten tarifvertraglich durchgesetzten Lohnkompression kann der Nutzen aus der Versicherung gegen Unsicherheit die Kosten durch einen verringerten Output und Arbeitslosigkeit durchaus überwiegen.

Insoweit Gewerkschaften ihre lohnpolitischen Ziele in Tarifverträgen durchsetzen, sind Wirkungen auf die zwischenbetriebliche Lohnstruktur zu erwarten, die jedoch insgesamt nicht eindeutig sind. Zum einen sollte in Betrieben, die Tarifverträge anwenden, die Basisentlohnung höher ausfallen – hieraus resultiert eine mit der Gewerkschaftsmacht zunehmende Lohnstreuung zwischen den Vergütungsregimes. Zum anderen kann die Lohnstandardisierung und -komprimierung die zwischenbetrieblichen Lohnunterschiede innerhalb der Gruppe tarifgebundener Betriebe verengen. Dies gilt insbesondere für Flächentarifverträge und dann, wenn die Standardisierung mit geringen Ertragsraten der üblichen lohnbestimmenden Variablen Schul- und Berufsausbildung sowie Berufserfahrung verbunden ist. Damit werden höher qualifizierte Beschäftigte für geringere Renditen auf das Humankapital durch einen allgemeinen tariflichen Lohnaufschlag kompensiert. Betriebe mit Individualarbeitsverträgen zahlen hingegen keinen tariflichen Lohnaufschlag für alle Beschäftigte, sie vergüten aber das Humankapital mit angemesseneren Ertragsraten.

Eine Lohnstandardisierung, die häufig anhand von Musterarbeitsplätzen Entgelte festlegt, schränkt weiterhin Möglichkeiten der Lohndiskriminierung zwischen verschiedenen Gruppen von Arbeitskräften ein. Der Lohnaufschlag, mit dem Frauen am Arbeitsmarkt konfrontiert sind, müsste folglich in tarifgebundenen Betrieben geringer ausfallen als in Unternehmen mit Individualarbeitsverträgen, was ebenfalls die Lohnstreuung zwischen den Gruppen tarifgebundener und tarifungebundener Betrieben erhöhen sollte.

2.3 Hypothesen

Die vorangehenden theoretischen Überlegungen bilden die Grundlage für die Formulierung der folgenden Hypothesen, die einer empirischen Überprüfung unterzogen werden.

– *Ein Ausdruck der Entgeltpolitik von Unternehmen sind Firmenlohndifferenziale, die sich sowohl in Unterschieden in der Basisentlohnung – der erwarteten Entlohnung*

eines Durchschnittsarbeitnehmers – als auch in betriebs-spezifischen Ertragsraten des Humankapitals äußern. Diese Hypothese lässt sich dadurch begründen, dass die Notwendigkeit einer Zahlung von Effizienzlöhnen zwischen Betrieben variiert, dass sich die Möglichkeiten einer Durchsetzung von Rent-Sharing betriebs-spezifisch unterscheiden, und dass die Bedeutung von Sortierprozessen nach der unbeobachtbaren Qualifikation zwischen Betrieben variiert.

– *Betriebe, die Tarifverträge anwenden, zahlen der Belegschaft tendenziell eine höhere Basisentlohnung als Unternehmen, die Arbeitsverträge individuell aushandeln.* Ein zentrales Ziel gewerkschaftlicher Lohnpolitik ist die Anhebung des Entgelts über den Marktlohnsatz. Damit ist zu erwarten, dass die Lohnstreuung zwischen den Vergütungsregimes mit der Gewerkschaftsmacht zunimmt.

– *Tarifvertraglich gebundene Betriebe sind mit einer Lohnstandardisierung und -komprimierung konfrontiert, die mit geringeren Ertragsraten für Humankapital einhergehen kann.* In Verbindung mit der vorangehenden Hypothese ist eine Verengung der zwischenbetrieblichen Lohnstruktur innerhalb der Gruppe tarifgebundener Unternehmen zu erwarten.

– *Das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial fällt in tarifgebundenen Betrieben geringer aus als in Unternehmen, in denen die Entlohnung individuell ausgehandelt wird.* Ursächlich ist die Bindung der Entlohnung an die Eigenschaften von Arbeitsplätzen, die eine geschlechtsspezifische Lohndifferenzierung in tarifgebundenen Betrieben erschwert.

Die folgende empirische Untersuchung lässt zwar keine Unterscheidungen zwischen unterschiedlichen theoretischen Erklärungsansätzen zu, sie führt aber zu einigen neuen Erkenntnissen über den Lohnbildungsprozess in der Bundesrepublik.

3 Daten, Methoden und Variablen

In diesem Abschnitt wird zunächst der von uns verwendete Datensatz vorgestellt, der einer der wenigen in der Bundesrepublik zugänglichen Arbeitnehmer-Arbeitgeber-Datensätze ist. Im Anschluss wird die gewählte Mehrebenenmodellierung des Entgelts vorgestellt und kurz auf die verwendeten Variablen eingegangen.

3.1 Die Niedersächsische Gehalts- und Lohnstrukturerhebung

Die Gehalts- und Lohnstrukturerhebung erfasst die Verdienste, Arbeitszeiten und diverse weitere Merkmale der Arbeitnehmer in der Bundesrepublik. Sie ist als repräsentative, zweistufige Stichprobe konzipiert und wird in mehrjährigem Abstand durchgeführt. Sie umfasst das produzierende Gewerbe sowie ausgewählte Dienstleistungssektoren. Auswahlseinheiten der ersten Stufe sind die Betriebe, in der zweiten Stufe erfolgt dann die Erfassung einer Stichprobe von Beschäftigten in den gezogenen Betrieben. Für unsere Analyse nutzen wir in Kooperation

mit dem Niedersächsischen Landesamt für Statistik die niedersächsische Stichprobe der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung für das Jahr 1995 (Stephan 2001b).

Nicht erfasst werden in dieser Erhebung Angestellte mit einem Gehalt von monatlich mehr als 25.000 DM sowie geringfügig Beschäftigte und Auszubildende. Wir berücksichtigen in der folgenden Analyse ausschließlich Beschäftigte mit einer Wochenarbeitszeit von mindestens 30 Stunden. Weiterhin begrenzen wir die Analyse auf *Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes mit mindestens 100 und höchstens 10.000 Beschäftigten*, für die mindestens 25 Beobachtungen vorliegen. Der Grund für die letztere Einschränkung ist, dass wir in der empirischen Analyse mit dem Betrieb variierende Parameter schätzen, was eine gewisse Mindestanzahl von Beobachtungen pro Betrieb erforderlich macht. Das verbleibende Sample enthält ca. 30.000 Beschäftigte aus 500 Unternehmen.

Von besonderem Interesse für die folgende Auswertung ist, dass die Gehalts- und Lohnstrukturerhebung eine der wenigen Datenquellen in der Bundesrepublik ist, in der Informationen darüber vorliegen, welche Betriebe welchen Flächen- oder Haustarifvertrag anwenden. Wendet ein Betrieb einen bestimmten Flächentarifvertrag an, so lässt sich allerdings nicht feststellen, ob dies im Rahmen einer Mitgliedschaft in einem Arbeitgeberverband geschieht, ob ein Anerkennungsvertrag abgeschlossen wurde, oder ob individuell vereinbarte Arbeitsverträge auf den Flächentarifvertrag Bezug nehmen. Informationen über das Vorhandensein eines Betriebsrates liegen in dem Datensatz nicht vor. Weiterhin sind unsere Ergebnisse auf ein westdeutsches Bundesland begrenzt; in Ostdeutschland sind deutlich weniger Betriebe tarifgebunden (Kohaut/Schnabel 2003).

Bei der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung handelt es sich um einen Querschnittdatensatz, mit dem wir zwar für unbeobachtete Betriebseffekte, nicht aber für die unbeobachtbaren Individualeffekte der Beschäftigten kontrollieren können. Unterschiede in den geschätzten Entlohnungsparametern zwischen Unternehmen basieren damit sowohl auf Unterschieden in den mittleren unbeobachtbaren Individualeffekten zwischen den Unternehmen als auch auf Unterschieden in der Produktionstechnik und den Produkt- und Faktormarktbedingungen. Eine eindrucksvolle Studie von Abowd/Kramarz/Margolis (1999), die auf einem französischen Arbeitnehmer-Arbeitgeber-Panel basiert, weist darauf hin, dass die unbeobachteten Individualeffekte bei der Bestimmung der Entlohnung vermutlich die gewichtigere Rolle spielen.

3.2 Ein Mehrebenenmodell der Entlohnung

Ziel des Beitrags ist es, zu prüfen, inwieweit die Basisentlohnung sowie die Ertragsraten von Humankapital nach Betrieben variieren, und wovon die geschätzten betriebs-spezifischen Ertragsraten abhängen. Die einfachste Art der Modellierung ist die Schätzung betriebs-spezifischer Einkommensfunktionen mit der Methode der Kleinsten Quadrate für alle größeren Betriebe des untersuchten Samples (Kramarz/Lollivier/Pelé 1996, Leonard/Van Audenrode 1996, Stephan 2001a). Hierdurch wird jedoch

implizit unterstellt, dass zwischen den Entlohnungsstrukturen unterschiedlicher Betriebe kein Zusammenhang besteht (Cardoso 2000: 92). Diese Annahme ist insbesondere dann nicht angemessen, wenn die Lohnstruktur in einer Volkswirtschaft stark durch firmenübergreifende gewerkschaftliche Lohnverhandlungen beeinflusst wird, wie dies in der Bundesrepublik der Fall ist.

Der Problematik angemessener ist die Schätzung eines hierarchischen linearen Modells (HLM) bzw. Mehrebenenmodells, das explizit die hierarchische Natur der Daten berücksichtigt und das im Gegensatz zu der Schätzung von getrennten Einkommensfunktionen für die Unternehmen bei der Schätzung betriebsspezifischer Koeffizienten ergänzend aggregierte Informationen berücksichtigt (s. den methodischen Anhang). Für Portugal wurden entsprechende Studien der Entlohnung durch Cardoso (1999, 2000) durchgeführt.

In Mehrebenenmodellen setzt sich der Störterm der zu schätzenden Funktion aus Variationen auf allen betrachteten Ebenen zusammen – im Folgenden ist die 1. Ebene die Individualebene und die 2. Ebene die Betriebsebene. Gleichung (1) beschreibt die 1. Ebene, in der das logarithmierte Einkommen y_{ij} von Individuum $i = 1 \dots N$ in Betrieb $j = 1 \dots M$ von einem $K \times 1$ -Vektor erklärender Variablen X_{ij} abhängt, der eine Konstante und $K-1$ beobachtete individuelle Merkmale umfasst. Der individuelle Störterm der 1. Ebene ist gegeben durch $r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$.

$$(1) \quad y_{ij} = X_{ij}'\beta_j + r_{ij}$$

Wesentliches Merkmal des Modells ist, dass der zu schätzende $K \times 1$ -Koeffizientenvektor β_j zwischen den Unternehmen variiert. Er wird auf der 2. Ebene explizit in Abhängigkeit eines $1 \times L$ -Zeilenvektors w_j modelliert, der eine Konstante und $L-1$ beobachtete Unternehmensmerkmale umfasst,

$$(2) \quad \beta_j = W_j\gamma + u_j,$$

wobei gilt $W_j = I_K \otimes w_j$, und W_j eine $K \times K \cdot L$ -Matrix ist. Der zu schätzende $K \cdot L \times 1$ -Parametervektor γ weist alle systematischen Einflüsse auf die Entlohnung aus. Der $K \times 1$ -Vektor der Makro-Störgrößen $u_j \sim N(0, T)$ gibt für jeden Betrieb die Abweichung der betriebsspezifischen Entlohnungsparameter von ihrem erwarteten Wert, gegeben w_j bzw. W_j , an, mit

$$T = \text{Var}(u_j) = \begin{bmatrix} \tau_{00} & \dots & \tau_{0K} \\ \dots & \dots & \dots \\ \tau_{K0} & \dots & \tau_{KK} \end{bmatrix}.$$

Hinsichtlich der Kovarianzen werden folgende Annahmen getroffen: $\text{Cov}(r_{ij}, u_{kj}) = 0$, $\text{Cov}(X_{kij}, r_{ij}) = 0$, $\text{Cov}(w_{\ell j}, u_{kj}) = 0$, $\text{Cov}(w_{\ell j}, r_{ij}) = 0$ und $\text{Cov}(X_{kij}, u_{k'j}) = 0$ für alle k, k' und ℓ und mit $k = 1 \dots K$ sowie $\ell = 1 \dots L$, wobei X_{kij} , $w_{\ell j}$ und u_{kj} einzelne Elemente aus X_{ij} , w_j und u_j seien (Raudenbush/Bryk 2002, 255).

Durch Einsetzen von (2) in (1) folgt

$$(3) \quad y_{ij} = X_{ij}'W_j\gamma + X_{ij}'u_j + r_{ij}.$$

Dabei stellt $X_{ij}'W_j$ den erwarteten Lohn eines Arbeitnehmers in der Volkswirtschaft bei bestimmten Ausstattungsmerkmalen dar und wird auch als systematische Komponente des Modells bezeichnet. Der Term $X_{ij}'u_j$ zeigt an, inwieweit die Konstante und die Ertragsraten individueller Merkmale bei einem Arbeitgeber von ihrem Erwartungswert abweichen.

Die Schätzmethodik wird im methodischen Anhang näher erläutert. Insgesamt werden drei Gruppen von Parametern geschätzt:

– Für die nach Unternehmen variierenden Koeffizienten β_j werden empirische Bayes-Schätzer β_j^* ermittelt, die sich – optimal gewichtet – aus Informationen über den jeweiligen Betrieb und aus Informationen über das Gesamtsample zusammensetzen. Da sie im Vergleich zu den bereits angesprochenen betriebsspezifischen Kleinst-Quadrat-Schätzern weniger streuen, werden sie auch als „Shrunken Estimates“ bezeichnet.

– Die fixen Koeffizienten γ des Modells werden mit der Methode der gewichteten kleinsten Quadrate geschätzt, wobei berücksichtigt wird, dass die Präzision der Informationen über ein Unternehmen auch von der Anzahl der jeweils vorliegenden Beobachtungen abhängt.

– Für die Varianz- und Kovarianzkomponenten des Modells – den Parameter σ^2 und die Matrix T – lassen sich mit iterativen Verfahren Maximum Likelihood-Schätzer ermitteln.

Im Rahmen des Modells kann bei Hinweisen auf Heteroskedastie auch die Varianz der Störgrößen r_{ij} explizit modelliert werden. Raudenbush/Bryk (2002, 131 ff.) schlagen folgende Modellierung der Störgrößenvarianz der 1. Ebene vor:

$$(4) \quad \sigma_{ij}^2 = \exp\{C_{ij}'\alpha\}$$

In dem Vektor C_{ij} sind diejenigen Variablen erfasst, von denen vermutet wird, dass sie Heteroskedastie verursachen. Die funktionale Form sichert, dass σ_{ij}^2 nur positive Werte annehmen kann. Wir testen im Folgenden, ob eine entsprechende Modellierung gegenüber der Annahme homogener Varianz vorzuziehen ist.

Es ist darauf hinzuweisen, dass wir bei dem gewählten Vorgehen erstens nicht für die Selbstselektion von Arbeitnehmern und zweitens nicht für die Selbstselektion von Unternehmen in bestimmte Tarifvertragsregimes kontrollieren können. Selektieren sich zum Beispiel besonders produktive und besonders ähnliche Arbeitnehmer in Unternehmen, die Tarifverträge anwenden, so ist eine im Durchschnitt höhere Entlohnung und eine komprimierte Lohnstruktur nicht das Ergebnis der Institution „Tarifvertrag“, sondern der Selbstselektion der Arbeitnehmer. Ähnlich könnten sich vor allem produktivere Unternehmen, die eine relativ homogene Belegschaft beschäftigen, in die Gruppe der Unternehmen selektieren, die einen Tarifvertrag anwenden. Insgesamt sind unsere Ergebnisse daher im Sinne von Korrelationen – und nicht kausal – zu interpretieren.

3.3 Variablen

Als abhängige Variable wird der empirischen Auswertung der logarithmierte Stundenlohn im Oktober 1995 zugrunde gelegt.³ Als Variablen in X_{ij} werden aufgenommen: Eine Konstante, die erforderliche Zahl an Ausbildungsjahren zum Erwerb des höchsten beruflichen oder schulischen Abschlusses⁴, Jahre der Betriebszugehörigkeitsdauer und Jahre der potenziellen Berufserfahrung, sowie Dummyvariablen für das Geschlecht und den Status als Arbeiter bzw. Angestellter. Schulbildung und potenzielle Berufserfahrung werden in der traditionellen Einkommensregression als Proxy-Variablen für das allgemeine Humankapital der Beschäftigten interpretiert. Betriebszugehörigkeit wird hingegen i.d.R. als Proxy-Variablen für das spezifische Humankapital und die Qualität des Matches herangezogen. Ein Endogenitätsproblem entsteht dabei dadurch, dass bessere Matches länger andauern und besser entlohnt werden. Frauen verdienen im Durchschnitt weniger als Männer, was teilweise auf Einkommensdiskriminierung zurückzuführen sein könnte (Blau et al. 2002: Chapter 7). Angestellte weisen im Durchschnitt einen höheren beruflichen Status auf als gewerbliche Arbeitnehmer; weiterhin waren für beide Beschäftigtengruppen im Untersuchungszeitraum getrennte Lohn- und Gehaltsrahmentarifverträge gültig, die Lohnsätze und Lohngruppen überwiegend nach dem beruflichen Status regelten.

Die Modellierung wird dabei bewusst so einfach wie möglich gehalten, da unsere Ergebnisse letztlich auf der Schätzung betriebsspezifischer Parameter beruhen, was eine Mindestanzahl der Beobachtungen pro Betrieb erfordert, die mit einer zunehmenden Zahl zu schätzender Parameter steigt. Insbesondere verzichten wir auf die übliche quadratische Modellierung der Erträge der Betriebszugehörigkeitsdauer und der Berufserfahrung. In einer einfachen Kleinst-Quadrate-Schätzung für das Gesamt-sample zeigt sich jedoch, dass das Bestimmtheitsmaß durch Aufnahme der quadratischen Terme lediglich von 0.56 auf 0.57 steigen würde.

Für w_j bzw. W_j unterscheiden wir drei Spezifikationen. In *Modell 1* nehmen wir lediglich eine Konstante auf. Die zentrale Fragestellung unseres Beitrags ist jedoch, welche Entlohnungsparameter auf der Betriebsebene durch Tarifverträge beeinflusst werden. Daher nehmen wir in *Modell 2* zusätzlich Dummyvariablen für die Anwendung eines Flächentarifvertrages oder eines Haustarifvertrages auf, um zu prüfen, ob die Verteilung der Entlohnungsparameter zwischen den Vergütungsregimes variiert. In *Modell 3* berücksichtigen wir als Einflussfaktoren auf die betrieblichen Entlohnungsparameter weiterhin die betrieblichen Mittelwerte der Jahre schulischer und beruflicher Ausbildung und der Betriebszugehörigkeitsdauer, den Frauenanteil im Betrieb sowie die Betriebsgröße. Die mittlere Schulbildung soll den Bestand an allgemeinem Humankapital im Betrieb approximieren. Die mittlere Dauer der Betriebszugehörigkeitsdauer kann einerseits auf die Bedeutung von spezifischem Humankapital für den Betrieb hinweisen, sie kann aber auch dadurch beeinflusst werden, dass aufgrund von Anreizproblemen Effizienz- oder Senioritätslöhne gezahlt werden. Bezüglich des Frauen-

anteils im Betrieb erwarteten wir durchgängig negative Effekte auf die Entlohnung (Bayard et al. 1999), während sich die Firmengröße positiv auf die Höhe des Arbeitseinkommens auswirken dürfte (Gerlach/Hübler 1998).

Für die Modellierung der Varianz der 1. Ebene prüfen wir für alle Variablen aus X_{ij} sowie für die Firmengröße, ob diese Variablen die Varianz systematisch beeinflussen und damit in C_{ij} aufgenommen werden sollten (es zeigt sich, dass dies der Fall ist).

In den folgenden multivariaten Analysen werden bis auf zwei Ausnahmen alle Variablen in X_{ij} und W_j um den Samplemittelwert („grand mean“) zentriert. Dies ermöglicht eine inhaltliche Interpretation der Konstante β_{ij} der Schätzungen als Basiseinkommen, das ein durchschnittlicher Arbeitnehmer im Betrieb j erwarten könnte (Raudenbush/Bryk 2002, 32 ff.). Obwohl auf den ersten Blick etwas befremdlich, ist es dabei sinnvoll, auch Dummyvariablen zu zentrieren (Raudenbush/Bryk 2002, 34), um die geschätzten betriebsspezifischen Konstanten β_{ij} um unterschiedliche Frauenanteile und Angestelltenanteile in den Betrieben zu korrigieren. Die Ausnahmen sind zwei Dummyvariablen für die Anwendung eines Tarifvertrages in W_j , so dass in Schätzungen, in denen für den Tarifvertrag kontrolliert wird, die Konstante der Schätzung als das erwartete Einkommen bei einer individuellen Lohnaushandlung interpretiert werden kann.

4 Empirische Ergebnisse

Nach einer kurzen Deskription der Daten wird im Folgenden zunächst auf die ermittelten systematischen Einflüsse auf die Entlohnung eingegangen, um dann die Verteilung der betriebsspezifischen Entlohnungsparameter zu diskutieren.

4.1 Deskriptive Ergebnisse

In Tabelle 1 sind deskriptive Statistiken für das Gesamt-sample sowie separat nach Vergütungsregime ausgewiesen. 368 der Unternehmen im untersuchten Sample wenden einen Flächentarifvertrag an, während 68 Unternehmen Arbeitsverträge individuell aushandeln und 40 Unternehmen einen Haustarifvertrag anwenden.

³ Bei regressionsanalytischen Untersuchungen der Entlohnung ist eine Logarithmierung der Löhne gebräuchlich – folgen die Löhne approximativ einer log-normalen linkssteilen Verteilung, so folgen die logarithmierten Löhne approximativ einer Normalverteilung. Diese Darstellung hat weiterhin den Vorteil, dass die geschätzten Steigungsparameter der Regressionsanalysen approximativ als Ertragsraten bzw. prozentuale Änderungen interpretiert werden können.

Der Stundenlohn berechnet sich für gewerbliche Arbeitnehmer aus dem Bruttoeinkommen für den Abrechnungszeitraum (abzüglich der Mehrarbeitszuschläge) und den bezahlten Arbeitsstunden (abzüglich der Mehrarbeitsstunden), und für Angestellte aus dem Bruttomonatslohn (abzüglich der Mehrarbeitszuschläge) und den auf den Monat umgerechneten vertraglichen Wochenarbeitsstunden. Dabei bleibt unberücksichtigt, dass insbesondere von Angestellten z.T. unbezahlte Überstunden abgeleistet werden.

⁴ Diese Information wird auf Basis der Sozialversicherungsnummern der Beschäftigten generiert.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken der Variablen

	Alle		Individueller Vertrag		Flächentarifvertrag		Haustarifvertrag	
	Mittel	Std.	Mittel	Std.	Mittel	Std.	Mittel	Std.
Individuen								
Logarithmierter Stundenlohn	3,30	0,30	3,19	0,35	3,31	0,30	3,30	0,28
Jahre schulischer und beruflicher Ausbildung	11,78	1,67	11,74	1,63	11,79	1,68	11,72	1,65
Betriebszugehörigkeitsdauer	11,76	9,76	8,44	7,69	12,11	9,91	12,75	9,92
Potenzielle Berufserfahrung	21,79	10,76	19,74	10,45	22,06	10,78	22,03	10,74
Geschlecht (1 = Frau)	0,22	0,41	0,26	0,44	0,21	0,41	0,21	0,41
Status (1 = Angestellter)	0,31	0,46	0,30	0,46	0,31	0,46	0,27	0,45
Beobachtungen	29.228		3.298		22.967		2.963	
Betriebe								
Mittlere schulische und berufliche Ausbildung	11,75	0,66	11,76	0,78	11,75	0,64	11,67	0,61
Mittlere Betriebszugehörigkeitsdauer	11,46	4,02	8,31	3,81	11,98	3,82	12,06	3,78
Frauenanteil	0,23	0,19	0,26	0,21	0,22	0,19	0,23	0,15
Firmengröße	459	579	278	265	474	513	631	1190
Beobachtungen	476		68		368		40	

Wie bereits andere Studien gezeigt haben (z.B. Freeman 1982, Gerlach/Stephan 2002), ist der Mittelwert der Entlohnung in Unternehmen, die keinen Tarifvertrag anwenden, am geringsten, während die Streuung der Löhne am höchsten ausfällt. Hinsichtlich der Ausbildung unterscheiden sich die Beschäftigten zwischen den Vergütungsregimes nicht stark. Jedoch sind die Betriebszugehörigkeitsdauer und die potenzielle Betriebserfahrung in Betrieben, die die Entlohnung individuell aushandeln, deutlich geringer als in solchen, die einen Flächen- oder Haustarifvertrag anwenden. Zudem ist in Unternehmen, die keinen Tarifvertrag anwenden, der Frauenanteil deutlich höher.

4.2 Systematische Einflüsse auf die Entlohnung

Der Gütevergleich unterschiedlicher Modelle in Tabelle A.1 im Anhang weist darauf hin, dass erstens die geschätzten Mehrebenenmodelle gegenüber betriebspezifischen Kleinste-Quadrate-Schätzungen vorzuziehen sind, und dass zweitens die Schätzungen mit modellierter Varianz gegenüber der Annahme homogener Varianzen der 1. Ebene vorzuziehen sind.⁵

Daher beschränkt sich die Dokumentation der geschätzten Parameter in unserer zentralen Tabelle 2 auf die Ergebnisse der drei *Mehrebenenmodelle mit heterogener Varianzschätzung*. Im oberen Teil von Tabelle 2 sind die entsprechend geschätzten fixen Parameter γ ausgewiesen. Die zugehörigen Probability Values beziehen sich auf robuste, Huber-korrigierte Standardfehlerschätzungen (Raudenbush/Bryk 2002: 276 ff.).

Für *Modell 1* wird in w_j aus Gleichung (2) in Abschnitt 3.2 lediglich eine Konstante aufgenommen; damit können die im Vektor β_j zusammengefassten Koeffizienten zufällig zwischen den Unternehmen variieren, werden aber nicht in Abhängigkeit von den Unternehmensmerkmalen modelliert. Wie erwartet haben alle aufgenommenen Variablen einen hochsignifikanten Einfluss auf die Entlohnung. Im Einzelnen ermitteln wir eine mittlere Ertragsrate der Schulbildung von 3%, während sich ein weiteres Jahr Betriebszugehörigkeitsdauer bzw. potenzielle Berufserfahrung im Mittel in einem 0,4% bzw. 0,1% höheren Einkommen niederschlagen. Im Durchschnittsbetrieb verdienen Frauen c.p. 17% weniger als Männer, während das Einkommen von Angestellten c.p. 35% über dem Einkommen gewerblicher Arbeitnehmer liegt.⁶

Unser besonderes Interesse gilt den Einkommenseffekten einer Anwendung von Tarifverträgen. In *Modell 2* wird daher überprüft, ob die betriebspezifischen Koeffizienten in β_j systematisch mit dem Vergütungsregime variieren. Hierzu werden in w_j neben der Konstanten Dummy-Variablen für das Vergütungsregime aufgenommen.

⁵ Alle Schätzungen wurden mit dem Programmpaket HLM 5.05 von Raudenbush, Bryk und Congdon durchgeführt. Die Vorgehensweise beim Gütevergleich wird im methodischen Anhang erläutert. Es sei darauf hingewiesen, dass alle geschätzten Modelle gute Konvergenzeigenschaften aufweisen.

⁶ Bei einer logarithmischen Spezifikation der abhängigen Variablen berechnen sich die marginalen Effekte für Dummyvariablen als $e^{\beta} - 1$.

Tabelle 2: Mehrebenenmodelle (HLM) mit heterogener Varianzschätzung

Fixe Koeffizienten	Modell		1		2		3	
	γ	Prob.	γ	Prob.	γ	Prob.	γ	Prob.
Konstante								
Konstante	3,277**	0,00	3,209**	0,00	3,226**	0,00	3,226**	0,00
Flächentarifvertrag			0,082**	0,00	0,062**	0,00	0,062**	0,00
Haustarifvertrag			0,060*	0,01	0,043	0,07	0,043	0,07
Mittlere Schul- und Berufsausbildung /10					0,476**	0,00	0,476**	0,00
Mittlere Betriebszugehörigkeitsdauer /10					0,021	0,13	0,021	0,13
Frauenanteil					-0,170**	0,00	-0,170**	0,00
Betriebsgröße /1000					0,024**	0,00	0,024**	0,00
Jahre schulischer und beruflicher Ausbildung /10								
Konstante	0,301**	0,00	0,323**	0,00	0,330**	0,00	0,330**	0,00
Flächentarifvertrag			-0,028	0,44	-0,039	0,31	-0,039	0,31
Haustarifvertrag			0,003	0,95	0,001	0,99	0,001	0,99
Mittlere Schul- und Berufsausbildung / 10					0,619**	0,00	0,619**	0,00
Mittlere Betriebszugehörigkeitsdauer / 10					0,023	0,43	0,023	0,43
Frauenanteil					-0,119*	0,04	-0,119*	0,04
Betriebsgröße / 1000					-0,004	0,80	-0,004	0,80
Betriebszugehörigkeitsdauer /10								
Konstante	0,044**	0,00	0,067**	0,00	0,059**	0,00	0,059**	0,00
Flächentarifvertrag			-0,025**	0,00	-0,014*	0,03	-0,014*	0,03
Haustarifvertrag			-0,031**	0,00	-0,020*	0,02	-0,020*	0,02
Mittlere Schul- und Berufsausbildung /10					0,075*	0,02	0,075*	0,02
Mittlere Betriebszugehörigkeitsdauer /10					-0,035**	0,00	-0,035**	0,00
Frauenanteil					-0,006	0,63	-0,006	0,63
Betriebsgröße /1 000					0,002	0,47	0,002	0,47
Potenzielle Berufserfahrung / 10								
Konstante	0,009**	0,00	0,015**	0,00	0,013**	0,00	0,013**	0,00
Flächentarifvertrag			-0,006	0,09	-0,004	0,27	-0,004	0,27
Haustarifvertrag			-0,008	0,18	-0,003	0,55	-0,003	0,55
Mittlere Schul- und Berufsausbildung / 10					0,138**	0,00	0,138**	0,00
Mittlere Betriebszugehörigkeitsdauer / 10					-0,009*	0,02	-0,009*	0,02
Frauenanteil					-0,004	0,57	-0,004	0,57
Betriebsgröße / 1000					-0,003*	0,02	-0,003*	0,02
Geschlecht (1 = Frau)								
Konstante	-0,191**	0,00	-0,230**	0,00	-0,240**	0,00	-0,240**	0,00
Flächentarifvertrag			0,044**	0,00	0,053**	0,00	0,053**	0,00
Haustarifvertrag			0,062**	0,00	0,064**	0,00	0,064**	0,00
Mittlere Schul- und Berufsausbildung / 10					-0,311**	0,00	-0,311**	0,00
Mittlere Betriebszugehörigkeitsdauer / 10					-0,006	0,67	-0,006	0,67
Frauenanteil					0,064*	0,01	0,064*	0,01
Betriebsgröße / 1000					0,001	0,80	0,001	0,80
Status (1 = Angestellter)								
Konstante	0,298**	0,00	0,296**	0,00	0,302**	0,00	0,302**	0,00
Flächentarifvertrag			0,006	0,74	-0,002	0,91	-0,002	0,91
Haustarifvertrag			-0,028	0,19	-0,035	0,12	-0,035	0,12
Mittlere Schul- und Berufsausbildung /1 0					-0,154	0,07	-0,154	0,07
Mittlere Betriebszugehörigkeitsdauer /10					0,017	0,26	0,017	0,26
Frauenanteil					0,028	0,38	0,028	0,38
Betriebsgröße / 1000					-0,006	0,48	-0,006	0,48
Standardabweichung der Makro-Störgrößen								
	$\tau^{0,5}$	Prob.	$\tau^{0,5}$	Prob.	$\tau^{0,5}$	Prob.	$\tau^{0,5}$	Prob.
Konstante	0,112**	0,00	0,108**	0,00	0,093**	0,00	0,093**	0,00
Jahre schulischer und beruflicher Ausbildung /10	0,152**	0,00	0,152**	0,00	0,143**	0,00	0,143**	0,00
Betriebszugehörigkeitsdauer /10	0,029**	0,00	0,029**	0,00	0,026**	0,00	0,026**	0,00
Potenzielle Berufserfahrung / 10	0,016**	0,00	0,016**	0,00	0,013**	0,00	0,013**	0,00
Geschlecht (1 = Frau)	0,073**	0,00	0,071**	0,00	0,065**	0,00	0,065**	0,00
Status (1 = Angestellter)	0,093**	0,00	0,093**	0,00	0,092**	0,00	0,092**	0,00

 **) Signifikant bei $\alpha = 0,01$ *) Signifikant bei $\alpha = 0,05$.

Die Ergebnisse sind eindeutig: In Unternehmen, die Flächen- oder Haustarife anwenden, ist die Konstante der Schätzung – interpretierbar als die Basisentlohnung bzw. als die erwartete Entlohnung bei einer mittleren Humankapitalausstattung – hochsignifikant um 9% bzw. 6% höher. Betriebszugehörigkeitsdauer wird hingegen in Betrieben, die Tarifverträge anwenden, nur etwa halb so stark honoriert wie beim Abschluss individueller Arbeitsverträge. Dieser Befund relativiert sich allerdings dadurch, dass die mittlere Betriebszugehörigkeit in Betrieben, die Tarifverträge anwenden, etwa um ein Drittel höher ausfällt. Erwartungsgemäß ist das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial in Betrieben, die Flächen- bzw. Haustarifverträge anwenden, um 4% bzw. 6% geringer. Hinsichtlich der Ertragsraten der Schulbildung und der potenziellen Berufserfahrung sowie des Angestelltenlohndifferenzials lassen sich keinerlei Unterschiede zwischen den Vergütungsregimes nachweisen.

Signifikante Einflüsse einer Anwendung von Tarifverträgen könnten in Modell 2 auch daraus resultieren, dass sich tarifgebundene Betriebe in Hinsicht auf weitere Merkmale von Betrieben unterscheiden, die Arbeitsverträge individuell aushandeln. Daher wird in *Modell 3* für weitere – in Abschnitt 3.3 diskutierte – mögliche Einflussfaktoren auf der Betriebsebene kontrolliert. Die Ergebnisse aus Modell 2 bleiben in der Tendenz erhalten, schwächen sich hinsichtlich der Konstanten und der Ertragsrate der Betriebszugehörigkeitsdauer jedoch ab. Vermutlich ist ein Teil des in Modell 2 ermittelten Zusammenhangs zwischen Basisentlohnung und Tarifvertragsregime darauf zurückzuführen, dass Unternehmen, die Tarifverträge anwenden, im Durchschnitt größer sind und anteilig weniger Frauen beschäftigen. Der verbleibende Einfluss des Vergütungsregimes ist dabei nicht selbstverständlich. Cardoso (2000) betont in ihrer vergleichbaren Analyse, dass in Portugal kein Einfluss von Tarifverträgen festgestellt werden konnte, nachdem für andere Variablen kontrolliert wurde; entsprechende Kontrollvariablen schließt sie daher aus ihrer Analyse aus.

Starke Auswirkungen scheint die mittlere Schul- und Berufsausbildung im Betrieb auszuüben: Mit ihr nehmen die betriebspezifische Konstante sowie die Ertragsraten der Schul- und Berufsausbildung, der Betriebszugehörigkeitsdauer und der potenziellen Berufserfahrung zu. Eine Erklärung hierfür könnten positive externe Effekte der Qualifikation sein – die Produktivität eines Arbeitnehmers hängt auch von der Produktivität seiner Kollegen ab. Cardoso (2000) weist jedoch darauf hin, dass die höheren Ertragsraten auch daraus resultieren könnten, dass besser zahlende Firmen besser ausgebildete und produktivere Arbeitskräfte attrahieren, also Sortiereffekte vorliegen. Weiterhin steigt mit der mittleren Schul- und Berufsausbildung das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial. Eine mögliche Erklärung hierfür wäre, dass Frauen von den vermuteten externen Effekten des betrieblichen Qualifikationsniveaus weniger profitieren als ihre männlichen Kollegen. Eine Begründung hierfür liegt nicht auf der Hand, es sei denn, dass Frauen vergleichsweise häufig in abgegrenzten betrieblichen Beschäftigungssegmenten arbeiten, die über geringe Kontakte zu den qualifikationsin-

tensiven Bereichen der Belegschaft verfügen. Alternativ könnten auch hier wieder Sortiereffekte vorliegen, wenn in besser zahlenden Firmen vor allem besser ausgebildete und produktivere Männer tätig sind.

Eine höhere mittlere Betriebszugehörigkeitsdauer im Unternehmen hat keinen systematischen Einfluss auf die Basisentlohnung, geht jedoch mit geringeren Ertragsraten der Betriebszugehörigkeitsdauer und der potenziellen Berufserfahrung einher. Ein entsprechendes Ergebnis findet sich auch bei Cardoso (2000). Eine eindeutige Interpretation dieses Befundes ist jedoch kaum möglich, da gleich hohe mittlere Betriebszugehörigkeitsdauern das Ergebnis unterschiedlicher betrieblicher Strategien darstellen können.

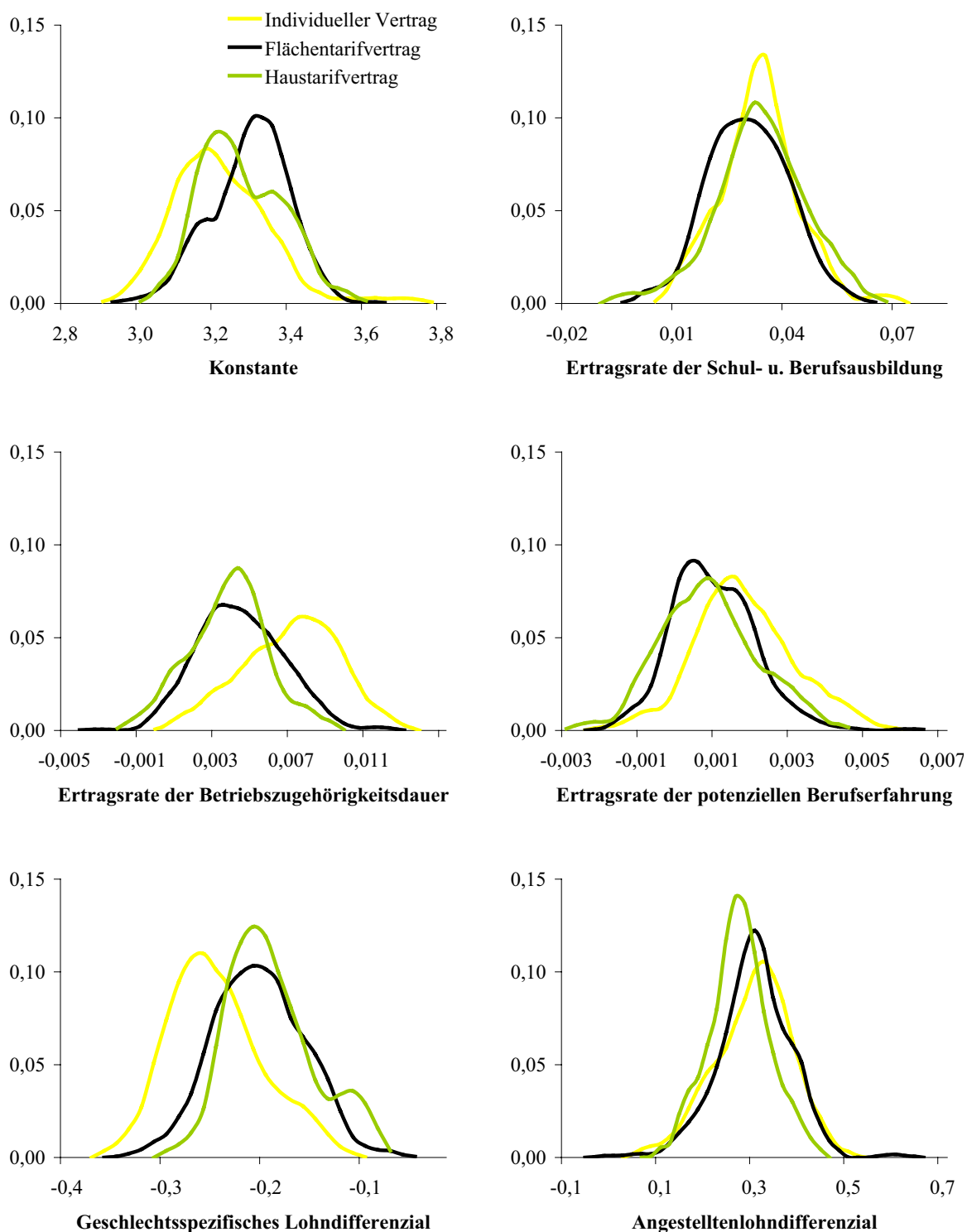
Ein steigender Frauenanteil wirkt sich signifikant negativ auf die betriebspezifische Konstante und auf die betriebliche Ertragsrate der schulischen und beruflichen Ausbildung aus. Allerdings geht die geschlechtsspezifische Lohnlücke innerhalb von Unternehmen mit einem steigenden Frauenanteil zurück. Insgesamt lassen sich diese Ergebnisse dahingehend interpretieren, dass ein Teil der geschlechtsspezifischen Lohnlücke darauf zurückzuführen ist, dass sich Frauen überproportional in Niedriglohnunternehmen segregieren, in welchen auch ihre männlichen Kollegen vergleichsweise wenig verdienen. Die Betriebsgröße wirkt sich unseren Schätzungen nach vor allem über eine höhere Konstante einkommenssteigernd aus, wobei der Effekt jedoch vergleichsweise gering ausfällt: Ein Betrieb mit 1000 Beschäftigten mehr zahlt c.p. einen um 2% höheren Lohn.

4.3 Die Verteilung der betriebspezifischen Entlohnungsparameter

Vorliegende Untersuchungen betonen ausnahmslos die bemerkenswerte Streuung der geschätzten Koeffizienten betriebspezifischer Einkommensfunktionen zwischen den Unternehmen. Dieser Befund wird auch durch unsere Ergebnisse bestätigt: Der untere Teil von Tabelle 2 dokumentiert die geschätzten Standardabweichungen $\tau^{0.5}$ der Makro-Störgrößen u_j , also die Streuung der betriebspezifischen Entlohnungsparameter β_j^* um ihren Erwartungswert. Es zeigt sich, dass die Standardabweichungen allesamt hochsignifikant von Null verschieden sind. Jedoch streuen die empirischen Bayes-Schätzer β_j^* im Vergleich zu betriebspezifischen Kleinste-Quadrate-Schätzungen in deutlich geringerem Ausmaß, wie aus Tabelle A.3 im Anhang zu erkennen ist.

Einen genaueren Eindruck von der Verteilung der geschätzten betriebspezifischen Koeffizienten β_j^* der 1. Ebene nach Vergütungsregime vermitteln die in Abbildung 1 dargestellten Kerndichteschätzungen (mit Epanechnikow-Kern). Der Gütevergleich in der Anhangstabelle A.1 weist darauf hin, dass Modell 3 unser „best guess“ ist, so dass wir der Abbildung dieses Modell zugrundelegen. In Tabelle A.2 im Anhang sind ergänzend die Ergebnisse von zweiseitigen t-Tests auf gleiche Mittelwerte, zweiseitigen F-Tests auf gleiche Standardabweichungen und zweiseitigen Kolmogorov-Smirnov-Tests auf gleiche Verteilung der empirischen Bayes-Schätzer β_j^* ausgewiesen.

Abbildung 1: Kerndichteschätzungen der empirischen Bayes-Schätzer (Modell 3, Tabelle 2) nach Vergütungsregime



Die Ergebnisse bestätigen noch einmal, dass bei der Anwendung von Tarifverträgen die Konstante der Schätzungen (die Basistentlohnung) höher ausfällt; bei Flächentarifverträgen ist zudem die Streuung der Konstanten signifikant geringer als bei einer individuellen Lohnaushandlung. Die mittleren Ertragsraten aus Betriebszugehörigkeitsdauer und der potenziellen Berufserfahrung sind hin-

gegen in Betrieben, die keinen Tarifvertrag anwenden, am höchsten. Die höheren Ertragsraten gehen allerdings – wie bereits erwähnt – einher mit einer geringeren durchschnittlichen Betriebszugehörigkeitsdauer und potenziellen Berufserfahrung. Das geschlechtsspezifische Lohn-differenzial ist weiterhin dann höher, wenn ein Betrieb keinen Tarifvertrag anwendet.

Insgesamt zeigt Abbildung 1 anschaulich, dass nicht nur die Konstante von Einkommensregressionen, sondern auch die Ertragsraten des Humankapitals zwischen den Unternehmen deutlich variieren. Dies gilt auch für die Gruppe der Betriebe, die Flächentarifverträge anwenden, so dass auch bei der Anwendung von Flächentarifverträgen nicht von standardisierten Lohnstrukturen gesprochen werden kann. Dabei ist jedoch anzumerken, dass wir in unserer Analyse nicht zwischen unterschiedlichen Flächentarifverträgen differenzieren.

Die Ergebnisse weisen weiterhin darauf hin, dass die Ertragsraten der Schulbildung relativ weniger schwanken als die Ertragsraten der Betriebszugehörigkeitsdauer und der potenziellen Berufserfahrung. Es war davon auszugehen, dass die geschätzten Ertragsraten des spezifischen Humankapitals (approximiert durch die Betriebszugehörigkeitsdauer) zwischen den Unternehmen stärker variieren als die Ertragsraten des allgemeinen Humankapitals (gemessen durch die Schulbildung). Für die Schulbildung müssen Unternehmen tendenziell marktübliche Ertragsraten zahlen. Die Ertragsrate der Betriebszugehörigkeitsdauer hängt hingegen stärker von den spezifischen Gegebenheiten im Unternehmen ab, da sich das Ausmaß der Bildung von spezifischem Humankapital wie auch die Kosten- und Ertragsaufteilung der Investitionen in spezifisches Humankapital nach Unternehmen unterscheiden. Zudem kann je nach Unternehmen ein unterschiedlich langer Zeitraum vergehen, bis eine Arbeitskraft im Unternehmen auf den Arbeitsplatz zugewiesen worden ist, auf dem sie am produktivsten ist. Nicht zu erwarten war hingegen die hohe Streuung der Ertragsraten der potenziellen Berufserfahrung, die üblicherweise – ähnlich der Schulbildung – als Proxy für allgemeines Humankapital herangezogen wird.

5 Fazit

Die präsentierten Ergebnisse auf Basis der Niedersächsischen Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1995 bestätigen, dass alle untersuchten Dimensionen der Lohnpolitik von Unternehmen signifikant zwischen den Betrieben variieren. Einschränkend ist anzumerken, dass sich unsere Auswertungen auf Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes beziehen, die zwischen 100 und 10.000 Arbeitnehmer beschäftigen.

Ein zentrales Ergebnis unseres Beitrags ist, dass eine Anwendung von Tarifverträgen vor allem deshalb mit höheren Löhnen einhergeht, weil bei der Anwendung von Flächentarifverträgen eine vergleichsweise höhere Basisentlohnung gezahlt wird. Weiterhin ist der Einkommensnachteil von Frauen in Unternehmen, in denen ein Tarifvertrag angewendet wird, geringer. Für die Ertragsraten der Schulausbildung sowie der potenziellen Berufserfahrung und des Angestelltenstatus lassen sich hingegen keine signifikanten Einflüsse des Vergütungsregimes nachweisen. Dies ist vor dem Hintergrund einer gewerkschaftlichen Lohnpolitik, die eine Lohnstandardisierung und -komprimierung zumindest programmatisch verfolgt, ein durchaus überraschendes Ergebnis. Die Anwendung von Tarifverträgen wirkt sich hingegen auf die Honorierung

der Dauer der Betriebszugehörigkeit aus: Eine geringere Höhe der Renditen geht mit einer beträchtlich längeren durchschnittlichen Verweildauer im Betrieb einher.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse jedoch auch, dass nur einer der geschätzten betriebspezifischen Entlohnungsparameter bei der Anwendung von Flächentarifverträgen weniger stark streut als beim Abschluss individueller Arbeitsverträge – dies ist die Basisentlohnung. Für Haustarifverträge gilt diese Aussage hingegen nicht, hier findet offensichtlich im Vergleich zu Flächentarifverträgen auch bei der Basisentlohnung eine stärkere Anpassung an die betrieblichen Gegebenheiten statt.

Eine offene Frage bleibt, ob die höhere Basisentlohnung und deren geringere Streuung in Betrieben, die Tarifverträge anwenden, auf die Durchsetzung gewerkschaftlicher Ziele oder aber auf Selbstselektionsprozesse von Arbeitnehmern und Betrieben in die Vergütungsregimes zurückzuführen ist. Wären sie das Ergebnis gewerkschaftlicher Lohnpolitik, bliebe immer noch fraglich, inwieweit höhere Löhne in Verbindung mit einer geringeren Lohnkompression positiv oder negativ zu bewerten sind. Einerseits können Gewerkschaften in Abstimmung mit Betriebsräten als „Sprachrohr“ der Beschäftigten Produktivitätssteigerungen bewirken (Freeman/Medoff 1984), und die von ihnen ausgehandelte Kompression der Basisentlohnung verbessert insbesondere die Einkommenssituation gering qualifizierter Arbeitnehmer. Andererseits ist zu vermuten, dass das deutsche System der industriellen Beziehungen in Kombination mit arbeitsrechtlichen Regelungen die Segregation der Arbeitsbevölkerung in „Insider“ und „Outsider“ verstärkt: In Betrieben mit Tarifvertragsbindung beschäftigte Arbeitnehmer profitieren von relativ höheren Basislöhnen und weisen im Durchschnitt längere Beschäftigungsdauern auf, während insbesondere jüngere und ältere Arbeitnehmer im Kontext dieser institutionellen Regelungen stärkeren Arbeitslosigkeitsrisiken ausgesetzt sind (Bertola/Blau/Kahn 2002).

Literatur

- Abowd, J.M./Kramarz, F./Margolis, D.N. (1999): High Wage Workers and High Wage Firms. In: *Econometrica* 67, S. 251-333.
- Abowd, J.M./Kramarz, F. (1999): The Analysis of Labor Markets using Matched Employer-Employee Data. In: Ashenfelter, O./Card, D. (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3b. Amsterdam, S. 2629-2710.
- Agell, J. (1999): On The Benefits From Rigid Labor Markets: Norms, Market Failures, and Social Insurance. In: *Economic Journal* 109, S. F143-F164.
- Agell, J. (2002): On the Determinants of Labor Market Institutions: Rent Seeking vs. Social Insurance. In: *German Economic Review* 3, S. 107-135.
- Akerlof, G. (1984): Gift Exchange and Efficiency Wage Theory: Four Views. In: *American Economic Review* 74, S. 79-83.
- Akerlof, G./Yellen, J. (1990): The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment. In: *Quarterly Journal of Economics* 105, S. 255-283.

- Bayard, K./Hellerstein, J./Neumark, D./Troske, K (1999): New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wages from Matched Employee-Employer Data. NBER Working Paper no. 7003.
- Becker, G.S. (1975): Human Capital. Chicago, 2. Auflage.
- Bertola, G./Blau, F.D./Kahn, L. M. (2001): Comparative Analysis of Labor Market Outcomes: Lessons for the United States from International Long-Run Evidence. In: Krueger, A.B./Solow, R.M. (Hrsg.): The Roaring Nineties – Can Full Employment Be Sustained? Russell Sage Foundation, S. 159-218.
- Blau, F.D./Ferber, M.A./Winkler, A.E. (2002): The Economics of Women, Men and Work. Upper Saddle River (New Jersey): Prentice Hall, 4th edition.
- Cardoso, A. R. (2000): Wage Differentials Across Firms: An Application of Multilevel Modelling. In: Journal of Applied Econometrics 15, S. 343-354.
- Cardoso, A. R. (1999): Firms Wage Policies and the Rise in Labor Market Inequality: The Case of Portugal. In: Industrial and Labor Relations Review 53, S. 87-102.
- Freeman, R.B. (1982): Union Wage Practices and Wage Dispersion Within Establishments. In: Industrial and Labor Relations Review 36, S. 3-21.
- Freeman, R.B./Medoff, J.L. (1984): What Do Unions Do? New York: Basic Books.
- Gerlach, K./Hübler, O. (1998): Firm Size and Wages in Germany – Trends and Impacts of Mobility. In: Empirica 25, S. 245-261.
- Gerlach, K./Hübler, O. (Hrsg.) (1989): Effizienzlohntheorie, Individualeinkommen und Arbeitsplatzwechsel. Frankfurt/New York: Campus-Verlag.
- Gerlach, K./Stephan, G. (2002): Tarifverträge und Lohnstruktur in Niedersachsen. In: Statistische Monatshefte Niedersachsen 56, S. 543-552.
- Gerlach, K./Wagner, J. (1997): Analysen zur Nachfrageseite des Arbeitsmarktes mit Betriebspaneldaten aus Erhebungen der amtlichen Industriestatistik. In: Kühl, J./Lahner, M./Wagner, J. (Hrsg.): Die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 204. Nürnberg, S. 11-82.
- Groshen, E.L. (1991): Five Reasons Why Wages Vary Among Employers. In: Industrial Relations 30, S. 350-383.
- Groshen, E.L. (1989): Do Wage Differentials Among Employers Last? Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper No. 8802.
- Hamermesh, D.S. (1999): LEEping into the Future of Labor Economics: The Research Potential of Linking Employer and Employee Data. In: Labor Economics 6, S. 25-41.
- Kohaut, S./Schnabel, C. (2003): Tarifverträge – nein danke!? Ausmaß und Einflussfaktoren der Tarifbindung west- und ostdeutscher Betriebe. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 223, S. 312-331
- Kramarz, F./Lollivier, S./Pelé, L.-P. (1996): Wage Inequalities and Firm-Specific Compensation Policies in France. In: Annales d'Économie et de Statistique 41/42, S. 369-386.
- Kremer, M. (1993): The O-Ring Theory of Economic Development. In: Quarterly Journal of Economics 108, S. 551-576.
- Lazear, E.P. (1981): Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions. In: American Economic Review 71, S. 606-620.
- Leonard, J.S./Van Audenrode, M. (1996): Worker's Limited Liability, Turnover and Employment Contracts. In: Annales d'Économie et de Statistique 41/42, S. 41-78.
- Lindbeck, A./Snower, D.J. (1988): The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment. Cambridge.
- Raudenbush, S.W./Bryk, A.B. (2002): Hierarchical Linear Models, Application and Data Analysis Methods. Thousand Oaks/London/New Delhi: Sage Publications, 2. Auflage.
- Salop, S.C. (1979): A Model of the Natural Rate of Unemployment. In: American Economic Review 69, S. 117-125.
- Shapiro, C./Stiglitz, J.E. (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. In: American Economic Review 74, S. 433-403.
- Stephan, G. (2002): Employer Wage Differentials in Germany: A Comparative Note. In: LABOUR: Review of Labour Economics and Industrial Relations 16, S. 491-512.
- Stephan, G. (2001a): Firmenlohndifferenziale – Eine Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. Frankfurt/New York: Campus Verlag.
- Stephan, G. (2001b): The Lower Saxonian Salary and Wage Structure Survey – Linked Employer-Employee Data from Official Statistics. In: Schmollers Jahrbuch – Journal of Applied Social Science Studies 121, S. 267-274.

Methodischer Anhang

Die Schätzstrategie wird im Folgenden in Anlehnung an Raudenbush/Bryk (2002: Kapitel 3 und 14) kurz skizziert.

Die fixen Koeffizienten γ des Modells werden auf Basis von Gleichung (2) geschätzt. Da die wahren Koeffizienten β_j unbekannt sind, werden sie in (2) durch betriebs-spezifische Kleinste Quadrate-Schätzungen $\hat{\beta}_j$ approximiert. Diese sind jedoch eine fehlerbehaftete Messung der wahren Koeffizienten, der Fehler $e_j \sim N(0, V_j)$ hängt von der Zuverlässigkeit der jeweiligen betriebs-spezifischen Schätzung ab (die mit der Zahl verfügbarer Beobachtungen für den Betrieb und der Varianz der exogenen Variablen innerhalb des Betriebes zunimmt):

$$(A.1) \quad \hat{\beta}_j = W_j \gamma + u_j + e_j$$

Unter den getroffenen Annahmen kann γ aus Gleichung (A.1) mit der verallgemeinerten Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden:

$$(A.2) \quad \hat{\gamma} = (\sum W_j' \Delta_j^{-1} W_j)^{-1} \sum W_j' \Delta_j^{-1} \hat{\beta}_j$$

mit

$$(A.3) \quad \Delta_j = \text{Var}(\hat{\beta}_j) = \text{Var}(u_j + e_j) = T + V_j.$$

T ist dabei die Kovarianzmatrix der betriebs-spezifischen Störgrößen u_j (die „Parameter Dispersion Matrix“) und V_j die Kovarianzmatrix der Schätzfehler e_j (die „Error Dispersion Matrix“). Zur Kalkulation der Gewichtung Δ_j müssen T sowie V_j jedoch zunächst geschätzt werden. Dies geschieht im Rahmen einer iterativen Prozedur, durch die Maximum Likelihood-Schätzer bzw. restriktierte Maximum Likelihood-Schätzer für T und V_j er-

mittelt werden. Nullhypothesen für die einzelnen Elemente von T lassen sich im Anschluss mit einem χ^2 -Test überprüfen (Raudenbush/Bryk 2002: 63f.).

Die Güte unterschiedlicher Modelle lässt sich mit Hilfe eines χ^2 -Testes auf Grundlage der Unterschiede in der Deviance $D = -2\log(L)$ der Modelle gegeneinander testen (Raudenbush/Bryk 2002: 60f.); die Zahl der Freiheitsgrade ergibt sich dabei durch die Differenz in der Anzahl geschätzter Parameter.

Auf Basis der Ergebnisse für die fixen Koeffizienten γ und der Varianzkomponenten lassen sich nun empirische Bayes-Schätzer β_j^* für die zufällig variierenden Parameter der 1. Ebene ermitteln. Diese setzen sich aus den Parameterschätzungen $\hat{\beta}_j$ separater Kleinste-Quadrate-Einkommensregressionen für jeden Betrieb und den in der 2. Ebene vorhergesagten Parameterwerten $W_j\hat{\gamma}$ zusammen (Raudenbush/Bryk 2002: 49):

$$(A.4) \beta_j^* = \Lambda_j \hat{\beta}_j + (I - \Lambda_j)W_j\hat{\gamma}$$

Die Gewichtungsmatrix Λ_j berechnet sich dabei aus dem Produkt der geschätzten „Parameter Dispersion Matrix“ T mit der Inversen der geschätzten „Total Dispersion Matrix“ $(T + V_j)$:

$$(A.5) \Lambda_j = T(T + V_j)^{-1}$$

Je ungenauer $\hat{\beta}_j$ für ein Unternehmen geschätzt wird, desto stärker wird also $W_j\hat{\gamma}$ – in das Informationen aus dem Gesamtsample eingehen – in Gleichung (A.4) gewichtet.

Tabelle A.1: Gütevergleich der Modelle

Modell	1	2	3
Mehrebenenmodell mit heterogener Varianz			
Deviance	-27148	-27230	-27584
Parameteranzahl	34	46	70
Mehrebenenmodell mit homogener Varianz			
Deviance	-20626	-20703	-21061
Parameteranzahl	28	40	64
OLS-Schätzungen für einzelne Betriebe			
Deviance	-10261	-109301	-12927
Parameteranzahl	7	19	43

Deviance = $-2\log(L)$

Tabelle A.2: Tests auf Gleichheit der empirischen Bayes-Schätzer β_j^* (Modell 3, Tabelle 2) nach Vergütungsregime

	Mittelwert	Std.-Abw.	Verteilung
	Prob.	Prob.	Prob.
Konstante			
Individuell – Fläche	0,00	0,04	0,00
Individuell – Haus	0,02	0,18	0,00
Fläche – Haus	0,21	0,97	0,01
Schul- und Berufsausbildung			
Individuell – Fläche	0,04	0,68	0,02
Individuell – Haus	0,86	0,32	0,91
Fläche – Haus	0,11	0,39	0,18
Betriebszugehörigkeitsdauer			
Individuell – Fläche	0,00	0,43	0,00
Individuell – Haus	0,00	0,14	0,00
Fläche – Haus	0,05	0,25	0,07
Potenzielle Berufserfahrung			
Individuell – Fläche	0,00	0,11	0,00
Individuell – Haus	0,00	0,85	0,00
Fläche – Haus	0,54	0,29	0,45
Geschlecht (1 = Frau)			
Individuell – Fläche	0,00	0,98	0,00
Individuell – Haus	0,00	0,62	0,00
Fläche – Haus	0,08	0,57	0,10
Status (1 = Angestellter)			
Individuell – Fläche	0,79	0,87	0,91
Individuell – Haus	0,30	0,09	0,01
Fläche – Haus	0,00	0,06	0,01

Tabelle A.3: Deskriptive Statistiken der geschätzten Parameter β der 1. Ebene nach Schätzung und Vergütungsregime

	Alle		Individueller Vertrag		Flächentarifvertrag		Haustarifvertrag	
	Mittel	Std.	Mittel	Std.	Mittel	Std.	Mittel	Std.
Konstante								
OLS	3,30	0,25	3,24	0,17	3,31	0,21	3,34	0,51
HLM, homogene Varianz, Modell 1	3,28	0,10	3,22	0,12	3,29	0,10	3,27	0,10
HLM, homogene Varianz, Modell 2	3,28	0,11	3,22	0,12	3,29	0,10	3,27	0,11
HLM, homogene Varianz, Modell 3	3,28	0,11	3,22	0,12	3,29	0,10	3,27	0,11
HLM, heterogene Varianz, Modell 1	3,28	0,11	3,21	0,13	3,29	0,10	3,27	0,10
HLM, heterogene Varianz, Modell 2	3,28	0,11	3,21	0,13	3,29	0,10	3,27	0,10
HLM, heterogene Varianz, Modell 3	3,28	0,11	3,21	0,13	3,29	0,10	3,27	0,10
Schul- und Berufsausbildung / 10								
OLS	0,39	0,32	0,42	0,43	0,38	0,30	0,43	0,35
HLM, homogene Varianz, Modell 1	0,41	0,14	0,43	0,13	0,40	0,14	0,42	0,16
HLM, homogene Varianz, Modell 2	0,40	0,14	0,42	0,14	0,39	0,14	0,44	0,16
HLM, homogene Varianz, Modell 3	0,40	0,14	0,42	0,14	0,39	0,14	0,44	0,16
HLM, heterogene Varianz, Modell 1	0,30	0,10	0,32	0,10	0,30	0,10	0,30	0,12
HLM, heterogene Varianz, Modell 2	0,30	0,11	0,32	0,10	0,29	0,11	0,33	0,12
HLM, heterogene Varianz, Modell 3	0,30	0,11	0,32	0,10	0,29	0,11	0,33	0,12
Betriebszugehörigkeitsdauer /10								
OLS	0,06	0,21	0,08	0,12	0,05	0,18	0,10	0,42
HLM, homogene Varianz, Modell 1	0,04	0,03	0,05	0,02	0,04	0,03	0,03	0,03
HLM, homogene Varianz, Modell 2	0,04	0,03	0,06	0,03	0,04	0,03	0,03	0,02
HLM, homogene Varianz, Modell 3	0,04	0,03	0,06	0,03	0,04	0,03	0,03	0,02
HLM, heterogene Varianz, Modell 1	0,04	0,02	0,06	0,02	0,04	0,02	0,04	0,02
HLM, heterogene Varianz, Modell 2	0,05	0,02	0,07	0,02	0,04	0,02	0,04	0,02
HLM, heterogene Varianz, Modell 3	0,05	0,02	0,07	0,02	0,04	0,02	0,04	0,02
Potenzielle Berufserfahrung / 10								
OLS	0,03	0,04	0,04	0,05	0,03	0,04	0,02	0,04
HLM, homogene Varianz, Modell 1	0,03	0,02	0,04	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02
HLM, homogene Varianz, Modell 2	0,03	0,02	0,04	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02
HLM, homogene Varianz, Modell 3	0,03	0,02	0,04	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02
HLM, heterogene Varianz, Modell 1	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
HLM, heterogene Varianz, Modell 2	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
HLM, heterogene Varianz, Modell 3	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Geschlecht (1 = Frau)								
OLS	-0,22	0,13	-0,25	0,15	-0,22	0,12	-0,21	0,15
HLM, homogene Varianz, Modell 1	-0,22	0,06	-0,24	0,06	-0,21	0,06	-0,20	0,06
HLM, homogene Varianz, Modell 2	-0,22	0,06	-0,27	0,06	-0,21	0,06	-0,20	0,06
HLM, homogene Varianz, Modell 3	-0,22	0,06	-0,27	0,06	-0,21	0,06	-0,20	0,06
HLM, heterogene Varianz, Modell 1	-0,19	0,06	-0,22	0,05	-0,19	0,05	-0,18	0,05
HLM, heterogene Varianz, Modell 2	-0,19	0,06	-0,24	0,05	-0,19	0,05	-0,17	0,05
HLM, heterogene Varianz, Modell 3	-0,19	0,06	-0,24	0,05	-0,19	0,05	-0,17	0,05
Status (1 = Angestellter)								
OLS	0,31	0,14	0,31	0,14	0,31	0,13	0,28	0,14
HLM, homogene Varianz, Modell 1	0,30	0,09	0,30	0,10	0,30	0,09	0,28	0,08
HLM, homogene Varianz, Modell 2	0,30	0,09	0,30	0,10	0,31	0,09	0,27	0,08
HLM, homogene Varianz, Modell 3	0,30	0,09	0,30	0,10	0,31	0,09	0,27	0,08
HLM, heterogene Varianz, Modell 1	0,30	0,07	0,30	0,08	0,30	0,08	0,28	0,06
HLM, heterogene Varianz, Modell 2	0,30	0,08	0,30	0,08	0,30	0,08	0,27	0,06
HLM, heterogene Varianz, Modell 3	0,30	0,08	0,30	0,08	0,30	0,08	0,27	0,06

OLS = betriebspezifische Kleinste-Quadrate-Schätzungen,
HLM = Mehrebenenmodell.