

## Intersektorale Lohndifferentiale

### Eine mikroökonometrische Untersuchung mit Paneldaten für die Bundesrepublik Deutschland\*

Von Elke Maria Schmidt

#### 1. Einleitung

Mit der zunehmenden Verfügbarkeit von Individualdatensätzen und der formalen Darstellung der Effizienzlohntheorie ist die Untersuchung sektoraler bzw. branchenmäßiger Lohnstrukturen in den letzten fünf Jahren wieder in den Mittelpunkt der Arbeitsmarktforschung gerückt. Basierend auf Individualdaten sind empirische Studien für die USA und die Bundesrepublik Deutschland vorgelegt worden (vgl. Krueger/Summers 1987, 1988; Dickens/Katz 1986; Murphy/Topel 1988; Blackburn/Neumark 1988; Gerlach/Hübner 1990), die überprüfen, ob die kompetitive Theorie zur Erklärung intersektoraler Lohndifferentiale ausreichend ist, oder ob hier alternative nichtkompetitive Ansätze heranzuziehen sind. Getestet wird demzufolge, inwieweit die Heterogenität der Arbeitskräfte, den individuellen Nutzen beeinflussende nichtpekuniäre Vor- und Nachteile von Arbeitsplätzen sowie transitorische Arbeitsmarktunvollkommenheiten ausschlaggebend für die zu beobachtenden Lohnunterschiede sind. Das methodische Vorgehen beinhaltet die Schätzung von um Sektorvariablen erweiterten humankapitalorientierten Einkommensfunktionen. Ermittelt werden so für individuelle Charakteristika kontrollierte Branchenlohnneffekte. Die kompetitive Theo-

---

\* Diese Untersuchung entstand im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft geförderten Projekts „Langfristige Beschäftigung“. Dem Sfb 3 und dem DIW danke ich für die Überlassung der Daten der ersten Welle und der vorläufigen Daten der zweiten, dritten und vierten Welle des Sozio-ökonomischen Panels. Für wertvolle Hinweise zu früheren Fassungen danke ich Ursula Jaenichen, Viktor Steiner und den TeilnehmerInnen des Seminars zur Arbeitsmarktforschung am Institut für Quantitative Wirtschaftsforschung der Universität Hannover.

Nach der kompetitiven Arbeitsmarkttheorie reflektieren intersektorale Lohnunterschiede neben transitorischen Arbeitsmarktunvollkommenheiten Ausstattungsunterschiede der Arbeitskräfte. Mit Individualdaten wird diese Hypothese für die Bundesrepublik Deutschland getestet. Humankapitalorientierte Einkommensfunktionen werden zum einen mit Querschnittsdaten geschätzt, zum anderen mit Längsschnittsdaten als Fixed- und Random-effects Modelle spezifiziert. Letzteres Vorgehen ermöglicht, für die unbeobachtete Heterogenität der Arbeitskräfte, die eine Verzerrung der Querschnittsschätzungen verursachen kann, zu kontrollieren.

rie impliziert zum einen eine erheblich geringere Streuung dieser kontrollierten Branchenlöhne verglichen mit der von durchschnittlichen. Zum zweiten dürfte die erklärte Varianz der beobachteten Einkommen durch die Berücksichtigung von Sektorvariablen nicht signifikant gesteigert werden.

Keine dieser Hypothesen findet jedoch in den empirischen Studien Bestätigung, was dann vielfach als indirekter Beweis für die Gültigkeit nichtkompetitiver effizienzlohntheoretischer Ansätze gedeutet wird. Zentrale Aussage dieser Ansätze ist, daß sich die Zahlung von höheren als den Marktlöhnen als Konsequenz des gewinnmaximierenden Verhaltens von Unternehmen ergibt. Lohnerhöhungen über das Marktniveau hinaus steigerten den Gewinn, weil sie positiv auf die Leistungsintensität der Arbeitskräfte bzw. die Arbeitsproduktivität wirkten und, damit verbunden, die Kosten pro Effizienzeinheit Arbeit reduzierten. Sind die Beweggründe zur Zahlung von Effizienzlöhnen, genannt werden hier die Reduzierung von Kontroll- und Turnover-Kosten, die Selektion produktiver Arbeitskräfte sowie eine höhere Loyalität der Arbeitskräfte gegenüber den Unternehmen (vgl. Katz 1986), von unterschiedlicher Relevanz in den Sektoren, so kann dies zur Herausbildung der beobachteten intersektoralen Lohndifferentiale führen.

Gleichzeitig wird aber auch immer wieder auf ein empirisches Defizit der Studien hingewiesen, nämlich daß die Heterogenität der Arbeitskräfte durch Kontrollvariablen wie Schuldauer, Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeitsdauer eventuell nur unzureichend erfaßt wird und unbeobachtete Fähigkeiten hier eine entscheidende Rolle spielen. Schon bei nur geringer Korrelation zwischen solchen Fähigkeiten und den beobachteten Ausstattungsunterschieden würden die Sektorlohnneffekte mit einem omitted-variable-bias geschätzt. Sie reflektierten letztlich die sektoralen Unterschiede in der unbeobachteten Ausstattung der Arbeitskräfte. Bezüglich dieses Aspekts kommen Arbeitsmarktforscher in den USA zu divergierenden Ergebnissen. Krueger/Summers 1988 und Blackburn/Neumark 1988 finden empirisch mit jeweils unterschiedlichen Daten und Verfahren keine Bestätigung für die Relevanz solcher unbeobachteten Fähigkeiten, Murphy/Topel 1988 hingegen ermitteln, daß ca. 70 % der geschätzten Sektorlohnneffekte hierauf zurückzuführen sind.

Mit Daten aus den ersten vier Wellen des Sozio-ökonomischen Panels wird in diesem Beitrag anhand von Fixed- und Random-effects-Modellen der Frage nachgegangen, inwieweit unbeobachtete zeitinvariante Individualeffekte für die branchenmäßige Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland ausschlaggebend sind. In Abschnitt 2 werden die Ergebnisse jüngerer Studien aus den USA und der Bundesrepublik Deutschland kurz referiert. In Abschnitt 3 wird der methodische Ansatz dieser Untersuchung erläutert. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen sind in Abschnitt 4 dokumentiert. Der Beitrag schließt mit einem Fazit.

## 2. Bisherige empirische Studien

Für die USA stellen *Krueger/ Summers* 1988 mit 74er, 79er und 84er CPS-Daten durchweg die Signifikanz von Sektordummies in Einkommensfunktionen fest. Unabhängig von der Ausstattung der Arbeitskräfte sind 1984 sektorspezifische Lohnzu- bzw. Lohnabschläge von maximal 35 % zu beobachten, wobei Lohnprämien insbesondere in der chemischen Industrie und in den Investitionsgüterindustrien erzielt werden. Am unteren Ende der sektoralen Lohnhierarchie stehen die Dienstleistungsbereiche. Verstärkt werden die sektoralen Lohneffekte zudem, wenn als endogene Variable die gesamte monetäre Kompensation herangezogen wird, also der Verdienst einschließlich monetärer Zusatzleistungen. Zusätzliche Kontrollvariablen für Arbeitsbedingungen führen zu keiner Änderung dieser Ergebnisse. Verglichen mit der unkontrollierter Sektorlöhne liegt die Standardabweichung der geschätzten Sektorlohneffekte nur um ca. 10 %-Punkte geringer. Auch die Rangfolge der Sektoren wird durch die Berücksichtigung von Ausstattungsunterschieden der Arbeitskräfte kaum verändert, *Krueger/ Summers* 1987 ermitteln für 1984 einen Korrelationskoeffizienten von 0,95 zwischen kontrollierten und unkontrollierten Sektorlöhnen. Gleichermaßen hohe Korrelationen ergeben sich zwischen den kontrollierten Sektorlöhnen der verschiedenen Jahre (*Krueger/ Summers* 1988), ein Resultat, das dem Argument, es handle sich bei intersektoralen Lohndifferentialen um transitorische Phänomene, entgegensteht.

Auf die Rangstabilität sektoraler Lohnstrukturen sowohl intertemporal als auch international wiesen u. a. bereits *Slichter* 1950, *Lebergott* 1947 und *Hoffmann* 1961 hin. *Krueger/ Summers* 1987 bestätigen diese Befunde noch einmal. Basierend auf den jährlichen Verdiensten vergleichbarer vollzeitbeschäftigter Arbeitskräfte in neun Sektoren ermitteln sie Korrelationen zwischen 0,6 und 0,9 zwischen den Sektordurchschnittslöhnen von 1984 und denen seit 1900. Im gleichen Intervall liegen die Ergebnisse beim Vergleich der Sektordurchschnittslöhne in 13 Ländern für 1973 und 1982.

Mit Branchenwechslern betrachten *Krueger/ Summers* 1988 Arbeitskräfte, die mit gleichen Fähigkeiten in unterschiedlichen Sektoren arbeiten. Durch die Schätzung von First-Difference-Modellen kontrollieren sie für die unbeobachtbaren Fähigkeiten dieser Individuen. Auch hier sind die Sektorvariablen signifikant, darüber hinaus entsprechen die hier geschätzten Sektoreffekte größtenteils denen aus einer einfachen gepoolten Regression. Korrekturen der First-Difference Ergebnisse für Meßfehler hinsichtlich der Branchenklassifikationen führen zu einer weiteren Angleichung beider Schätzungen. Sind die Branchenwechsel überwiegend freiwillig erfolgt, können die Sektoreffekte mit einem Auswahlfehler geschätzt sein. *Krueger/ Summers* wiederholen darum ihre Analyse für ein Sample von entlassenen

Arbeitskräften, First-Difference- und Querschnittsschätzungen sind jedoch auch hier sehr ähnlich.

Mit 83er CPS-Daten betrachten *Dickens/Katz* 1986 industrielle Lohnstrukturen innerhalb von zwölf Berufsgruppen für Nichtgewerkschaftsmitglieder. Sie verwenden ein Interaktionsmodell mit Dummy-Variablen für Industrie-Berufszellen. Die geschätzten Industrie-Berufseffekte analysieren sie nach Berufsgruppen. Ergebnis sind positive Korrelationskoeffizienten, überwiegend größer als 0,7, zwischen beruflichen Industrielohnstrukturen, unabhängig davon, ob für Ausstattungsunterschiede kontrolliert wurde oder nicht.

Die Resultate von *Hübler/Gerlach* 1990 basieren auf der ersten Welle des Sozio-ökonomischen Panels und einem Datensatz für das Bundesland Bremen. Trotz Berücksichtigung der Merkmale von Arbeitskräften und Arbeitsplätzen erweist sich auch in ihren Schätzungen eine aus den durchschnittlichen Sektorlöhnen gebildete quantitative Sektorvariable jeweils als signifikant. Die Ergebnisse von *Dickens/Katz* bezüglich der sektoralen Lohnstruktur nach Berufen können *Hübler/Gerlach* 1989 jedoch nicht bestätigen. Sie erhalten geringere und auch negative Korrelationen zwischen den kontrollierten beruflichen Sektorlohnstrukturen.

Mit CPS-Daten schätzen *Murphy/Topel* 1988 First-Difference-Modelle für Branchenwechsler, um für unbeobachtete Heterogenität der Arbeitskräfte zu kontrollieren. Sie regressieren dabei die beobachteten Lohnänderungen der Wechsler auf für Nichtwechsler in Einkommensfunktionen geschätzte Branchenlohnneffekte. Hiernach erhalten die Branchenwechsler durchschnittlich nur 29 % des Lohnzuschlags bzw. -abschlags, der aus der Schätzung für Nichtwechsler prognostiziert worden ist. Dieses Ergebnis deuten *Murphy/Topel* als Bestätigung für die Relevanz unbeobachtbarer Fähigkeiten zur Erklärung von Branchenlohdifferentialen.

Die Verwendung eines Samples von Männern aus dem National Longitudinal Survey erlaubt *Blackburn/Neumark* ein direkteres Vorgehen. Sie verwenden Intelligenzquotienten und den ‚Knowledge of the World of Work‘ Index als fehlerbehaftete Messungen für unbeobachtbare Fähigkeiten. Sowohl mit jeweils einem der beiden Fähigkeitenproxies als auch mit beiden spezifizieren sie Fehler-in-den-Variablen Modelle. Die Identifikation dieser erfolgt über die Erklärung von Fähigkeiten durch den familiären Hintergrund der Individuen. Systemschätzungen mit den Fähigkeitenproxies führen jedoch nicht zu merklich reduzierten Brancheneffekten, „unobserved ability is not an important explanation of industry wage differentials“ (*Blackburn/Neumark* 1988, 25).

### 3. Ansatz der ökonometrischen Untersuchung

Die in einer Standardeinkommensfunktion ermittelten Brancheneffekte unterliegen einem omitted-variable-bias, wenn unbeobachtbare Fähigkeiten mit den Branchen- bzw. Sektordummies korrelieren. Lautet das wahre Modell

$$(1) \quad y_i = \beta_0 + \sum_k x_{ki} \beta_k + \sum_b B_{bi} \delta_b + A_i + u_i$$

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

$b = 1, \dots, B$  <sup>1</sup> als Index für die Branchen

$k = 1, \dots, K$  als Index für Kontrollvariablen

$y_i$  = logarithmiertes Einkommen für Individuum  $i$

$x_{ki}$  =  $k$ -te Kontrollvariable für Individuum  $i$

$B_{bi}$  =  $b$ -ter Branchendummy für Individuum  $i$

$B_{bi} = \begin{cases} 1 & \text{falls Individuum } i \text{ in Branche } b \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$

$A_i$  = unbeobachtete Fähigkeiten von Individuum  $i$

$u_i$  = Störgröße

und besteht zwischen den  $A_i$  und den Branchendummies  $B_{bi}$  der durch folgende Hilfsregression dargestellte Zusammenhang

$$(2) \quad A_i = \sum_b B_{bi} \gamma_b + e_i$$

so werden, ausgehend vom beobachteten Modell (3)

$$(3) \quad \begin{aligned} y_i &= \beta_0 + \sum_k x_{ki} \beta_k + \sum_b B_{bi} \delta_b^* + u_i \\ &= \beta_0 + \sum_k x_{ki} \beta_k + \sum_b B_{bi} (\delta_b + \gamma_b) + u_i + e_i \end{aligned}$$

die Brancheneffekte  $\delta_b$  verzerrt geschätzt, denn

$$(4) \quad \text{plim } (d_b^*) = \delta_b + \gamma_b.$$

Die kompetitive Theorie impliziert einen positiven Bias für  $d_b^*$ .

Unter der Annahme, daß die unbeobachtbaren Fähigkeiten im Zeitablauf konstant sind, kann für sie mit Längsschnittdaten in Fixed- und Random-effects-Modellen kontrolliert werden, was konsistente Schätzungen der Brancheneffekte  $\delta_b$  ermöglicht. Betrachtet wird dann das lineare Regressionsmodell (vgl. Judge u. a. 1988, 468 - 491).

<sup>1</sup> Wenn das Absolutglied  $\beta_0$  spezifiziert wird, ist die Restriktion  $\sum \delta_b = 0$  zu berücksichtigen und eine Branche als Standardgruppe zu definieren. Andernfalls entstünde vollständige Multikollinearität zwischen dem Absolutglied und der Matrix von Branchendummies. Die  $\delta_b$  geben die Höhe des Lohnzu- bzw. Lohnabschlags in Branche  $b$  an im Vergleich zur Standardgruppe.

$$(5) \quad y_{it} = A_i + \sum_k x_{kit} \beta_k + \sum_b B_{bit} \delta_b + u_{it}$$

mit  $t$  als Periodenindex. Im Fixed-effects-Modell werden die  $A_i$  als deterministische Individualeffekte aufgefaßt, für die durch Dummy-Variablen für jedes Individuum kontrolliert wird. Alternativ hierzu können die Parameter  $\beta_k$  und  $\delta_b$  getrennt von den  $A_i$  als Within-Schätzer im folgendermaßen transformierten Modell ermittelt werden

$$(6) \quad \begin{aligned} (y_{it} - y_{i.}) &= \sum_k (x_{kit} - x_{ki.}) \beta_k \\ &+ \sum_b (B_{bit} - B_{bi.}) \delta_b + u_{it} - u_{i.} \\ \text{mit } y_{i.} &= \sum_t y_{it}/T \text{ und analog für } x_{ki.}, B_{bi.} \text{ und } u_{i.}. \end{aligned}$$

Die Residuen beider Modelle sind identisch, so daß die Durchführung von  $F$ - und  $t$ -Tests auf Signifikanz der Brancheneffekte und Individualeffekte keine Probleme bereitet.<sup>2</sup>

Im Random-effects-Modell werden die Individualeffekte  $A_i$  als individuenspezifische, unabhängig und identisch verteilte Zufallsgrößen aufgefaßt mit

$$(7) \quad \begin{aligned} A_i &= \beta_0 + w_i \\ \beta_0 &= \text{fixe Komponente des individuenspezifischen Störterms} \\ w_i &= \text{individuenspezifische Störgröße mit } E(w_i) = 0 \text{ und } \text{Var}(w_i) = \sigma_w^2. \end{aligned}$$

Die sich hiermit ergebende Störgröße des Random-effects-Modells

$$(8) \quad v_{it} = w_i + u_{it}$$

ist nicht-sphärisch, bei einem unvollständigen Panel, d.h. ungleicher Anzahl von Beobachtungen für die Individuen, liefert die Anwendung von OLS auf das transformierte Modell (vgl. *Baltagi* 1985)

$$(9) \quad \begin{aligned} (y_{it} - \alpha_i y_{i.}) &= \sum_k (x_{kit} - a_i x_{ki.}) \beta_k \\ &+ \sum_b (B_{bit} - a_i B_{bi.}) \delta_b + u_{it} - \alpha_i u_{i.} \\ \text{mit } \alpha_i &= 1 - \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{T_i \sigma_w^2 + \sigma_u^2}} \end{aligned}$$

effiziente GLS-Schätzungen.

<sup>2</sup> Bei Schätzung des transformierten Modells mit statistischen Programmpaketen wie z.B. SPSSX werden allerdings die Individualeffekte bei der Berechnung der Freiheitsgrade nicht berücksichtigt. Die ausgegebene Störgrößenvarianz sowie die Teststatistiken sind entsprechend zu korrigieren.

Die Varianzen  $\sigma_w^2$  und  $\sigma_u^2$  der Störgrößenkomponenten können konsistent aus den Residuen eines gepoolten Modells geschätzt werden.

Das Fixed-effects-Modell bzw. First-Difference-Modell im Fall von zwei Beobachtungen je Individuum liefert konsistente Parameterschätzungen, hat jedoch auch Nachteile. Zum einen wird die Anzahl der Freiheitsgrade durch die Spezifikation von Individualeffekten erheblich reduziert, zum anderen ist hier ein Informationsverlust zu verbuchen, weil zur Schätzung der Parameter nur die Within-Streuung der Beobachtungen ausgenutzt wird, also die Streuung der Variablen um ihren individuellen Mittelwert, nicht jedoch die Streuung der Variablen über die Individuen. Folglich basieren die im Fixed-effects-Modell geschätzten Brancheneffekte hauptsächlich auf den Beobachtungen für solche Individuen, die während des Beobachtungszeitraums die Branche gewechselt haben. Dies kann Probleme mit sich bringen, wenn der Anteil solcher Branchenwechsler gering ist, denn „a variable, which varies mostly across individuals and only a little over time for the same individual will have its coefficient under estimated by any method which neglects variation across individuals among individual means“ (Nerlove 1971, 395). Das Random-effects-Modell hat diese Nachteile nicht, weil hier in die Parameterschätzungen sowohl die Within-Streuung als auch die Between-Streuung der Beobachtungen eingeht. Da so mehr Informationen als im Fixed-effects-Modell genutzt werden, sind die Random-effects-Schätzungen auch effizienter. Dies gilt jedoch nur, wenn die individuenspezifischen Störterme unabhängig verteilt sind und nicht mit den exogenen Variablen korreliert. Andernfalls unterliegen die im Random-effects-Modell geschätzten Parameter einem Spezifikations-bias und die auch in diesem Fall konsistenten Fixed-effects-Schätzungen sollten vorgezogen werden (vgl. Mundlak 1978). Der Hausman-Test (Hausman 1978) liefert ein Instrument zur Diskriminierung zwischen beiden Modellen. Ist die Annahme einer Korrelation zwischen Branchenvariablen und unbeobachteten Fähigkeiten, die schließlich zur Spezifikation von Individualeffekten in Modellen für Längsschnittdaten führte, zutreffend, so liefert das Random-effects-Modell keine konsistenten Schätzungen der Brancheneffekte.

#### 4. Ergebnisse der ökonometrischen Untersuchung

Datenbasis für die ökonometrische Studie bilden die ersten vier Wellen (1984 - 1987) des Sozio-ökonomischen Panels (vgl. Hanefeld 1987). Vier Querschnitte wurden gebildet und anschließend zu einem Längsschnittsample gepoolt. Einbezogen wurden deutsche und ausländische Männer und Frauen, die zum jeweiligen Befragungszeitpunkt als Arbeiter oder Angestellte voll- oder teilzeiterwerbstätig waren. Nach Ausschluß von Fällen mit fehlenden Werten und/oder Inkonsistenzen in den relevanten Variablen liegen die Stichprobenumfänge der Querschnitte zwischen 4333 (1984) und

3073 (1987). Das gepoolte Sample umfaßt die Fälle, für die in mindestens zwei Querschnitten Beobachtungen vorliegen. Von diesen 3966 Individuen (13236 Beobachtungen) haben nur 7% (276) innerhalb des gesamten Beobachtungszeitraums wenigstens einmal die Branche gewechselt.

Gegenstand der Untersuchung ist die Einkommensfunktion

$$(10) \quad \ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S^* AUSL + \beta_3 AUSL + \beta_4 EX + \beta_5 EXSQ \\ + \beta_6 TEN + \beta_7 SEX + \beta_8 WTIME + \sum_b \delta_b B_b + u$$

mit  $\ln Y$  = logarithmiertes monatliches Einkommen,  $S$  = Dauer der schulischen Bildung einschl. Fachhochschule, Hochschule und Lehre,  $AUSL$  = Dummy für ausländische Staatsangehörigkeit,  $EX$  = potentielle Berufserfahrung in Jahren,  $EXSQ = EX^2$ ,  $TEN$  = Beschäftigungsdauer im jetzigen Betrieb,  $SEX$  = Dummy für Geschlecht,  $WTIME$  = monatliche Arbeitszeit in Stunden,  $B_b$  = Dummy für die  $b$ -te Branche und  $u$  = Störterm. Diese Einkommensfunktion wurde zum einen mit den Querschnitten geschätzt, zum anderen als Fixed-effects und Random-effects-Modell mit dem Längsschnittsample. Die Ergebnisse sind vollständig in der Anhangstabelle enthalten.

Die in Tabelle 1 dokumentierten Brancheneffekte<sup>3</sup> geben an, um wieviel Prozent höher bzw. geringer c.p. der Verdienst in der betrachteten Branche liegt im Vergleich zu dem in der Standardgruppe Eisen- und Stahlverarbeitende Industrie<sup>4</sup>. Wie  $F$ -Tests zeigen, sind die Branchendummies in jeder Querschnittsschätzung signifikant. Im Durchschnitt über die vier Jahre streuen die kontrollierten Branchenlöhne zwischen -38% und +11% um den in der Vergleichsgruppe. Hochlohnbranchen sind mit Ausnahme des Kredit- und Versicherungswesens im Verarbeitenden Gewerbe zu finden, so der Bergbau, die Chemische Industrie und der Maschinenbau; Lohnabschläge sind überwiegend im Dienstleistungssektor zu verbuchen, an unterster Stelle der Branchenlohnskala rangieren die Bereiche der Privaten Haushalte und der Persönlichen Dienstleistungen, das Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe, die Sparte Gebäudereinigung und Abfall sowie der Einzelhandel. Die Branchenlohnstruktur ist über den Beobachtungszeitraum konstant, Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten zwischen den Brancheneffekten der betrachteten Jahre liegen zwischen 0,93 und 0,87, Rangkorrelationskoeffizienten zwischen 0,84 und 0,93, vgl. Tabelle 2. Dabei indiziert die Standardabweichung der Brancheneffekte mit einem Anstieg um 2%-Punkte von 1984 bis 1987 eine zunehmende Streuung der Branchenlöhne. Diese Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland sind parallel

<sup>3</sup> Die dokumentierten Brancheneffekte  $p$  ergeben sich aus den geschätzten  $d$  nach  $p = (e^d - 1) * 100$ , vgl. Halvorsen / Palmquist 1980.

<sup>4</sup> Die Eisen- und Stahlverarbeitende Industrie war in jedem Sample am stärksten besetzt und wurde deshalb als Vergleichsbranche herangezogen.

zu denen der für die USA vorgelegten, auf Mikrodaten basierenden Studien (vgl. Krueger/ Summers 1988).

Reflektierten die mit Querschnittsdaten ermittelten Branchenlohneffekte hauptsächlich unbeobachtete Produktivitätsunterschiede der Beschäftigten, so müßte eine erheblich reduzierte Streuung der kontrollierten Branchenlöhne Konsequenz der Spezifikation von Individualeffekten sein. Die Ergebnisse der Fixed- und Random-effects-Schätzungen widersprechen dieser These. Die Spalten 5 und 6 zeigen die mit diesen Verfahren für das gesamte Längsschnittsample geschätzten Branchenlohneffekte. Beurteilt am *F*-Test ist zwar die Spezifikation von Individualeffekten durchaus gerechtfertigt, doch geht auch hier von den Branchendummies ein signifikanter Einfluß aus. Zudem ist die Standardabweichung<sup>5</sup> der um unbeobachtete individuelle Fähigkeiten bereinigten Brancheneffekte keineswegs geringer als die in den Querschnittsschätzungen. Die Brancheneffekte im Random-effects-Modell sind denen der Querschnittsschätzungen weitgehend parallel, dies zeigen auch die Korrelationskoeffizienten in Tabelle 2. Nach dem Hausman-Test ist aber von einer Korrelation zwischen Individualeffekten und den sonstigen exogenen Variablen auszugehen und das Fixed-effects-Modell vorzuziehen. Dieses Resultat ließ die Ausgangshypothese, die vermutete Korrelation von Branchendummies und unbeobachteten individuellen Fähigkeiten, bereits erwarten. Es unterstreicht somit noch einmal die Relevanz der Individualeffekte in den Querschnittsschätzungen. Die im Fixed-effects-Modell ermittelten Branchenlöhne unterscheiden sich nicht unerheblich von denen in Spalte 1 - 4; so befinden sich Branchen, die dort in der Mitte der sektoralen Lohnrangskala angesiedelt sind, nun z.T. auf den ersten Plätzen (Gesundheits- und Veterinärwesen, Elektrotechnische Industrie, Baugewerbe), z.T. auf den letzten (Bildungswesen, Sozialversicherung, Sonstige Dienstleistungen). Besonders augenfällig ist der Lohneffekt für das Versicherungsgewerbe. Mit 21% ist er gegenüber den Querschnittsschätzungen um ca. 32 %-Punkte gesunken; das Versicherungsgewerbe nimmt damit im Fixed-effects-Modell einen der letzten Plätze in der Lohnrangskala ein gegenüber einem der ersten in den Querschnittsmodellen. Die Beschäftigten im Versicherungsgewerbe z.B. unterscheiden sich also durch unbeobachtbare Charakteristika von Beschäftigten in anderen Sektoren, was in konventionellen, deskriptiven Analysen nicht erfaßt wird. Trotz dieser Unterschiede liegen die Korrelationen zwischen den im Fixed-effects-Modell und den mit Querschnittsdaten ermittelten branchenmäßigen Lohnstrukturen zwischen 0,34 und 0,45 (bzw. 0,33 und 0,48 bei Betrachtung von Rangkorrelationen).

<sup>5</sup> Die Standardabweichung der Brancheneffekte in den Fixed-effects-Modellen sowie die Korrelationskoeffizienten zwischen den hierin geschätzten Brancheneffekten und den in den anderen Modellen wurden unter Ausschluß des Lohneffekts für die Bundespost ermittelt, weil es sich hier offensichtlich um einen ‚Ausreißer‘ handelt. Bei Einschluß dieses Ausreißers beträgt die Standardabweichung in Tabelle 2 0,33 in Spalte 1 und 0,36 in Spalte 3.

Tabelle 1

**Geschätzte prozentuale Brancheneffekte<sup>a)</sup> – ermittelt in Einkommensfunktionen<sup>b)</sup>  
auf Basis von Quer- und Längsschnittdaten**

Branchen	Querschnittsschätzungen				Längsschnittsschätzungen			
	1984	1985	1986	1987	Alle		Branchenwechsler	
					Fixed	Random	Fixed	Random
Land- und Forstwirtschaft	-11,22*	-20,16*	-10,34	-28,11*	-10,96	-11,88*	-8,87	-17,29
Energie, Wasserversorgung	9,82*	6,87	4,85	9,98	-8,69	3,63	-9,28	0,59
Bergbau	13,54*	10,85	8,56	9,64	4,53	10,21*	0,40	-5,79
Chem. Industrie, Mineralöl	10,83*	9,76*	9,95*	11,75*	-0,02	9,12*	-0,89	-1,56
Kunststoff, Gummi, Asbest	-0,61	-0,56	-1,85	-4,65	-0,20	-0,64	-3,93	-1,15
Steine, Erden, Feinkeramik, Glas	-1,74	-0,94	-2,19	-5,43	-14,16*	-4,61	-12,51	-15,65
Stahl-, Maschinen-, Fahrzeugbau	7,65*	6,53*	7,21*	6,68*	-0,09	6,33*	0,08	2,54
Elektrotechnik, Optik, EBM-Waren	3,74	-2,62	-3,60	-2,67	8,89*	0,88	8,77	4,33
Holz-, Papier-, Druckgewerbe	-1,42	-1,55	-0,88	-0,56	-3,82	-1,61	-2,90	-7,16
Leder, Textil, Bekleidung	-6,39*	-9,10*	-10,07*	-12,74*	-20,97*	-10,07*	-20,64*	-23,54*
Nahrung, Genußmittel	-12,77*	-16,15*	-17,25*	-19,42*	-11,30*	-14,06*	-12,42	-16,21*
Bauhauptgewerbe	1,09	-6,81*	-7,42*	-10,98*	2,85	-4,16*	1,96	-5,12
Ausbau- u. Bauhulfsgewerbe	-6,52*	-5,56	-4,43	-9,13*	-9,23	-6,90*	-9,55	-6,36
Großhandel	-4,34	-5,59	-7,49	-12,90*	-7,05*	-4,74	-9,05	-6,03
Handelsvermittlung	-1,76	-8,38	4,71	11,92	-1,23	11,72	-5,03	17,34
Einzelhandel	-19,14*	-20,64*	-16,95*	-21,14*	-5,43*	-18,48*	-2,77	-15,99*
Bundesbahn	-8,05	-1,84	0,85	-7,62	-41,26*	-9,92	-42,22*	-37,14*
Bundespost	-3,68	-3,39	-6,56	-11,96*	172,78*	0,76	203,83*	33,03
Übriger Verkehr, Nachrichten	-1,09	-1,27	-5,09	-13,45*	-4,21	0,98	-8,14	-7,66
Kredit, sonstige Finanzierung	9,09*	13,26*	14,05*	6,76	10,80	10,80*	12,34	4,89
Versicherungsgewerbe	13,36*	11,09	8,93	11,13	-21,88*	4,90	-21,61	-16,35
Gaststätten, Beherbergung	-26,34*	-23,88*	-27,08*	-32,95*	-15,94*	-21,35*	-18,78*	-25,49*
Wäscherei, Persönl. Dienstleistungen	-22,47*	-32,23*	-32,50*	-34,14*	-10,65	-24,75*	-13,66	-17,20
Gebäudereinigung, Abfall	-10,54	-18,87*	-29,52*	-24,38*	-8,08	-18,80*	-10,58	-30,47*
Bildung, Unterricht, Kultur	8,63*	1,10	-1,38	-1,54	-26,81*	-5,91*	-23,58*	-22,86*
Gesundheits-, Veterinärwesen	-1,00	-4,15	-1,36	-9,05*	36,93*	-3,38	26,21*	12,54
Rechts-, Steuer-, Wirtschaftsberatung	-0,17	2,36	2,14	-3,30	-7,27	-3,89	-7,85	-3,23
Sonstige Dienstleistungen	-8,10	-2,59	-10,97	-10,89	-17,32	-9,30	-20,46	-21,10
Organisationen								
ohne Erwerbscharakter	-7,12*	-14,13*	-11,37*	-13,36*	-17,44*	-13,06*	-19,19	-32,95*
Private Haushalte	-34,88*	-53,69*	-32,09*	-33,89*	-53,13*	-41,12*	-50,27*	-61,04*
Gebietskörperschaften	1,08	-2,99	-3,52	-4,37	-11,14*	-5,26*	-12,75*	-12,70
Sozialversicherung	5,74	-4,92	-3,77	-5,26	-10,97	-2,12	-13,74*	-14,75
$F_{Bran}$	11,89*	9,16*	8,78*	9,97*	9,13*	14,00*	3,05*	3,24*
Standardabweichung der Brancheneffekte	11,23	13,77	12,02	13,38	15,74 <sup>c)</sup>	11,38	14,45 <sup>c)</sup>	17,44
$N$ $\Sigma T_i$ $2 \leq T_i \leq 4$	4 333	3 779	3 377	3 073	3 966 13 236		276 824	

a) Die in der Tabelle dokumentierten Brancheneffekte geben den prozentualen Lohnunterschied zwischen der jeweiligen Branche und der Standardgruppe Eisen- und Stahlindustrie an. Die prozentuale Differenz ergibt sich aus den geschätzten Brancheneffekten (vgl. Anhang) nach  $p = (e - 1) * 100$ .

b) Die Stichproben umfassen jeweils voll- und teilzeitbeschäftigte dt. u. ausländische Erwerbstätige. Beamte sind ausgeschlossen. Kontrolliert wurde für Schulbildung, Berufserfahrung, Tenure, Geschlecht, Arbeitszeit u. dt. Staatsangehörigkeit, vgl. die vollständigen Ergebnisse im Anhang.

c) Die Standardabweichung der im Fixed-effects-Modell geschätzten Brancheneffekte wurde unter Ausschluß der Branche Bundespost berechnet, weil es sich hier offensichtlich um einen Ausreißer handelt. Mit dem Brancheneffekt für die Bundespost beträgt die Standardabweichung 35,95 in Spalte 5 und 40,31 in Spalte 7.

$F_{md}$	15,27*	-	4,10*	-
$\sigma_w^2$	-	0,0670	-	0,0350
$\sigma_u^2$	-	0,0345	-	0,0809

\* Signifikant bei  $\alpha = 0,05$

Tabelle 2

**Korrelationskoeffizienten zwischen den in Quer- und Längsschnittmodellen  
geschätzten Branchenlohneneffekten**

Obere Dreiecksmatrix: Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten

Untere Dreiecksmatrix: Rangkorrelationskoeffizienten

		Querschnittsschätzungen				Längsschnittsschätzungen			
		1984 1985 1986 1987				Alle		Branchen- wechsler	
		Fix. <sup>a)</sup>		Ran.		Fix. <sup>a)</sup>		Ran.	
Quer- schnitt	1984	–	0,93	0,89	0,90	0,45	0,90	0,48	0,56
	1985	0,87	–	0,91	0,87	0,44	0,91	0,47	0,58
	1986	0,84	0,89	–	0,93	0,38	0,91	0,42	0,57
	1987	0,85	0,84	0,93	–	0,34	0,90	0,37	0,53
Längs- schnitt	Alle	Fix. Ran.	0,48 0,84	0,33 0,79	0,42 0,86	0,39 0,85	– 0,63	0,57 –	0,98 0,59
	B. Wechsler	Fix. Ran.	0,46 0,58	0,32 0,47	0,42 0,59	0,37 0,59	0,97 0,85	0,61 0,79	– 0,84

a) Die Korrelationskoeffizienten zwischen den im Fixed-effects-Modell geschätzten Brancheneffekten und den in den anderen Modellen wurden unter Ausschluß des Lohneffekts für die Bundespost ermittelt.

Spalte 7 und 8 in Tabelle 1 zeigen die Ergebnisse von Fixed- und Random-effects-Schätzungen für Branchenwechsler. Diese gesonderte Betrachtung erfolgte aus zwei Gründen. Zum einen können, entsprechend der Argumentation Nerloves, die Branchenlöhne im Fixed-effects-Modell für das gesamte Sample unterschätzt sein wegen der geringen Anzahl Branchenwechsler, zum anderen sollte überprüft werden, ob sich die Branchenzugehörigkeit auch für solche Personen als einkommensbestimmend erweist, die mit gleichen Fähigkeiten in verschiedenen Branchen beschäftigt waren. Diese letzte Frage muß eindeutig bejaht werden, gleich welches Modell betrachtet wird. Mit 14,45 bzw. 17,44 streuen die für dieses Sample geschätzten Brancheneffekte höher als die in den Querschnittsschätzungen. Die Ergebnisse von Fixed- und Random-effects-Modell sind hier ähnlicher als für das gesamte Längsschnittsample, der Hausman-Test spricht aber wieder für das Fixed-effects-Modell. Dessen Ergebnisse entsprechen denen für das gesamte Sample in Spalte 5, von einer Unterschätzung der Brancheneffekte dort ist nicht auszugehen.

Ein in die gegenteilige Richtung zielendes Argument bezüglich der Fixed-effects-Schätzungen lautet, die hier ermittelten Brancheneffekte könnten über einen Sample-selection-bias verzerrt sein, weil es sich bei Branchenwechsler nicht um ein Zufallssample handelt. Erlangten Individuen erst im Zeitablauf Kenntnis über ihre Fähigkeiten und darüber, ob und wo diese besonders entlohnt werden, so sind Branchenwechsel für solche Arbeits-

kräfte zu beobachten, die aufgrund ihrer Fähigkeiten mit einem höheren Einkommen auf dem neuen Arbeitsplatz rechnen könnten. Nicht nur das Einkommen, sondern auch die Entscheidung über einen Wechsel der Branche würde damit von unbeobachteten Fähigkeiten determiniert. Dies hätte zur Konsequenz, daß auch die im Fixed-effects-Modell geschätzten Branchenlöhne auf den Einfluß von Fähigkeiten zurückgehen.

Um die Relevanz dieser Argumentation für die vorgestellten Ergebnisse zu prüfen, wurde das Fixed-effects-Modell einmal für ‚freiwillige‘ Branchenwechsler geschätzt, also für solche, die die Branche bzw. den Arbeitsplatz aufgrund eigener Kündigung gewechselt haben, zum anderen für unfreiwillige, entlassene Wechsler. Beim Signifikanzniveau von 0,05 lehnt jedoch der Chow-Test die Nullhypothese von identischen Parametern für beide Gruppen nicht ab, was dahingehend interpretiert werden kann, daß das Selektionsproblem hier keine Rolle spielt.<sup>6</sup>

#### 4. Fazit

Branchenmäßige Lohnunterschiede sind weder durch die beobachtete, noch die unbeobachtete Heterogenität von Arbeitskräften zu erklären, so das Ergebnis der ökonometrischen Längsschnittuntersuchung. Die verwendeten Verfahren gehen allerdings noch mit Problemen einher: Zum einen wird zeitliche Konstanz individueller Fähigkeiten unterstellt, zum zweiten basieren die konsistent geschätzten Brancheneffekte hauptsächlich auf den Beobachtungen für eine recht geringe Anzahl von Branchenwechslern. Aus methodischer Sicht wären hier sich über einen längeren Zeitraum erstreckende Paneldaten wünschenswert sowie auch Proxy-Variablen für unbeobachtete Fähigkeiten, mit deren Hilfe eine direktere Überprüfung der Fragestellung möglich wäre.

Gleichwohl unterstreicht das Resultat, daß die kompetitiven Ansätze allein nicht ausreichend sind, die Existenz intersektoraler Lohndifferentiale zu erklären. Konsequenz hieraus sollte die verstärkte Betrachtung alternativer Erklärungsmuster sein, vielversprechend scheinen dabei die in letzter Zeit diskutierten Effizienzlohntheorien zu sein, worauf in den ersten Ansätzen die Untersuchungen von *Krueger/Summers* 1988 und *Hübler/Gerlach* 1990 hinweisen. Im Gegensatz zur kompetitiven Theorie wird in Effizienzlohnmodellen die Rolle der Arbeitsnachfrageseite bei der Lohnbestimmung betont. Die empirische Überprüfung hier abgeleiteter Aussagen ist bisher wegen des evidenten Mangels an Quer- und Längsschnittdaten auf Firmenebene leider nur in sehr eingeschränktem Maße möglich.

<sup>6</sup> In einem anderen Schritt wurde das Fixed-effects-Modell für Branchenwechsler erweitert um eine Dummy-Variable für freiwillige Wechsler und Interaktionen zwischen dieser und allen exogenen Variablen. Auch hier zeigten F-Tests weder einen signifikanten Einfluß der Kontrollvariablen-, noch der Brancheninteraktionsterme.

## Zusammenfassung

Nach der kompetitiven Arbeitsmarkttheorie reflektieren intersektorale Lohnunterschiede neben transitorischen Arbeitsmarktunvollkommenheiten Ausstattungsunterschiede der Arbeitskräfte. Mit Individualdaten wird diese Hypothese für die Bundesrepublik Deutschland getestet. Humankapitalorientierte Einkommensfunktionen werden zum einen mit Querschnittsdaten geschätzt, zum anderen mit Längsschnittsdaten als Fixed- und Random-effects-Modelle spezifiziert. Letzteres Vorgehen ermöglicht, für die unbeobachtete Heterogenität der Arbeitskräfte, die eine Verzerrung der Querschnittsschätzungen verursachen kann, zu kontrollieren. Die Ergebnisse zeigen, daß sowohl bei Kontrolle für beobachtete als auch für unbeobachtete Ausstattungsunterschiede branchenmäßige Lohndifferentiale bestehen bleiben. Darüber hinaus indizieren die Querschnittsschätzungen eine zunehmende Streuung der Branchenlohnneffekte von 1984 - 1987, obgleich ihre Rangfolge konstant geblieben ist.

## Summary

One competitive explanation of intersectoral-wage differentials besides regarding them as a transitory phenomenon is that they reflect endowment differences of workers. This hypothesis is tested with micro-data for the FRG. Firstly, with cross-section data human-capital oriented earnings functions are estimated. Secondly, longitudinal-data are used to estimate Fixed- and Random-effects-models to control for unobservable worker characteristics that could bias cross-sectional estimates. It is found that intersectoral-wage differentials cannot be explained by unobservable worker heterogeneity. Moreover, the cross-section estimates indicate that sectoral wage effects have increased from 1984 to 1987, although their ranking has remained stable over time.

## Anhang

**Einkommensfunktions schätzungen<sup>a)</sup> mit Branchendummies<sup>b)</sup> auf Basis von Quer- und Längsschnittdaten abhängige Variable:  
Monatliches Bruttoeinkommen (logarithmiert)**

Unabhängige Variablen	Querschnittsschätzungen				Längsschnittsschätzungen			
	1984	1985	1986	1987	Alle Fixed <sup>c)</sup>	Random	Branchenwechsler Fixed <sup>c)</sup>	Random
<i>Kontrollvariablen:</i>								
Schulbildung in Jahren	0,0657*	0,0705*	0,0709*	0,0670*	—	0,0753*	—	0,0580*
Staatsangehörigkeit (1 = nicht deutsch)	0,5666*	0,6688*	0,5991*	0,6250*	—	0,6759*	—	0,5040*
Staatsangehörigkeit* Schulbildung (Interaktionsterm)	-0,0528*	-0,0600*	-0,0557*	-0,0585*	—	-0,0619*	—	-0,0474*
Berufserfahrung	0,0200*	0,0176*	0,0185*	0,0158*	0,0470*	0,0165*	0,0556*	0,0129*
Berufserfahrung, quadriert	-0,0004*	-0,0003*	-0,0003*	-0,0003*	-0,0003*	-0,0003*	-0,0000	-0,0001
Beschäftigungsduer beim jetzigen Arbeitgeber (Tenure)	0,0074*	0,0087*	0,0078*	0,0086*	0,0048*	0,0092*	0,0046*	0,0007
Geschlecht (1 = weiblich)	-0,3073*	-0,3146*	-0,3068*	-0,2485*	—	-0,3564*	—	-0,3740*
Monatliche Arbeitszeit (Stunden)	0,0034*	0,0036*	0,0035*	0,0055*	0,0007*	0,0016*	0,0023*	0,0029*
<i>Branchendummies:</i>								
Land- und Forstwirtschaft	-0,1190*	-0,2251*	-0,1091	-0,3300*	-0,1161	-0,1265*	-0,0929	-0,1898
Energie, Wasserversorgung	0,0937*	0,0664	0,0474	0,0951	-0,0909	0,0357	-0,0974	0,0059
Bergbau	0,1270*	0,1030	0,0821	0,0920	0,0443	0,0972*	0,0040	-0,0596
Chem. Industrie, Mineralöl	0,1028*	0,0931*	0,0949*	0,1111*	-0,0002	0,0873*	-0,0089	-0,0157
Kunststoff, Gummi, Asbest	-0,0061	-0,0056	-0,0187	-0,0476	-0,0020	-0,0064	-0,0401	-0,0116
Steine, Erden, Feinkeramik, Glas	-0,0176	-0,0094	-0,0221	-0,0558	-0,1527*	-0,0472	-0,1337	-0,1702
Stahl-, Maschinen-, Fahrzeugbau	0,0737*	0,0633*	0,0696*	0,0647*	-0,0009	0,0614*	0,0008	0,0251

## Anhang (Fortsetzung)

Elektrotechnik, Optik, EBM-Waren	0,0367	-0,0265	-0,0367	-0,0271	0,0852*	0,0088	0,0841	0,0424
Holz-, Papier-, Druckgewerbe	-0,0143	-0,0156	-0,0088	-0,0056	-0,0389	-0,0162	-0,0294	-0,0743
Leder, Textil, Bekleidung	-0,0660*	-0,0954*	-0,1061*	-0,1363*	-0,2353*	-0,1061*	-0,2312*	-0,2684*
Nahrung, Genussmittel	-0,1366*	-0,1761*	-0,1894*	-0,2159*	-0,1199*	-0,1515*	-0,1326	-0,1769*
Bauhauprgewerbe	0,0108	-0,0705*	-0,0771*	-0,1163*	0,0281	-0,0425*	0,0194	-0,0526
Ausbau- u. Bauhilfsgewerbe	-0,0674*	-0,0572	-0,0453	-0,0957*	-0,0968	-0,0715*	-0,1004	-0,0657
Großhandel	-0,0444	-0,0575	-0,0779	-0,1381*	-0,0731*	-0,0486	-0,0949	-0,0622
Handelsvermittlung	-0,0178	-0,0875	0,0460	0,1126	-0,0124	0,1108	-0,0516	0,1599
Einzelhandel	-0,2125*	-0,2312*	-0,1857*	-0,2375*	-0,0558*	-0,2043*	-0,0281	-0,1742*
Bundesbahn	-0,0839	-0,0186	0,0085	-0,0793	-0,5321*	-0,1045	-0,5485*	-0,4642*
Bundespost	-0,0375	-0,0345	-0,0679	-0,1274*	1,0035*	0,0076	1,1113*	0,2854
Übriger Verkehr, Nachrichten	-0,0110	-0,0128	-0,0522	-0,1444*	-0,0430	0,0098	-0,0849	-0,0797
Kredit, sonstige Finanzierung	0,0870*	0,1245*	0,1315*	0,0654	0,1026	0,1026*	0,1164	0,0477
Versicherungsgewerbe	0,1254*	0,1052	0,0855	0,1055	-0,2469*	0,0478	-0,2435*	-0,1785
Gaststätten, Beherbergung	-0,3057*	-0,2729*	-0,3158*	-0,3997*	-0,1736*	-0,2401*	-0,2080*	-0,2943*
Wäscherei, Persönl. Dienstleistungen	-0,2545*	-0,3890*	-0,3930*	-0,4177*	-0,1126	-0,2843*	-0,1469	-0,1887
Gebäudereinigung, Abfall	-0,1114	-0,2091*	-0,3499*	-0,2794*	-0,0842	-0,2082*	-0,1118	-0,3634*
Bildung, Unterricht, Kultur	0,0828*	-0,0139	0,0109	-0,0155	-0,3121*	-0,0609*	-0,2689*	-0,2595*
Gesundheits-, Veterinärwesen	-0,0100	-0,0137	-0,0424	-0,0949*	0,3143*	-0,0344	0,2328*	0,1181
Rechts-, Steuer-, Wirtschaftsberatung	-0,0017	0,0212	0,0233	-0,0336	-0,0755	-0,0397	-0,0817	-0,0328
Sonstige Dienstleistungen	-0,0845	-0,1162	-0,0262	-0,1153	-0,1902	-0,0976	-0,2289	-0,2370
Organisationen ohne Erwerbscharakter	-0,0739*	-0,1207*	-0,1523*	-0,1434*	-0,1916*	-0,1399*	-0,2131	-0,3998*
Private Haushalte	-0,4290*	-0,3870*	-0,7698*	-0,4138*	-0,7577*	-0,5297*	-0,6986*	-0,9427*
Gebietskörperschaften	0,0107	-0,0358	-0,0304	-0,0447	-0,1118*	-0,0540*	-0,1364*	-0,1358
Sozialversicherung	0,0558	-0,0384	-0,0504	-0,0540	-0,1162	-0,0214	-0,1478*	-0,1596
Konstante	6,2918*	6,3060*	6,2603*	6,0443*	-	6,5756*	-	6,5789*

## Anhang (Fortsetzung)

Unabhängige Variablen	Querschnittsschätzungen			Längsschnittsschätzungen			
	1984	1985	1986	1987	Alle Fixed <sup>c)</sup>	Random Fixed <sup>c)</sup>	Branchenwechsler Random
$R^2$	0,5497	0,5199	0,5425	0,5713	–	–	–
N	4 333	3 779	3 377	3 073	3 966	276	824
$\sum T_i, 2 \leq T_i \leq 4$					13 236		

a) Die Stichproben umfassen jeweils voll- und teilzeitbeschäftigte, deutsche und ausländische Erwerbstätige. Beamte sind ausgeschlossen. – b) Die Eisen- und Stahlindustrie bildet die Standardgruppe bei den Branchendummies. – c) Die Variablen Schulbildung, Geschlecht, Staatsangehörigkeit und der Interaktionsterm zeigen im Zeitablauf konstante Ausprägungen. Sie werden deshalb in den Fixed-effects-Modellen nicht berücksichtigt. – d) Bei einer anderen Untersuchung mit den Daten des Sozio-ökonomischen Panels zeigte sich, daß die in Einkommensfunktionen geschätzten Koeffizienten zwischen Deutschen und Ausländern nicht differieren mit Ausnahme der Schulertragsrate (vgl. Gerlach/Schmidt 1989, 358, Fußnote 3). Um unterschiedliche Schulertragsraten zwischen Deutschen und Ausländern zu berücksichtigen, wurde hier die Einkommensfunktion mit diesem Interaktionsterm spezifiziert. – \* Signifikant bei  $\alpha = 0,05$ .

**Literaturverzeichnis**

- Baltagi, B. H. (1985), Pooling Cross-Sections with Unequal Time-Series Lengths. Economics Letters 18, 133 - 136.*
- Blackburn, M. / Neumark, D. (1988), Efficiency Wages, Inter-Industry Wage Differentials, and the Returns to Ability. Finance and Economic Discussion Series 32, Federal Reserve Board.*
- Dickens, W. T. / Katz, L. F. (1986), Industry and Occupational Wage Patterns and Theories of Wage Determination. Mimeo, Cambridge MA.*
- /- (1987), Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics, in: Lang, K., Leonard, J. S. (eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*. New York, 48 - 89.
- Gerlach, K. / Schmidt, E. M. (1989), Unternehmensgröße und Entlohnung. MittAB 3/1989, 355 - 371.*
- Halvorsen, R. / Palmquist, R. (1980), The Interpretation of Dummy-Variables in Semilogarithmic Equations. American Economic Review 70, 474 - 475.*
- Hanefeld, U. (1987), Das Sozio-ökonomische Panel. Grundlagen und Konzeptionen. Frankfurt u. New York.*
- Hausman, J. A. (1978), Specification Tests in Econometrics. Econometrica 46, 1251 - 1271.*
- Hoffmann, W. G. (1961), Die branchenmäßige Lohnstruktur der Industrie. Tübingen.*
- Hübler, O. / Gerlach, K. (1989), Berufliche Lohndifferentiale, in: Gerlach, K. / Hübler, O. (Hrsg.), *Effizienzlohntheorie, Individualeinkommen und Arbeitsplatzwechsel*. Frankfurt u. New York, 149 - 178.*
- /- (1990), Sectoral Wage Patterns, Individual Earnings and the Efficiency Wage Hypothesis, in: König, H. (Ed.), *Economics of Wage Determination*. Berlin u.a., 105 - 124.
- Johnston, J. (1984), Econometric Methods. New York u.a.*
- Judge, G. G. / Hill, R. C. / Griffiths, W. / Lütkepohl, H. / Lee, T. (1988), Introduction to the Theory and Practice of Econometrics. New York u.a.*
- Katz, L. F. (1986), Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation. NBER Working Paper 1906, Cambridge MA.*
- Krueger, A. B. / Summers, L. H. (1987), Reflections on the Inter-Industry Wage Structure, in: Lang, K. / Leonard, J. S. (Eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*. New York: Blackwell, 17 - 47.*
- /- (1988), Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure. *Econometrica* 56, 259 - 293.
- Lebergott, S. (1947), Wage Structures. *Review of Economics and Statistics* 29, 274 - 285.*
- Maddala, G. S. (1971), The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data. *Econometrica* 34, 341 - 358.*
- Mundlak, Y. (1978), On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica* 46, 69 - 85.*

- Murphy, K. M. / Topel, R. H. (1987), Unemployment, Risk, and Earnings: Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market, in: Lang, K. / Leonard, J. S. (Eds.), Unemployment and the Structure of Labor Markets. New York, 103 - 140.*
- Nerlove, M. (1971), A Note on Error Components Models, Econometrica 34, 383 - 396.*
- Slichter, S. H. (1950), Notes on the Structure of Wages. Review of Economics and Statistics 32, 80 - 91.*
- Thaler, R. H. (1989), Anomalies: Interindustry Wage Differentials. Journal of Economic Perspectives 3, 181 - 193.*
- Wagner, J. / Lorenz, W. (1989), Einkommensfunktionsschätzungen mit Längsschnittdaten für vollzeiterwerbstätige deutsche Männer. Konjunkturpolitik 35, 99 - 109.*
- Wallace, T. D. / Hussain, A. (1969), The Use of Error Component Models in Combining Cross Section with Time Series Data. Econometrica 37, 55 - 72.*