

Kurz, Claudia

Working Paper

Die Entwicklung individueller und intersektoraler Verdienstrelationen im Zeitablauf: Eine Untersuchung für die BRD mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels

Diskussionspapier, No. 31

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Kurz, Claudia (1995) : Die Entwicklung individueller und intersektoraler Verdienstrelationen im Zeitablauf: Eine Untersuchung für die BRD mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels, Diskussionspapier, No. 31, Universität Konstanz, Forschungsschwerpunkt Internationale Arbeitsmarktforschung, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/92427>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Forschungsschwerpunkt
“Internationale Arbeitsmarktforschung”

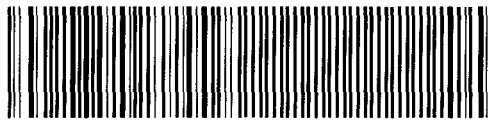
Center for International Labor Economics
(CILE)

Fakultät für Wirtschaftswissenschaften und Statistik
Universität Konstanz

Claudia Kurz

**Die Entwicklung individueller und
intersektoraler Verdienstrelationen
im Zeitablauf:
Eine Untersuchung für die BRD mit
Daten des Sozio-ökonomisches Panels**

W 752 (31)



16. JAN. 1996 Wirtschaftswissenschaften

W 752 (31) mit sig ka

651566

Postfach 5560 D 139
78434 Konstanz
Deutschland / Germany

Diskussionspapier
31 – 1995

**Die Entwicklung individueller und intersektoraler
Verdienstrelationen im Zeitablauf:
Eine Untersuchung für die BRD mit Daten
des Sozio-ökonomischen Panels**

Claudia Kurz

Diskussionspapier

Nr. 31

Dezember 1995

**Die Entwicklung individueller und intersektoraler
Verdienstrelationen im Zeitablauf:
Eine Untersuchung für die BRD mit Daten
des Sozio-ökonomischen Panels**

Claudia Kurz ¹

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung und Aufbau der Arbeit	2
2	Beschreibung des Datensatzes	3
3	Schätzprobleme und ökonometrische Vorgehensweise	7
3.1	Unbeobachtete Populationsheterogenität	7
3.1.1	Das Fixed-effects-Modell	8
3.1.2	Das Random-effects Modell	9
3.1.3	Vergleich der Modelle	11
3.2	Heteroskedastie	12
4	Ergebnisse der ökonometrischen Untersuchung	13
4.1	Die gepoolte Stichprobe	14
4.2	Dynamische Aspekte	20
5	Vergleich mit anderen Studien	26
5.1	Deutschland	26
5.2	Internationaler Vergleich	30
6	Zusammenfassung und Ausblick	32
	Anhang	33
	Literaturverzeichnis	43

¹Diese Arbeit entstand im Rahmen einer Überarbeitung meiner Diplomarbeit an der Universität Konstanz. Ich danke Prof. Dr. W. Franz und B. Fitzenberger (Ph.D.) für ihre wertvolle Unterstützung.

1 Einleitung und Aufbau der Arbeit

Zahlreiche empirische Untersuchungen der Industrielohnstruktur finden Verdienstunterschiede zwischen Branchen, die von den Wettbewerbstheorien des Arbeitsmarktes nicht erklärt werden können. Vor allem Studien zum amerikanischen Arbeitsmarkt entdecken über die Zeit stabile Lohndifferentiale zwischen Sektoren, die sich auch im internationalen Vergleich bestätigen.¹ Mögliche Erklärungsansätze für die längerfristige Existenz solcher intersektoralen Verdienstunterschiede bietet die Effizienzlohntheorie. Sie versucht zu begründen, warum es sich für Firmen lohnt, Gehälter oberhalb des Marktniveaus zu bezahlen. Beispielsweise kann eine Firma durch bessere Bezahlung die Motivation ihrer Mitarbeiter erhöhen, Schlamperei vermeiden und die Kündigungsrate reduzieren. Zusätzlich kann die Zahlung von Effizienzlöhnen zu adverser Selektion bei der Einstellung neuer Mitarbeiter führen, da anzunehmen ist, daß der Anspruchslohn der Bewerber positiv mit ihren Fähigkeiten korreliert ist.

In dieser Arbeit soll nun anhand eines Mikrodatsatzes für die Bundesrepublik Deutschland untersucht werden, ob signifikante Lohnunterschiede zwischen Branchen beobachtbar sind und inwieweit sie als konstant im Zeitablauf gelten können. Die verwendete Stichprobe basiert dabei auf den jährlichen Haushaltsbefragungen des Sozio-ökonomischen Panels und umfasst die Wellen von 1984 bis 1993.

Da anzunehmen ist, daß die Lohnhöhe eines Individuums auch wesentlich von seinem Humankapital abhängt, wird in den Schätzungen neben der Branchenzugehörigkeit auch für Schulbildung, Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeitsdauer kontrolliert. Die Regressionen beruhen dabei auf einer um Branchendummies erweiterten Einkommensfunktion vom Mincer-Typ mit folgender Form:²

$$\ln w_{it} = a + b \cdot DAU_{it} + c \cdot EX_{it} - d \cdot EX_{it}^2 + e \cdot TENU_{it} + \sum_{j=1}^J (f_j \cdot D_{ijt}) + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

wobei w_{it} der Stundenlohn des Individuums i in der Periode t ist und ϵ_{it} für den Störterm der Regression steht. DAU ist die Anzahl der Schuljahre, EX steht für die potentielle Berufserfahrung und $TENU$ bezeichnet die Jahre der Betriebszugehörigkeit. D sind Dummyvariable der J Branchen, bei denen die untersuchten Individuen beschäftigt sind. In dieser Arbeit wird ein signifikanter Einfluß der Branchenkoeffizienten auf die Lohnhöhe festgestellt.

¹Vgl. beispielsweise Krueger und Summers (1988) oder Holmlund und Zetterberg (1991).

²Vgl. für eine genaue Herleitung Mincer (1993), S.74 ff.

Häufig wird jedoch an solchen Schätzungen individueller Verdienstfunktionen kritisiert, daß sie vom Datensatz nicht erfaßte Einflußfaktoren, wie beispielsweise die Begabung einer Person, nicht berücksichtigen. In dieser Arbeit werden daher auch Regressionen auf der Basis von Fixed- und Random-effects Methoden durchgeführt, um auf diese Weise für zeitinvariante unbeobachtete Eigenschaften der Personen zu kontrollieren. Tatsächlich reduziert sich die Lohnstreuung zwischen den Sektoren nach dieser Korrektur, die Koeffizienten der Branchendummies bleiben jedoch weiterhin gemeinsam signifikant.

Neben den Untersuchungen auf Basis eines Längsschnittdatensatzes über den gesamten Beobachtungszeitraum werden auch für jedes Jahr einzeln Verdienstfunktionen geschätzt, um die Entwicklung der Koeffizienten über die Zeit zu analysieren. Auf diese Weise können Veränderungen in den Renditen der Humankapitalinvestitionen und die Stabilität der intersektoralen Lohnstruktur überprüft werden. In diesem Datensatz weisen die Regressionen weitgehend konstante Humankapitalkoeffizienten auf und auch die Stabilität der intersektoralen Verdienstunterschiede wird in statistischen Tests bestätigt. Allerdings findet man bei genauerer Betrachtung der Ergebnisse in den Branchenkoeffizienten starke Sprünge über die Jahre, die Koeffizienten werden also von relativ hohen Standardfehlern begleitet.

Die vorliegende Arbeit ist folgendermaßen aufgebaut. Zunächst wird im zweiten Kapitel der verwendete Datensatz näher erläutert. Im dritten Kapitel folgt eine Darstellung auftretender Schätzprobleme sowie eine Erklärung der ökonometrischen Vorgehensweise. Im vierten Kapitel werden dann die Ergebnisse aus den Schätzungen dieser Arbeit vorgestellt. Um diese Resultate nicht isoliert stehen zu lassen, erfolgt im Kapitel Fünf ein kurzer Vergleich mit anderen Studien aus Deutschland, Norwegen, Schweden, Österreich und den USA.

2 Beschreibung des Datensatzes

Die Schätzungen dieser Arbeit werden mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels³ durchgeführt. Das SOEP liefert Informationen aus jährlichen Wiederholungsbefragungen deutscher und ausländischer Haushalte mit Wohnsitz in der Bundesrepublik Deutschland. Es begann 1984 mit der Befragung von 5921 westdeutschen Haushalten, zur Zeit stehen Daten bis 1993 zur Verfügung stehen. Man erhält also einen Längsschnittdatensatz über einen

³Im Folgenden auch mit SOEP abgekürzt. Vgl. für nähere Informationen zu diesem Panel auch Hanefeld (1987).

Tabelle 1: Die Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe

	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Anzahl der Beobachtungen	1634	967	945	949	783	961	970	863	800	800
Summe	9681									

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

Beobachtungszeitraum von zehn Jahren.⁴ Da in einer ausgewogenen Panelstichprobe über diesen relativ langen Zeitraum der Informationsverlust durch Ausfälle aus der Stichprobe bereits sehr hoch ist, wird für diese Arbeit eine unausgewogene Panelstichprobe ("unbalanced panel") verwendet. Auf diese Weise erhält man einen Längsschnittssdatensatz (gepoolte Stichprobe) über die Jahre 1984 bis 1993 mit insgesamt 9681 Beobachtungen. Diese reichen von 783 Werten in der Welle 1988 bis zu 1643 Werten 1984. Wie man anhand der Tabelle 1 sehen kann, reduziert sich die Zahl der Beobachtungen über die Jahre beträchtlich. Dabei liegen für nur 198 Personen vollständige Angaben in allen Wellen vor, das sind gerade 9 % der gesamten Stichprobe, die Daten von 2216 Personen enthält.

Diese Arbeit konzentriert sich auf die Auswertung der Einkommenssituation westdeutscher Männer. Um eventuelle Verzerrungen zu vermeiden, werden Daten von Ausländern und Frauen nicht berücksichtigt. Auch selbständige Personen kommen in der Stichprobe nicht vor, da ihr Einkommen vermutlich auch stark von anderen Faktoren wie beispielsweise dem eingesetzten Kapital beeinflusst wird. Um außerdem die Phasen von Ausbildung und Ruhestand weitgehend auszuschließen, verbleiben nur Personen im Alter zwischen 25 und 55 Jahren in der Stichprobe.

Tabelle 2 gibt einen Überblick über die Abkürzungen der verwendeten Variablen, sowie einige deskriptive Statistiken zum Datensatz.

So basieren die hier vorgestellten Regressionen auf dem realen logarithmierten Stundenlohn als abhängiger Variablen.⁵ Das SOEP selbst liefert keine direkten Angaben über Stundenverdienste, es ist jedoch möglich, sie aus dem Quotienten von Monatslohn und Arbeitsstunden annäherungsweise zu generieren. In dieser Arbeit werden hierfür die Ant-

⁴Vgl. Wagner (1991).

⁵Die nominalen Angaben des SOEP werden dabei mit dem Preisindex für Lebenshaltung in Westdeutschland auf das Basisjahr 1985 deflationiert. Vgl. IW (1994) und Statistisches Bundesamt (1989).

Tabelle 2: Variablenbeschreibung und deskriptive Statistiken

Variable	Abkürzung	Mittelwert	Standardabweichung	Median	Min.	Max.
log. realer Stundenlohn	LWAGE	20,58	11,65	18,25	3,60	194,70
Schuljahre	DAU	11,30	2,97	9,50	8	21
potentielle Berufserfahrung	EX	23,78	9,52	23	1	46
Jahre der Betriebszugehörigkeit	TENU	12,64	9,33	11	0	44

Quelle: Eigene Berechnungen auf Datenbasis des SOEP.

worten auf die Fragen nach der derzeitigen tatsächlichen Arbeitszeit und dem Bruttoarbeitseinkommen des letzten Monats verwendet, da die beiden Variablen noch am ehesten miteinander korrespondieren. Die Lohngröße enthält keine einmaligen Sonderzahlungen, das Entgelt für eventuelle Überstunden wird jedoch mit einberechnet. Die angegebenen Wochenstunden sind ebenfalls inklusive der geleisteten Überstunden, etwaige Urlaubstage oder Krankheitsausfälle werden nicht einbezogen. Stundenlöhne, die kleiner als 2 DM oder größer als 200 DM sind, gehen jedoch nicht in die Schätzungen mit ein, da sie vermutlich auf fehlerhaften Angaben entweder der Arbeitszeit oder des Monatsverdienstes beruhen. Die Mittelwerte der realen Stundenlöhne haben in diesem Datensatz eine leicht steigende Tendenz von 18,66 DM im Jahr 1984 bis 22,10 DM 1993. Wie Tabelle 2 zeigt, ist in der gepoolten Stichprobe der Median der Entlohnung kleiner als der Mittelwert. Die Verteilung der Arbeitseinkommen in der Stichprobe hat also den üblichen rechtsschiefen Verlauf.

Für die Evaluierung des Humankapitalansatzes werden folgende Variable als Ausdruck der unterschiedlichen Bildungsinvestitionen in die Regression aufgenommen: Schul- bzw. Ausbildungszeit, potentielle Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeitsdauer. Die Maßeinheit ist jeweils ein Kalenderjahr. Die Vorgehensweise folgt dabei im wesentlichen den Vorgaben von Helberger (1988), der jedem Abschluß eine bestimmte Anzahl von Schuljahren oder Berufserfahrung zuweist. So berechnet sich die Dauer der Schulausbildung, als Variable DAU bezeichnet, nach folgenden Annahmen: Hauptschule 8 Jahre, Realschule 10 Jahre, Fachhochschulreife 12 Jahre, Abitur 13 Jahre, kein Schulabschluß 8 Jahre, Berufsfachschule 2 Jahre, Fachschule 3 Jahre, Fachhochschule 3 Jahre, Universität 5 Jahre und

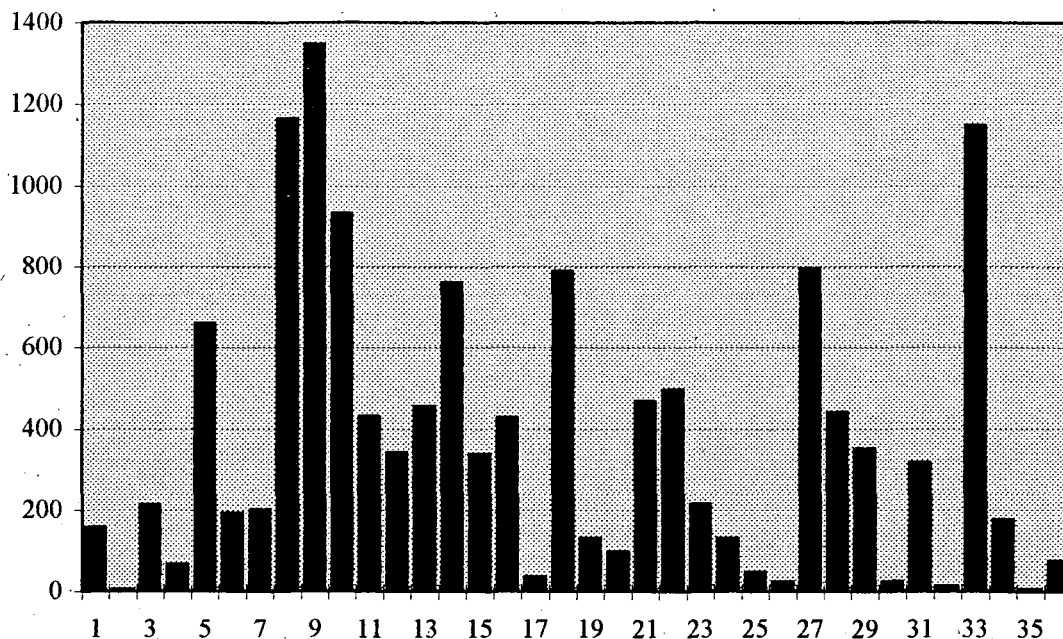
Lehre 1,5 Jahre. Die Ausprägungen der Variablen DAU können somit Werte zwischen 8 und 21 annehmen. Im Datensatz ergibt sich ein über die Zeit relativ konstanter Mittelwert von etwa 11 Jahren.

Um neben der schulischen Bildungsinvestition auch die allgemeine nachschulische Humankapitalbildung zu erfassen, wird die Variable der potentiellen Berufserfahrung, hier EX genannt, generiert. Sie entspricht dem Alter minus 6 Jahre minus der Dauer der Schulausbildung. Zusätzlich erhöht eine Lehre die potentielle Berufserfahrung um 1,5 Jahre, ein Fachhochschulabschluß um 1 Jahr. Zur Überprüfung der Annahme, daß die nachschulischen allgemeinen Bildungsinvestitionen einen fallenden Verlauf über die Zeit aufweisen, wird in die Schätzungen auch die Variable EXSQ als potentielle Berufserfahrung im Quadrat aufgenommen. Als weiterer Regressor werden die Jahre der Betriebszugehörigkeit hinzugefügt, um zumindest ansatzweise die Auswirkungen von betriebspezifischem Humankapital gegenüber denen von allgemeinen Bildungsinvestitionen abzugrenzen.

Für die Überprüfung eventueller sektoraler Lohnunterschiede werden anhand der zweistelligen Branchenkodierung des SOEP Dummies gebildet, so daß eine Differenzierung der Arbeitsplätze in 35 Branchen möglich ist. Ein Nachteil dieser tiefen Aufgliederung ist jedoch, daß für einige Branchentypen nur sehr wenige Beobachtungen vorliegen. Das wird anhand der Abb. 1 deutlich, die die Häufigkeitsverteilung der Branchen in der gepoolten Stichprobe zeigt. Die Skalierung der Abszisse entspricht dabei der Branchenkodierung des SOEP, wie sie im Anhang auf Seite 71/72 ausgewiesen wird. Am häufigsten vertreten ist der Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau mit 1202 Beobachtungen. Nur vier Werte dagegen gibt es für den Sektor Fischerei, Fischzucht und gewerbliche Tierhaltung. Das bedeutet hier, daß für die Jahre 1984 bis 1987 jeweils eine Person in dieser Branche beschäftigt ist, ab 1988 jedoch niemand mehr in der Stichprobe den Beruf ausübt. Es sind also nicht in jedem Querschnitt alle Branchen vertreten, nur 27 kommen in jedem Jahr vor. So fallen neben der schon erwähnten Fischerei auch die Sektoren Handelsvermittlung, persönliche und sonstige Dienstleistungen, Gebäudereinigung und Abfallbeseitigung, private Haushalte und sonstige Branche aus einigen Wellen heraus. Die Interpretation der Koeffizienten der Branchendummies zur Erklärung intersektoraler Lohnunterschiede ist für diese kleinen Sektoren kritisch, da die Werte aufgrund der geringen Datenbasis einer größeren Unsicherheit unterliegen. Als Basisbranche in den Schätzungen dient der Sektor 8, Eisen- und Metallverarbeitung, da er relativ viele Beobachtungen pro Welle aufweist.⁶

⁶Vgl. zu dieser Vorgehensweise auch Schmidt (1992).

Abbildung 1: Die Häufigkeitsverteilung der Branchen über die Beobachtungen



Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

3 Schätzprobleme und ökonometrische Vorgehensweise

Bei der Schätzung von Einkommensfunktionen mit Hilfe von Paneldaten sind einige Besonderheiten zu beachten, die die Ergebnisse beeinflussen können. Bevor daher die Resultate dieser Arbeit dargestellt werden, sollen zuerst die ökonometrische Vorgehensweise und auftretende Probleme erläutert werden.

3.1 Unbeobachtete Populationsheterogenität

Der Erklärungsgehalt von Verdienstrelationen, wie sie in dieser Arbeit vorgestellt werden, ist häufig relativ gering, da die Höhe des Einkommens noch von vielen anderen möglichen Faktoren als den hier vorgestellten abhängen kann. Viele Studien beziehen daher zusätzliche Regressoren wie beispielsweise den Familienstand, den Berufsstatus oder allgemeine Arbeitsmarktindikatoren in ihre Schätzungen mit ein. Es können jedoch auch unbeobachtete Merkmale das Einkommen beeinflussen. Typischerweise wird dafür die Begabung eines Individuums angeführt, aber auch Fähigkeiten wie Verantwortungsbewußtsein, Loyalität oder eine angenehme Erscheinung sind kaum meßbare Faktoren, die jedoch bei der Determinierung des Einkommens eine große Rolle spielen können. Man spricht im Zusam-

menhang mit diesen nicht erfaßten individuellen Charakteristika auch von unbeobachteter Populationsheterogenität.

Die Auswirkungen ausgelassener Variablen auf die Güte des Modells hängen von der Art ihres Einflusses auf die zu erklärende Variable ab. Sind die fehlende Erklärende und die einbezogenen Regressoren voneinander unabhängig, bleibt der Kleinst-Quadrate-Schätzer bei sonst idealen Bedingungen unverzerrt. Auf jeden Fall ist der Einfluß der ausgelassenen Variablen jedoch in den Residuen enthalten, wodurch die Varianz der geschätzten Parameter nach oben verzerrt wird.

Bezogen auf die Schätzungen der Einkommensfunktionen ist es also denkbar, daß der Einfluß der Humankapitalvariablen oder die geschätzten Unterschiede in den Lohnniveaus der Branchen in Wahrheit teilweise auf unbeobachtete Populationsheterogenität zurückzuführen sind.

3.1.1 Das Fixed-effects-Modell

Eine Möglichkeit, um für diese Art von Verzerrung zu korrigieren, ist die Verwendung von Fixed- bzw. Random-effects Modellen.⁷ Man trifft hierzu die Annahme, daß der Einfluß nicht erfaßter individueller Charakteristika auf den Lohn für jede Person über die Zeit konstant ist. Das Einkommen besteht also aus einem individuellen zeitinvarianten Teil aufgrund unbeobachteter Eigenschaften und zum anderen aus möglicherweise variierenden Einflüssen, die von den Regressoren erklärt werden.

Im Fixed-effects Modell wird dabei für jede Person des Datensatzes eine eigene Konstante verwendet, die die individuellen unbeobachteten und zeitinvarianten Eigenschaften aufnimmt:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \epsilon_{it} \quad i = 1 \dots N \quad t = 1 \dots T_i. \quad (2)$$

y_{it} ist die abhängige Variable, in diesem Fall also der reale Stundenlohn des Individuums i zum Zeitpunkt t . y_{it} wird von dem Vektor der Regressoren x_{it} bestimmt. Während β der $(K \times 1)$ Koeffizientenvektor der erklärenden Variablen ist, stellt α_i den zeitinvarianten persönlichen Individualeffekt dar. N ist die Zahl der erfaßten Personen und T_i bezeichnet die jeweilige Länge des Beobachtungszeitraumes eines Individuums. Gleichung (2) wird schätzbar, indem für jede Person der Stichprobe eine Dummyvariable d_i kreiert wird: mit der Ausprägung eins, wenn die Beobachtung zu Individuum i gehört, und Null sonst. In

⁷Im Folgenden werden für Fixed-effects bzw. Random-effects auch die Abkürzungen FE und RE verwendet.

diesem Fall würde das jedoch die Bildung 2216 zusätzlicher Regressoren bedeuten. Es ist aber möglich, das Procedere durch eine geeignete Transformation der Modellvariablen in Abweichung von ihrem zeitlichen Mittelwert zu erleichtern.⁸ Man erhält so das FE-Modell:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \sum_{k=1}^K \beta'_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki.}) + \epsilon_{it} - \epsilon_{i.} \quad (3)$$

mit

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} y_{it}, \quad \bar{x}_{ki.} = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} x_{kit} \quad \text{und} \quad \epsilon_{i.} = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \epsilon_{it}. \quad (4)$$

Da sich die Freiheitsgrade durch die Bildung der Dummies um die N Individuen verringern, ist bei der Durchführung dieser Regression am Computer darauf zu achten, daß der unverzernte Schätzer für die Varianz der Residuen nun folgende Form annimmt:⁹

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \epsilon_{it}^2}{\sum_{i=1}^N T_i - N - K} \quad (5)$$

Das Ergebnis des FE-Modells wird auch als "within"-Schätzung bezeichnet, da es nur zeitliche Variationen in der Entwicklung eines Individuums berücksichtigt, nicht jedoch die Unterschiede zwischen den Individuen. Bei nur geringer Variation innerhalb der Variablen der Personen kann das einen erheblichen Informationsverlust bedeuten. Verändert beispielsweise ein Individuum während des Beobachtungszeitraums seinen Ausbildungsstand nicht, steuert es für die Schätzung der FE-Koeffizienten von DAU keine Informationen bei. Im Gegensatz dazu steht der sogenannte "between"-Schätzer, den man aus einer Regression der zeitlichen Mittelwerte erhält:

$$\bar{y}_i = \bar{\mu} + \sum_{k=1}^K \bar{\beta}'_k \bar{x}_{ki.} + \bar{\epsilon}_{i.} \quad (6)$$

Er enthält nur Informationen über die Variation zwischen den Individuen, berücksichtigt aber nicht die zeitlichen Veränderungen in den Daten einer Person.

3.1.2 Das Random-effects Modell

Zwischen diesen beiden Extremen steht das RE-Modell, da es sowohl die zeitlichen Variationen als auch die Veränderungen zwischen den Individuen berücksichtigt. Dabei werden die Individualeffekte nicht als "fixed", also gegeben, betrachtet, sondern man nimmt an,

⁸ Vgl. für eine ausführliche Herleitung des Modells Hsiao (1993), S.29ff.

⁹ Vgl. Judge et al. (1988), S.473.

daß die individuellen Ausprägungen unabhängige Zufallsvariablen sind. Das Modell erhält also folgende Form:

$$y_{it} = \mu + \beta' x_{it} + v_{it} \quad i = 1 \dots N \quad t = 1 \dots T_i \quad (7)$$

mit

$$v_{it} = \alpha_i + \epsilon_{it}. \quad (8)$$

Der Störterm v_{it} besteht nun aus zwei voneinander unabhängigen Komponenten: aus dem zeitinvarianten Individualeffekt $\alpha_i \sim (0, \sigma_\alpha^2)$ und dem modellspezifischen Fehlerterm $\epsilon_{it} \sim (0, \sigma_\epsilon^2)$. Es gilt also ¹⁰:

$$E(v_{it}v_{js}) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2 & \text{für } i = j \quad t = s \\ \sigma_\alpha^2 & \text{für } i = j \quad t \neq s \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (9)$$

Eine Grundannahme des RE-Modells sind homoskedastische Störterme, was jedoch für die Daten in dieser Arbeit nicht immer gewährleistet ist. Dennoch wird die Modellspezifikation durchgeführt, man sollte jedoch diese Problematik bei den weiteren Ausführungen im Gedächtnis behalten.

Ebenso wie das FE-Modell kann auch das RE-Modell in Abweichungen vom zeitlichen Mittelwert formuliert und geschätzt werden: ¹¹

$$y_{it} - \bar{y}_i = (1 - \gamma_i)\mu + \sum_{k=1}^K \beta'_k (x_{kit} - \gamma_i \bar{x}_{ki}) + \epsilon_{it} \quad (10)$$

mit

$$\gamma_i = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_\epsilon^2}{\sigma_\epsilon^2 + T_i \sigma_\alpha^2}}. \quad (11)$$

Die gewöhnliche Kleinst-Quadrate-Schätzung dieses Modells führt zum GLS-Schätzer $\hat{\delta}$. ¹² Dazu benötigt man jedoch Informationen über die Größen σ_ϵ^2 und σ_α^2 , die in der Praxis meist nicht bekannt sind. Löwenbein und Rendtel (1991) verwenden den bereits beschriebenen Schätzer $\hat{\sigma}_\alpha^2$ aus der FE-Spezifikation. Aus den Residuen der "between"-Schätzung (6) berechnen sie $\hat{\sigma}_\epsilon^2$:

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{1}{p} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\epsilon}_i^2}{N - 1 - K} - \hat{\sigma}_\alpha^2 \right] \quad (12)$$

¹⁰Vgl. Baltagi (1985).

¹¹Vgl. für eine ausführliche Herleitung Hsiao (1993), S.194 ff.

¹²GLS ist die Kurzform für "generalized least-squares".

mit

$$p = \frac{R - \frac{1}{R} \sum_{i=1}^N T_i^2}{N - 1} \quad R = \sum_{i=1}^N T_i. \quad (13)$$

Mit Hilfe dieser Schätzer ist es nun möglich, γ_i zu berechnen und in das transformierte Modell (10) einzusetzen. Eine Kleinst-Quadrate-Regression liefert dann FGLS-Schätzer für μ und β_k .¹³

3.1.3 Vergleich der Modelle

Es stellt sich nun die Frage, welches der beiden Modelle, FE oder RE, für die Korrektur der unbeobachteten Populationsheterogenität in dieser Arbeit geeigneter ist. Wenn in Wahrheit die RE-Spezifikation zutreffen würde, bleibt der Schätzer des FE-Modells zwar trotz Fehlspezifikation konsistent, er ist aber nicht länger effizient. Da nur die Variationen über die Zeit berücksichtigt werden, bedeutet die Anwendung der FE-Methode einen starken Informationsverlust. Wie bereits angedeutet, kann das gerade bei den eher konstanten Regressoren der Einkommensfunktion ein Problem sein. So deuten die Mittelwerte der Betriebszugehörigkeitsdauer zwischen 12 und 13 Jahren darauf hin, daß beispielsweise die Informationen aus den Branchendummies relativ gering sind. Tatsächlich erhält man für die Branche 25, persönliche Dienstleistungen, keinen Koeffizienten, da es für diesen Sektor keine Branchenwechsler in der Stichprobe gibt.

Da das RE-Modell die in der Stichprobe enthaltenen Informationen besser ausnützt, ist es effizienter. Die Schätzung ist aber nur konsistent, wenn keine Heteroskedastie vorliegt und die individualspezifischen Störterme unabhängig verteilt sind und nicht mit den exogenen Variablen korreliert sind.¹⁴

Der Hausman-Test bietet eine analytische Möglichkeit der Modellauswahl. Da der FE-Schätzer immer konsistent ist, das RE-Modell unter falschen Annahmen aber einen Spezifikationsbias aufweist, basiert der Test auf der Untersuchung der Differenz beider Schätzer. Ist sie statistisch signifikant, wird die Nullhypothese, daß die RE-Spezifikation zutrifft, verworfen. Die Teststatistik hat folgende Form:¹⁵

$$m = (b - \hat{\beta})'(M_1 - M_0)^{-1}(b - \hat{\beta}) \sim \chi^2(K). \quad (14)$$

¹³FGLS ist die Kurzform für "feasible generalized least-squares".

¹⁴Vgl. Schmidt (1992).

¹⁵Vgl. für eine genaue Herleitung der Teststatistik Hausman und Taylor (1981).

Wobei b der Schätzer und M_1 die Varianz-Kovarianz-Matrix des FE-Modells sind. $\hat{\beta}$ dagegen ist der geschätzte Koeffizientenvektor der RE-Spezifikation und M_0 ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der Steigungskoeffizienten des FGLS-Schätzers.

3.2 Heteroskedastie

Weiterhin ist in Einkommensschätzungen dieser Art mit dem Auftreten heteroskedastischer Störterme zu rechnen. Im Gegensatz zu den vollen idealen Bedingungen des linearen Regressionsmodells ist bei Heteroskedastie die Varianz σ^2 des Störterms nicht konstant, sondern variiert über die Beobachtungen. Beispielsweise wäre es möglich, daß die Einkommen mit steigender Berufserfahrung eine höhere Varianz besitzen. So werden Berufsanfänger mit ähnlichen Qualifikationen vergleichbare Löhne erhalten, mit der Zeit jedoch variieren die Erwerbsverläufe aufgrund unterschiedlicher individueller Entwicklungen. Hier können Faktoren wie der Gesundheitszustand, Geschick oder auch einfach Zufall eine Rolle spielen, so daß die Einkommen älterer Arbeitnehmer mit ähnlicher Ausbildung vermutlich breiter gestreut sind. Der hier verwendete Kleinst-Quadrate-Schätzer bleibt bei Heteroskedastie unter sonst idealen Bedingungen zwar erwartungstreu, ist aber nicht mehr effizient. Als mögliche Lösung bietet sich eine heteroskedastie-konsistente Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix nach White ¹⁶ an.

Dieser Schätzer hat die Form

$$(X'X / \sum_{i=1}^N T_i) \hat{V} (X'X / \sum_{i=1}^N T_i) \quad (15)$$

mit

$$\hat{V} = (\sum_{i=1}^N T_i)^{-1} (\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2 X'X). \quad (16)$$

Mit e_i werden dabei die Residuen der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Schätzung bezeichnet. Wie White betont, ist dieser Schätzer der Varianz-Kovarianz-Matrix konsistent, ohne daß dafür die Struktur der Heteroskedastie bekannt sein muß. Auch wenn die Heteroskedastie mit dieser Methode nicht beseitigt wird, erhält man dennoch gültige Statistiken.

Um Heteroskedastie in der Datenstruktur aufzuspüren, werden in dieser Arbeit Teststatistiken nach Breusch-Pagan berechnet. Es gehen dabei jeweils alle Regressoren der zu überprüfenden Schätzung in einfacher Form als Erklärende in die Hilfsregression ein, also ohne ihre Quadrate und Kreuzprodukte. In der Tat muß dabei des öfteren die Hypothese der Homoskedastie verworfen werden. Soweit dies für einfache Niveauschätzungen der

¹⁶ Vgl. für eine genaue Herleitung White (1980).

Fall ist, werden, wie oben beschrieben, heteroskedastie-konsistente Schätzer der Varianz-Kovarianz-Matrix berechnet. In den Fixed- und Random-effects Modellen wird jedoch nicht für eventuelle Heteroskedastie korrigiert. Zum einen werden für die Regressionen auf Basis der Fixed-effects Methode die Standardabweichungen des Computeroutputs umkalkuliert, so daß eine weitere Transformation der Varianz-Kovarianz-Matrix eventuell zu Verzerrungen führt. Zum anderen beruht das Random-effects Modell auf der Annahme homoskedastischer Störterme. Falls also die Vermutung der Heteroskedastie durch die Tests bestätigt wird, sind die Ergebnisse der Fixed- und Random-effects Spezifikationen mit der entsprechenden Vorsicht zu interpretieren.

Alle durchgeführten Hypothesentests zur Bewertung der Regressionen beruhen auf der Wald-Statistik, da sie nicht auf einem Vergleich der Residuenquadrate beruht und daher auch bei Heteroskedastie verwendet werden kann.

4 Ergebnisse der ökonometrischen Untersuchung

Wie bereits erwähnt, steht eine Stichprobe von 2216 vollerwerbstätigen Männern zur Verfügung und der Beobachtungszeitraum erstreckt sich über 10 Wellen von 1984 bis 1993. Anhand dieses Datensatzes werden nun Einkommensfunktionen nach Mincer geschätzt, anhand derer das Ausmaß und die Beständigkeit des Einflusses der Branchenzugehörigkeit evaluiert werden kann.

Dabei wird zunächst davon ausgegangen, daß sowohl die Renditen der Bildungsinvestitionen als auch die Einkommensstruktur über die Branchen im Zeitablauf konstant sind. So wird anhand von Schätzungen mit dem Längsschnittdatensatz die Gesamtsituation der 10 Jahre betrachtet, wobei drei Modellspezifikationen ausgetestet werden. Zuerst erfolgt eine Regression des logarithmierten realen Stundenlohns nur auf die Humankapitalvariablen Dauer der Schulausbildung DAU, potentielle Berufserfahrung EX und ihr Quadrat EXSQ, sowie die Jahre der Betriebszugehörigkeit TENU.

Als zweite Variante werden die Dummies der 35 Branchen als zusätzliche Regressoren hinzugefügt. Ein Vergleich der korrigierten Bestimmtheitsmaße $\bar{R}^2$ der beiden Modelle zeigt, wieviel die Branchenzugehörigkeit zur Erklärung der Varianz des Lohnsatzes beiträgt. In der dritten Spezifikation schließlich kommen noch Dummies für die Jahre 1985 bis 1993 hinzu. Sie dienen dazu, eventuelle branchenübergreifende Realloohnerhöhungen aufzufangen. Mit Hilfe von Wald-Tests wird sodann die Signifikanz der Branchen- und Jahresdummies überprüft. Für alle drei Modelle werden neben der Niveauschätzung auch

jeweils FE- und RE-Regressionen durchgeführt.

Weiterhin wird in Querschnittsschätzungen für jedes Jahr überprüft, ob eine dynamische Entwicklung der geschätzten Parameter über den Beobachtungszeitraum stattfindet.

4.1 Die gepoolte Stichprobe

Mit Hilfe einer gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Schätzung wird in Modell 1 der Einfluß der Humankapitalvariablen auf den realen logarithmierten Stundenlohn untersucht.

Wie Tabelle 4 im Anhang zeigt, sind in der Niveauschätzung alle Koeffizienten statistisch signifikant und es ergibt sich der erwartete konkave Einkommensverlauf. Ein zusätzliches Schuljahr erhöht den Lohn um 7 %, die Rendite der potentiellen Berufserfahrung ist positiv, nimmt aber über die Zeit ab. Durch Differenzierung der Schätzgleichung nach EX erhält man die Rendite eines zusätzlichen Jahres Berufserfahrung. Sie beträgt nach einem Jahr 4,16 %, nach zehn Jahren ist sie bereits auf 3,6 % gesunken.

Die Dauer der Betriebszugehörigkeit, welche das betriebsspezifische Humankapital widerspiegelt, hat einen signifikanten positiven Einfluß auf das Einkommen in Höhe eines halben Prozents. Die theoretische Differenzierung zwischen allgemeiner und betriebsspezifischer Bildung scheint also gerechtfertigt zu sein.

Die FE- und RE-Spezifikationen dieses Modells weisen ähnliche Ergebnisse auf wie die Niveauschätzung. Die Rendite der Schulausbildung erhöht sich leicht auf 8,16 % bzw. 8,68 %. Erstaunlicherweise verliert jedoch die Betriebszugehörigkeitsdauer in beiden Spezifikationen an Bedeutung: die Koeffizienten haben zwar weiterhin ein positives Vorzeichen, sie sind aber stark gesunken und statistisch nicht mehr signifikant von Null verschieden. Das deutet darauf hin, daß der Einfluß der Variablen TENU in der Niveauschätzung vor allem auf unbeobachtete individuelle Charakteristika zurückzuführen ist. Eventuell verbleiben erfolgreichere Leute länger in einem Betrieb als andere. Insgesamt scheinen sich die Thesen der Humankapitaltheorie jedoch in den Schätzungen zu bestätigen.

Tabelle 3 vergleicht die Renditen unterschiedlicher Schulabschlüsse pro zusätzlichem Bildungsjahr nach ca. 20 Jahren Berufserfahrung. Die ausgewiesenen jährlichen Renditen werden dabei um die verminderte Berufserfahrung der höheren Abschlüsse bereinigt. Die sinkenden Ertragsraten bei höheren Abschlüssen verdeutlichen, daß die bessere Schulausbildung teilweise durch die in der Praxis gewonnene Erfahrung kompensiert wird.

Im zweiten Modell werden die Dummies der Branchenzugehörigkeit als Regressoren

Tabelle 3: Die jährlichen Renditen unterschiedlicher Bildungsabschlüsse

Verglichene Abschlüsse		Berufsjahre		Jährliche Rendite		
1	2	1	2	Niveau	FE	RE
Hauptschule	Realschule	20	18	5,24	5,06	6,30
Hauptschule	Abitur	20	15	5,02	4,91	6,12
Hauptschule	Universität	20	10	4,66	4,65	5,79

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

hinzugefügt.¹⁷ Das korrigierte Bestimmtheitsmaß $\bar{R}^2$ erhöht sich dadurch leicht von 0,31 auf 0,36.

Wie die Waldstatistiken in Tabelle 5 zeigen, kann die gemeinsame Signifikanz der Branchenkoeffizienten nicht abgelehnt werden. In der Niveauschätzung sind sogar zwei Drittel der Einzelkoeffizienten signifikant. Die Existenz intersektoraler Lohnunterschiede im Datensatz kann also nicht verneint werden. Tabelle 4 faßt die Koeffizienten der Branchendummies für die Schätzungen aus der gepoolten Stichprobe zusammen.

Die geringste Rendite erzielt in der Niveauschätzung von Modell 2 die Branche Fischerei und gewerbliche Tierhaltung mit 37 % Lohnabschlag im Vergleich zur Basisbranche Eisen- und Metallverarbeitung. Allerdings ist dieser Sektor nur mit sehr wenigen Beobachtungen in der Stichprobe vertreten, so daß seine Interpretation nicht verallgemeinert werden darf. Bei den größeren Branchen können vor allem Handel, Textilindustrie, Nahrungsmittelherstellung, Gebietskörperschaften und Organisationen ohne Erwerbscharakter Nachteile in der Entlohnung verbuchen. Auch die Bundesbahn und -post sowie das Gaststätten- und Beherbergungswesen befinden sich am unteren Rand der Lohnskala. Als Hochlohnbranchen dagegen erscheinen die Energie- und Wasserversorgung, die chemische Industrie und Mineralölverarbeitung sowie der Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau. Sollte sich die Annahme bestätigen, daß es gerade in diesen Sektoren sehr viele große Betriebe gibt, wird also eine These der Effizienzlohntheorie bestätigt. Sie besagt, daß Firmen mit vielen Beschäftigten höhere Kosten für die Motivation und Überwachung ihrer Mitarbeiter haben. Es lohnt sich also unter Umständen für diese Betriebe, Löhne oberhalb des Wettbewerbsniveaus zu bezahlen, um so die Produktivität ihrer Arbeitnehmer zu steigern. Den größten Zuschlag in Höhe von 7,5% bezahlt in dieser Schätzung dabei die chemische und

¹⁷ Vgl. dazu die Ergebnisse in Tabelle 4 im Anhang.

Tabelle 4: Der Einfluß der Branchendummies auf die Stundenlöhne

Branche	Modell 2			Modell 3		
	Niveau	FE	RE	Niveau	FE	RE
1 Land-/Forstwirtschaft	-17,1**	-14,3*	-14,3*	-16,9**	-13,8*	-13,4*
2 Fischerei	-37,1**	0,4	-4,9	-34,5	0,3	-1,6
3 Energie/Wasser	4,6**	-7,3	-4,2	-4,6**	-7,2	-3,8
4 Bergbau	7,5**	5,8	6,3	5,2	-11,2	-0,3
5 Chemie/Mineralöl	7,5**	5,8	6,3*	7,4**	5,9	6,3*
6 Kunststoff/Gummi/ Asbest	-1,6	3,2	2,5	-1,2	3,4	3,5
7 Steine/Erden/ Feinkeramik/Glas	-2,9	-11,2**	-10,2**	-2,4	-11,4**	-8,9*
9 Stahl-/Maschinen-/ Fahrzeugbau	4,6**	1,0	2,0	4,6**	1,0	2,6
10 E-Technik/Optik/ Musik/Sport/Spiel	3,2*	1,0	1,9	3,2*	1,0	1,8
11 Holz/Papier/Druck	-0,9	8,1	5,2	-0,5**	7,7	5,7
12 Leder/Textilien	-10,7**	-3,7	-4,5	-10,4**	-4,2	-4,0
13 Nahrung/Genußmittel	-13,5**	-2,0	-4,6	-13,6**	-2,2	-4,2
14 Bauhauptgewerbe	-5,9**	-0,7	-1,2	-5,2**	-0,9	0,2
15 Ausbau-/Bauhilfsg.	-9,3**	-0,3	-3,0	-8,5**	-0,3	-1,5
16 Großhandel	-13,7**	-2,0	-3,7	-14,0**	-1,8	-3,3
17 Handelsvermittlung	-16,7	-7,3	-11,6	-16,9	-7,5	-11,3
18 Einzelhandel	-12,6**	-1,1	-2,4	-12,7**	-1,1	-2,2
19 Bundesbahn	-16,1**	1,2	-9,4	-15,8**	0,4	-8,2
20 Bundespost	-20,0**	-24,4**	-20,1**	-19,5**	-24,9**	-19,5**
21 Verkehr/Nachrichten	-9,9**	-5,0	-5,1	-9,8**	-5,4	-4,6
22 Kredit/Finanzierung	2,5	-7,4	-4,2	2,5	-7,1	-3,7
23 Versicherung	3,8	-2,9	-3,7	4,4	-3,7	-3,3
24 Gaststätten/ Beherbergung	-25,9**	-17,7**	-16,8**	-26,3**	-17,7**	-16,6**
26 Gebäudereinigung/ Abfallbeseitigung	-5,5	-9,3	-11,6	-3,4	-10,1	-9,8
27 Bildung/Forschung Kultur/Sport/Verlag	-12,6**	-1,7	-5,7	-12,1**	-1,6	-4,8

Fortsetzung zu Tabelle 4

Branche	Modell 2			Modell 3		
	Niveau	FE	RE	Niveau	FE	RE
28 Gesundheitswesen	-9,3**	0,4	-3,1	-9,2	0,5	-2,2
29 Rechts-/Steuer-/ Wirtschaftsberatung	3,3	-8,6*	-7,1*	3,4	-8,8*	-6,6*
30 Sonstige Dienstl.	-21,7**	-17,9*	-17,6*	-3,0**	-18,9*	-17,8*
31 Organisationen o.E.	-16,6**	-9,3	-13,1**	-15,4**	-9,5*	-11,8**
32 Private Haushalte	-15,9**	-3,5	-2,6	-14,9**	-3,1	-0,8
33 Gebietskörperschaften	-13,9**	-9,5**	-11,1**	-13,7**	-9,7**	-10,2**
34 Sozialversicherung	-3,7	-8,7	-8,7	-3,4	-9,1	-7,7
35 Sonstige Branche	-14,3**	-11,2	-15,7	-12,3**	-12,6	-12,3
Alle ausgewiesenen Werte sind Prozentzahlen. * steht für Signifikanz des t-Tests auf dem 5 %-Niveau, ** bedeutet Signifikanz auf dem 1 %-Niveau.						

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

mineralölverarbeitende Industrie.

Ein anderes Bild jedoch ergibt sich aus der Betrachtung der FE- und RE-Schätzungen, die für zeitinvariante Individualeffekte kontrollieren. Obwohl auch hier die gemeinsame Signifikanz der Branchenkoeffizienten auf der Basis von Wald-Tests nicht verneint werden kann, bleiben doch nur wenige einzelne Sektoren statistisch signifikant. So sind auch hier die Beschäftigten der Bundespost, im Gaststätten- und Beherbergungswesen, sowie der Gebietskörperschaften schlechter bezahlt als die Mitarbeiter in der Basisbranche. Als weiterer signifikanter Niedriglohnsektor kommt jetzt noch Steine und Erden hinzu. Liegt hier der Koeffizient der Niveauschätzung bei -3%, sinkt er in der RE- und FE-Spezifikation auf -10% bzw. -11% ab. Die Benachteiligung von Handel, Textilindustrie und Nahrungsmittelherstellung dagegen hat sich verringert und ist nicht mehr signifikant. Obwohl die Koeffizienten der chemischen Industrie und Mineralölverarbeitung sowie des Stahl-, Fahrzeug und Maschinenbaus noch positive Differenzen zur Basisbranche aufweisen, sind sie statistisch nicht mehr signifikant von Null verschieden. Zum Teil drehen sich die Vorzeichen der FE- und RE-Koeffizienten im Vergleich zur Niveauschätzung sogar um, wie beispielsweise in der Energie- und Wasserwirtschaft oder der Rechts-, Steuer- und Wirtschaftsberatung.

Die Branchenkoeffizienten der FE-Schätzung liegen insgesamt zwischen -24% für die Bundespost und +8% für Holz-, Papier- und Druckgewerbe. Die Spannweite der RE-Koeffizienten reicht von -20%, ebenfalls Bundespost, bis +6% in der chemischen Industrie und Mineralölverarbeitung. Die Entlohnung differiert also weit weniger zwischen den Sektoren als noch in der Niveauschätzung. Die dort beobachteten Unterschiede zwischen den Branchen scheinen also zumindest teilweise auf unbeobachteten individuellen Charakteristika zu beruhen. Diesen Eindruck bestätigt auch die Standardabweichung der Branchenkoeffizienten als Streuungsmaß.¹⁸ Wie Krueger und Summers (1988) anmerken, ist dieses Maß jedoch nach oben verzerrt, da es auf den geschätzten Koeffizienten der Regressionen beruht. Als Korrektur schlagen sie folgende Vorgehensweise vor:

$$s_k = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}) - \frac{\sum_{i=1}^K \hat{\sigma}_i^2}{K}} \quad (17)$$

$\hat{\sigma}_i$ ist dabei die geschätzte Standardabweichung der K Branchenkoeffizienten. Krueger und Summers (1988) betonen jedoch, daß die wahre Standardabweichung bei dieser Vorgehensweise leicht unterschätzt wird, da der Einfluß der Kovarianzen zwischen den Koeffizienten vernachlässigt wird. In diesem Modell sinkt s_k von 11% in der Niveauschätzung auf 4% in der FE- bzw. auf 1,5% in der RE-Spezifikation. Während die Standardabweichung in der Niveauschätzung durch die Korrektur kaum sinkt, nimmt sie in den FE- und RE-Modellen stark ab. In der RE-Schätzung des 3. Modells ist sie aufgrund einer negativen Wurzel sogar gar nicht mehr zu ermitteln. Dies deutet auf recht hohe Standardfehler der Branchenkoeffizienten hin, so daß fraglich scheint, ob die Schätzungen auf Basis der gepoolten Stichprobe gerechtfertigt sind. Möglicherweise ist die Restriktion einer zeitlich konstanten Lohnstruktur über die Branchen zu stark. Andererseits führen Haisken-DeNew und Schmidt (1995) an, daß die hier verwendete approximative Korrektur die wahre Standardabweichung tendenziell unterschätzt.

In Modell 3¹⁹ wird die Regression schließlich um Dummies für die Wellen 1985 bis 1993 erweitert, wodurch der erklärte Anteil an der gesamten Varianz des Stundenlohns von 36% auf 37% steigt. Die gemeinsame Signifikanz der Jahresdummies wird auch von den Wald-Tests bestätigt. Ihre Koeffizienten steigen über die Jahre an und sind für die Niveauschätzung und die RE-Spezifikation ab 1986 signifikant. Allerdings sind die allgemeinen Reallohnzuwächse in der Niveauschätzung höher: hier liegt der Lohn 1993 um 13% über dem von 1984, während im RE-Modell der maximale Anstieg 1993 nur 10% beträgt.

¹⁸ Vgl. dazu auch Tabelle 5 im Anhang.

¹⁹ Vgl. für die Ergebnisse Tabelle 4 im Anhang.

Im Vergleich dazu weist die amtliche Statistik ²⁰ einen Anstieg des realen Bruttomonatsverdienstes für Angestellte in Industrie und Handel von etwa 18% aus.

Sowohl die Koeffizienten der Humankapitalvariablen als auch die der Branchendummies unterscheiden sich für die Niveauschätzung und die RE-Methode kaum von den Ergebnissen in Modell 2. Auch in der FE-Spezifikation bleibt die Dimension der Branchenkoeffizienten im wesentlichen gleich, aber die Koeffizienten der Humankapitalvariablen verlieren zum Teil ihren signifikanten Einfluß. So sinken die Renditen von DAU und EX stark ab und sind nicht mehr signifikant. Die Dummies für die Jahre weisen einen sehr viel stärkeren Reallohnzuwachs aus als in den beiden anderen Spezifikationen, sie sind aber außer für das Jahr 1988 nicht signifikant. Diese vergleichsweise starken Veränderungen in der FE-Spezifikation lassen sich nur schwer interpretieren. Es mag unter anderem daran liegen, daß die "within" Schätzung nur die Variationen über die Zeit berücksichtigt und somit relativ wenige Informationen der Stichprobe in der Schätzung enthalten sind. Da auch die Jahresdummies einen zeitlichen Trend widerspiegeln, ist das FE-Modell durch die zusätzlichen Regressoren eventuell zu stark belastet.

Mit Ausnahme vielleicht von Modell 3 ist es auffällig, wie wenig sich die Ergebnisse der FE- und RE-Methoden unterscheiden, obwohl in der ersteren Schätzung sehr viel weniger Informationen aus der Stichprobe verarbeitet werden. Allerdings verwirft der Hausman-Test für alle drei Modelle die Nullhypothese, so daß das FE-Modell für diesen Datensatz als angemessen betrachtet werden kann. Löwenbein und Rendtel (1991, S.164) weisen jedoch darauf hin, daß der Koeffizientenvektor der FE-Methode aufgrund von Meßfehlern seine Konsistenz verlieren kann, so daß das Ergebnis des Hausman-Tests als nicht gesichert gelten kann. Bei der Betrachtung der Koeffizienten von Modell 3 wirkt die RE-Spezifikation robuster. Man sollte jedoch bei der Interpretation der Ergebnisse beachten, daß die vorliegende Heteroskedastie den Annahmen dieser Methode widerspricht.

Die Korrektur für unbeobachtete Populationsheterogenität scheint vor allem für die Renditen aus der Betriebszugehörigkeitsdauer und aus der Branchenzugehörigkeit von Bedeutung zu sein. Dennoch kann auch nach der Korrektur die Signifikanz des Brancheneinflusses nicht widerlegt werden.

²⁰ Vgl. dazu IW (1994), Statistik Nr.58.

4.2 Dynamische Aspekte

Anhand von Querschnittsschätzungen soll nun der Frage nachgegangen werden, ob sich die Renditen der Humankapitalvariablen über den Beobachtungszeitraum verändert haben und inwieweit die Struktur der Industrielöhne als stabil gelten kann.²¹ Zunächst werden nur die Humankapitalvariablen als Erklärende verwendet, in einem zweiten Schritt kommen die Branchendummies hinzu. Die Breusch-Pagan Tests weisen über die Jahre unterschiedliche Ergebnisse auf, die Nullhypothese der Homoskedastie kann also nicht immer verworfen werden. Um eine gewisse Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu gewährleisten, werden daher für alle Wellen heteroskedastie-konsistente Schätzungen der Varianz-Kovarianz-Matrix verwendet. Wie in der gepoolten Stichprobe sind auch in den Querschnittsschätzungen die Erklärenden aus der Humankapitaltheorie statistisch signifikant und bestätigen die theoretischen Überlegungen. Lediglich der Koeffizient der Betriebszugehörigkeitsdauer ist für das Jahr 1988 gar nicht, und für 1987 und 1991 nur auf dem 5 % -Niveau signifikant. Abb. 2 zeigt die Entwicklung der Humankapitalkoeffizienten von 1984 bis 1993. Die Renditen erscheinen dabei relativ stabil, eventuell könnte man für den Einfluß der potentiellen Berufserfahrung einen leichten Rückgang seit 1986 feststellen.

Wie die Waldstatistiken in Tabelle 8 angeben, kann auch in den Querschnittsschätzungen die gemeinsame Signifikanz der Branchenkoeffizienten in keinem Jahr verworfen werden. Die korrigierte Standardabweichung der Branchenkoeffizienten liegt in den Querschnittsschätzungen zwischen 5% und 13%, dabei werden jedoch nur die Sektoren berücksichtigt, für die in allen Jahren Beobachtungen vorliegen. Abb. 3 zeigt die Entwicklung über den Beobachtungszeitraum. Die ausgewiesenen Werte scheinen dabei keinem bestimmten Trend zu folgen, vielmehr schwanken sie um einen Mittelwert von ca. 9%. Die Streuung der Löhne über die Sektoren wirkt also relativ stabil.

Einen ähnlichen Eindruck erhält man bei der Beobachtung der Spannweiten der Branchenkoeffizienten. Sie werden zusammen mit den Quartilsabständen in Abb. 4 dargestellt.

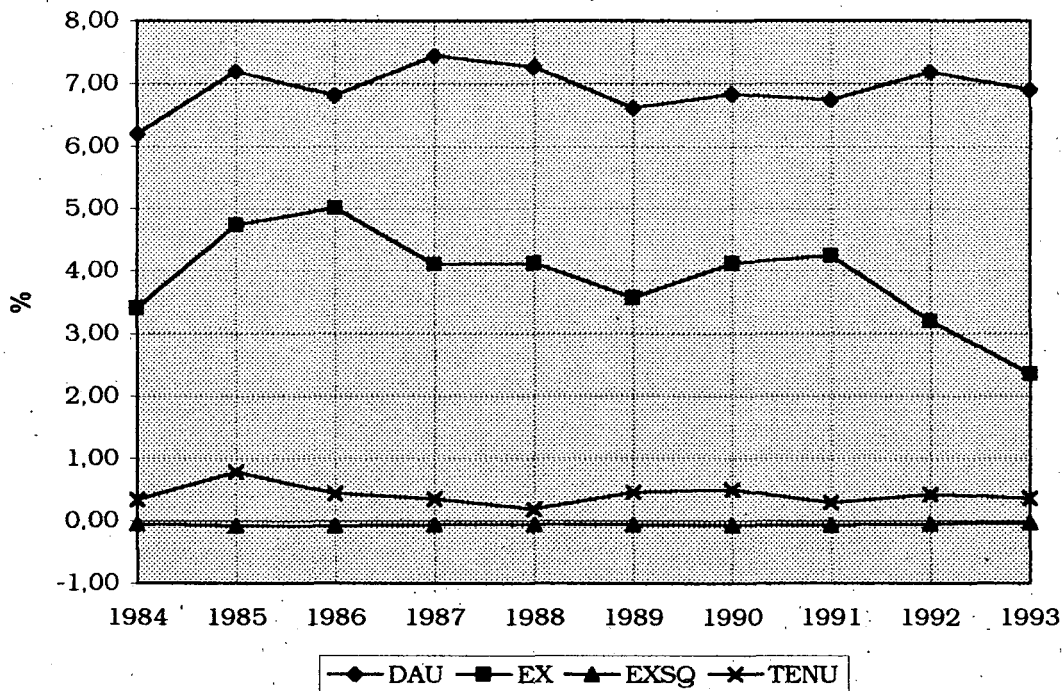
²² Auch für diese Graphik werden nur die Werte der Branchen verwendet, die in allen Wellen vorkommen.

Um für die Ungleichverteilung der Individuen auf die einzelnen Sektoren zu korrigieren, werden die Branchen bei der Berechnung des Quartilsabstands nach ihren Beschäfti-

²¹ Vgl. dazu die Ergebnisse der Querschnittsschätzungen in Tabelle 7 im Anhang.

²² Da die Spannweiten und Quartilsabstände auf Schätzergebnissen beruhen, wäre auch hier unter Umständen eine Korrektur wie bei der Berechnung der Standardabweichungen angebracht.

Abbildung 2: Die Entwicklung der Humankapitalkoeffizienten



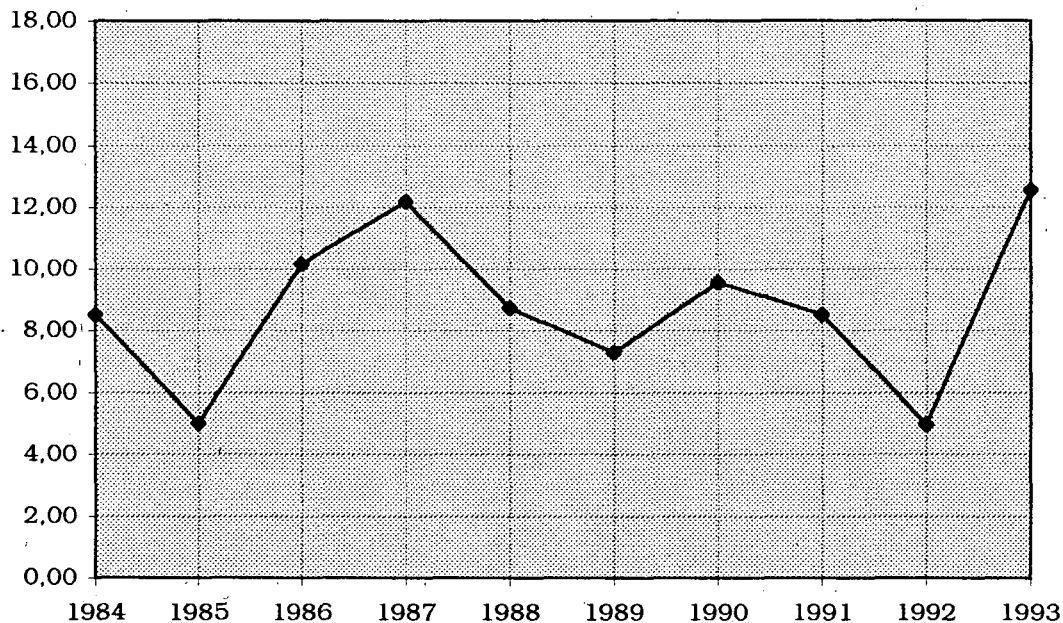
Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

gungsanteilen gewichtet. Ein Vergleich mit dem ungewichteten Ergebnis weist jedoch keine wesentlichen Unterschiede auf. Sowohl die gesamte Spannweite als auch der gewichtete Quartilsabstand folgen keinem Zeitrend, sondern wirken eher stabil. Dabei sind die Schwankungen der gesamten Spannweite der Branchenkoeffizienten relativ hoch, während der Quartilsabstand ziemlich ausgeglichen wirkt.

Obwohl die Schaubilder auf eine konstante Streuung der Industrielöhne hindeuten, weist die Entwicklung innerhalb der einzelnen Sektoren große Sprünge auf. Ein Extrembeispiel in dieser Stichprobe bildet der Lohn in der Land- und Forstwirtschaft, deren Beschäftigte insgesamt eine vergleichsweise geringe Bezahlung erhalten. So haben sie in den Querschnittsschätzungen 1991 den größten Verdienstabschlag gegenüber der Basisbranche zu verbuchen. Im Jahr 1988 jedoch hält die Land- und Forstwirtschaft sogar die Spitzenposition in der Lohnstruktur. Solche Ausreißer sind sicherlich auch durch die geringe Größe des Sektors bedingt, für den nur wenige Beobachtungen vorliegen, wodurch Einzelfälle eine sehr große Bedeutung erhalten.

Während sich die Werte für die unteren gewichteten Quartile über die Wellen aus völlig

Abbildung 3: Die Standardabweichungen der Branchenkoeffizienten

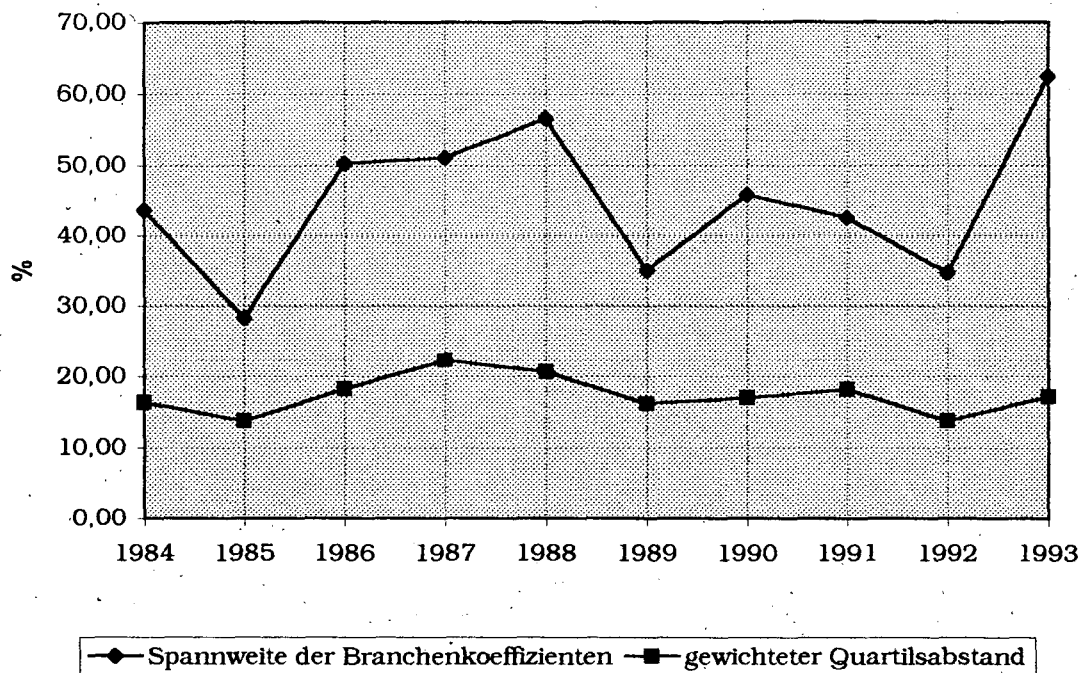


Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

unterschiedlichen Sektoren zusammensetzen, erscheint die obere Quartilsposition stabiler. Sie wird von 1984 bis 1991 vom Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau eingenommen, dessen Koeffizient dann aber in den letzten beiden Jahren absinkt. Relativ konstant auf den unteren Rängen der Bezahlung ist das Gaststätten- und Beherbergungswesen. Fast durchgehend signifikante Verdienstabschläge beobachtet man für den Groß- und Einzelhandel, sowie für Bahn, Post und die Gebietskörperschaften. Es ist dabei aber zu bedenken, daß gerade in staatlichen Betrieben geldwerte Leistungen einen relativ hohen Anteil an der Gesamtvergütung besitzen. Die vergleichsweise geringe monetäre Vergütung im Vergleich zur Privatwirtschaft wird also unter Umständen durch andere Vorteile, wie beispielsweise eine größere Arbeitsplatzsicherheit, kompensiert. Der beobachtete Lohnabschlag des Einzelhandels dagegen unterstützt die Argumentation, daß in den eher kleinen Betrieben dieses Sektors die Kosten für Motivation und Kontrolle eher gering ausfallen dürften.

Die in der Niveauschätzung beobachteten Hochlohnbranchen der gepoolten Stichprobe weisen in den Querschnitten zum Teil starke Schwankungen auf. So sind die Koeffizienten der chemischen Industrie und Mineralölverarbeitung zwar in jedem Jahr positiv, variieren aber stark. Die Sektoren Energie- und Wasserversorgung sowie der Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau haben mitunter sogar negative Koeffizienten. Diese Sprünge können

Abbildung 4: Die Spannweiten und Quartilsabstände der Branchenkoeffizienten



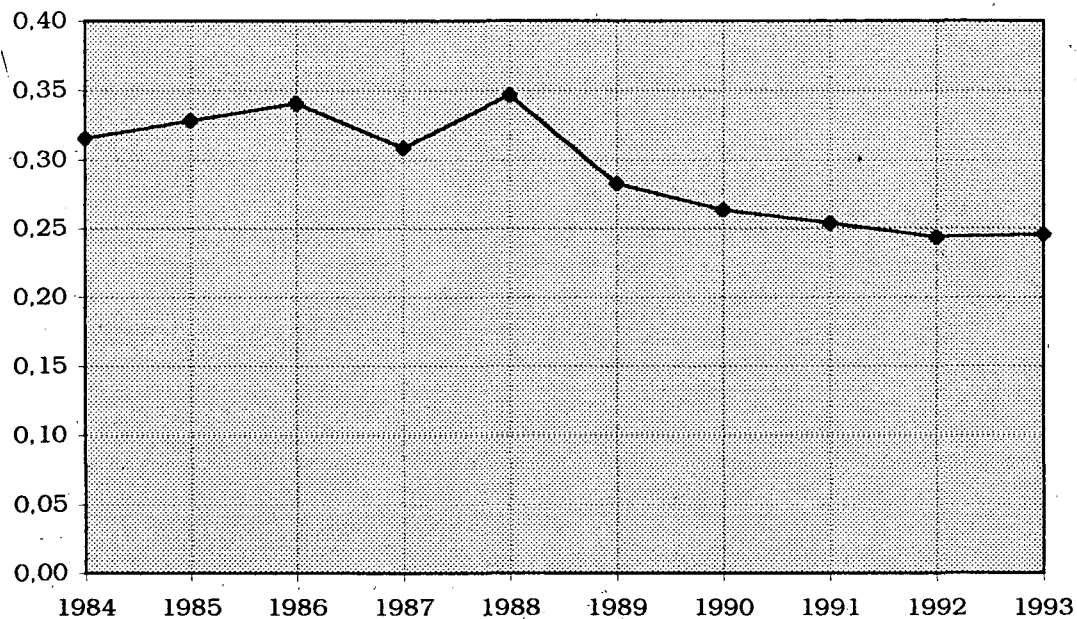
Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

eventuell einfach Schwankungen in der Entlohnung der Basisbranche widerspiegeln, da es sich bei den Koeffizienten um relative Größen handelt. Dazu müßten die Verschiebungen der drei Entlohnungen jedoch parallel erfolgen, was nicht der Fall ist. Allerdings sind die Werte nur in wenigen Jahren statistisch signifikant, so daß ihre Entwicklung hier nicht überinterpretiert werden soll. Dennoch zeigt ein genauerer Blick auf die Koeffizienten der Querschnittsschätzungen, daß sich hinter der stabilen Industrielohnstruktur in den Schaubildern zum Teil große Sprünge verbergen.

Insgesamt scheint sich der Erklärungsgehalt der geschätzten Verdienstfunktionen in den letzten Wellen seit 1988 leicht verbessert zu haben. So hat der Verlauf der Standardfehler der Regression r seit 1988 eine leicht abnehmende Tendenz, wie Abb. 5 zeigt.

Im Vergleich dazu werden in Abb. 6 die korrigierten Bestimmtheitsmaße $\bar{R}^2$ der Querschnittsschätzungen dargestellt. Die obere Reihe RG ist dabei das $\bar{R}^2$ der Regressionen auf die Humankapitalvariablen und die Branchendummies. Auch hier kann eine leichte Verbesserung seit 1988 festgestellt werden. Die untere Linie ist die Differenz zwischen RG und dem korrigierten Bestimmtheitsmaß RH einer Regression nur auf die Humankapital-

Abbildung 5: Die Standardfehler der Querschnittsschätzungen



Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

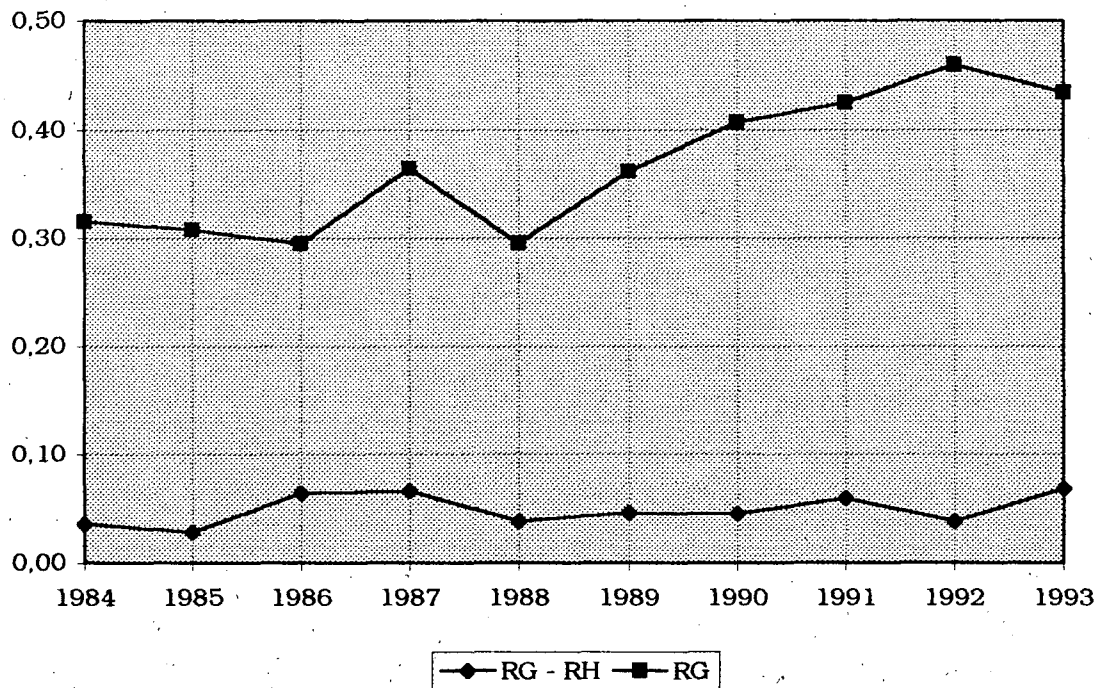
variablen. Sie drückt aus, um wieviel sich der Anteil der erklärten Varianz an der gesamten Varianz des Stundenlohns erhöht, wenn man die Branchendummies hinzunimmt.

Wie man sieht, ist dieser Erklärungsbeitrag der Sektoren über den Beobachtungszeitraum relativ stabil. Die beobachtete verbesserte Anpassungsgüte der Querschnittsschätzungen ist also eher auf den Einfluß der Humankapitalvariablen zurückzuführen.

Bisher wurden die Querschnitte mit Hilfe von Graphiken verglichen und so die Dynamik im Beobachtungszeitraum dargestellt. Zusätzlich soll die Stabilität der Koeffizienten jedoch auch statistisch überprüft werden. Es stellt sich also die Frage, ob die beobachteten Sprünge innerhalb der einzelnen Sektoren statistisch signifikant sind. Ein direkter Vergleich auf der Basis von Chow-Tests ist in dieser Stichprobe wegen der heteroskedastischen Störterme nicht möglich. Daher werden in der gepoolten Stichprobe die Humankapitalvariablen und die Branchendummies mit den Dummies für die Jahre 1984 bis 1993 multipliziert.²³ Anstatt des Absolutgliedes werden nun die Jahresdummies eingefügt. Eine Schätzung dieser Gleichung, im folgenden auch Modell 4 genannt, führt zum gleichen Ergebnis wie die Querschnitte aus den einzelnen Wellen. Der Vorteil ist aber nun, daß

²³Vergleiche für eine ähnliche Vorgehensweise auch DeNew und Schmidt (1994).

Abbildung 6: Die korrigierten Bestimmtheitsmaße der Querschnittsschätzungen



Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

eine gemeinsame Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix zur Verfügung steht, so daß Wald-Tests zum Vergleich der Koeffizienten durchgeführt werden können. In einem iterativen Verfahren werden nun die Koeffizienten auf ihre zeitliche Stabilität geprüft. Verwirft der Wald-Test die Nullhypothese, daß für bestimmte Jahre keine Veränderung vorliegt, nicht, werden die entsprechenden Koeffizienten zusammengefaßt und eine neue Regression durchgeführt. Für den Extremfall absoluter Stabilität würde man also letztendlich wieder Modell 2 der gepoolten Stichprobe erhalten.

In dieser Arbeit wird das Ergebnis nach vier Schritten erreicht: Für die Humankapitalvariablen wird keine signifikante Veränderung über den Stichprobenzeitraum beobachtet, das gleiche gilt für die meisten Branchenkoeffizienten. Lediglich sehr kleine Sektoren mit wenigen Beobachtungen weisen signifikante Sprünge auf. Da hinter diesen Beobachtungen jedoch die Lohnangaben von nur sehr wenigen Personen stehen, soll ihre Bedeutung hier nicht überbewertet werden. Die einzig größere Branche mit einem Strukturbruch ist das Bauhauptgewerbe. Hier springt der Koeffizient von $-7,7\%$ in den ersten acht Wellen auf $+5,7\%$ in den letzten beiden Jahren. Trotz der scheinbar starken Variation in den Koeffizi-

enten der Querschnittsschätzungen beobachtet man mit Hilfe von statistischen Methoden eine stabile Lohnstruktur. Die Sprünge in den Koeffizienten der Querschnittsschätzungen sind also von relativ hohen Standardfehlern begleitet.

5 Vergleich mit anderen Studien

Um die Ergebnisse dieser Arbeit nicht isoliert stehen zu lassen, werden im Folgenden einige andere Studien vorgestellt, die sich mit den Determinanten des Arbeitseinkommens beschäftigen. Zunächst werden Arbeiten zur Einkommensverteilung in Deutschland betrachtet und deren Resultate in bezug auf intersektorale Lohndifferenzen dargestellt. Anschließend folgen einige Studien aus den USA, da der dortige Arbeitsmarkt als vergleichsweise dezentral und flexibel gilt. Ein Vergleich mit Österreich und den Skandinavischen Ländern ermöglicht den Einblick in die Lohnstruktur von Ländern mit einem eher zentralisierten Arbeitsmarkt.

5.1 Deutschland

Während die Thesen der Humankapitaltheorie in empirischen Untersuchungen meist bestätigt werden, sind die Ergebnisse in bezug auf die Existenz intersektoraler Lohndifferenzen nicht so eindeutig. Schmidt und Zimmermann (1991) schließen in ihre Schätzungen von Verdienstfunktionen für das Jahr 1978 unter anderem noch die Betriebszugehörigkeit, den Berufsstand, die Arbeitsbedingungen und die Firmengröße mit ein. Sie unterscheiden zusätzlich in vier Industrietypen und alternativ in 16 Wirtschaftszweige. Auch in diesen erweiterten Schätzungen haben die Koeffizienten der Humankapitalvariablen das erwartete Vorzeichen und sind statistisch signifikant. Die Betriebszugehörigkeit hat einen positiven, aber nicht immer signifikanten Einfluß auf das Einkommen. Der Koeffizient wächst dabei mit der Länge der Betriebszugehörigkeit, wodurch die These des Senioritätsprinzips in der Entlohnung unterstützt wird. Sie beobachten jedoch keine signifikanten Lohndifferenzen zwischen den Branchen.

Burda (1991) andererseits findet in seinen Untersuchungen der Lohnstruktur auf Basis der zweiten Welle des SOEP signifikante Unterschiede zwischen den Verdiensten der Sektoren. Lohnaufschläge erhalten dabei die Beschäftigten des Sektors haltbare Güter des verarbeitenden Gewerbes und die der chemischen Industrie. Unterdurchschnittlich bezahlt ist der Handel. Burda untersucht weiterhin, ob die beobachteten Lohnunterschiede zwischen den Sektoren aufgrund ausgelassener Variablen entstehen. Zur Überprüfung dieser

These wird die Stichprobe in mehrere Untergruppen geteilt. Burda stellt dabei fest, daß die Industriestruktur um so weniger robust ist, je stärker die Daten aufgeteilt werden. Er interpretiert dies als Bestätigung der These, daß die Koeffizienten der Industriedummies die Effekte ausgelassener Variablen auffangen. Er betont dabei vor allem den Einfluß der Betriebszugehörigkeitsdauer. So bleibt die Industrielohnstruktur in der Stichprobe von Personen mit mehr als fünf Jahren Betriebszugehörigkeit signifikant. Für Arbeitnehmer, die weniger als fünf Jahre in einer Firma sind, spielt die Branchenzugehörigkeit jedoch kaum eine Rolle. Das stützt die These der Effizienzlohntheorie, daß bestimmte Wirtschaftszweige mehr Wert auf betriebsspezifisches Humankapital legen und daher bereit sind, höhere Löhne zu zahlen, um Kündigungen zu vermeiden. Im Vergleich dazu verliert die Betriebszugehörigkeitsdauer in den Schätzungen dieser Arbeit bei der Kontrolle für unbeobachtete Populationsheterogenität ihre Bedeutung, die Branchenstruktur der Entlohnung bleibt jedoch signifikant. Das deutet darauf hin, daß die Koeffizienten der Betriebszugehörigkeit vor allem unbeobachtete Individualeffekte auffangen.

Hübler und Gerlach (1990) untersuchen intersektorale Lohnunterschiede auf Basis der ersten Welle des SOEP und anhand eines Datensatzes für Bremen im Jahr 1981. Auch sie stellen signifikante Lohnunterschiede zwischen den Branchen fest, die auch nach der Kontrolle für individuelle Charakteristika erhalten bleiben. Sie überprüfen weiterhin die These, daß schlechte Arbeitsbedingungen durch höhere Löhne kompensiert werden, finden dafür jedoch keine Bestätigung. Vielmehr scheinen Sektorlöhne und nicht monetäre Entlohnungskomponenten positiv korreliert zu sein. Allgemein vertreten sie die These, daß ihre Schätzergebnisse eher die Effizienzlohntheorie unterstützen.

Anhand von aggregierten Daten des statistischen Bundesamtes beobachten Fels und Gundlach (1990) die Entwicklung der Löhne über die letzten dreißig Jahre. Sie finden dabei für die Bundesrepublik eine zeitlich stabile Industrielohnstruktur. Zu den Hochlohnbranchen gehören die Mineralölverarbeitung und der Straßenfahrzeugbau, während Beschäftigte im Textilgewerbe, in der Lederindustrie und in der Feinkeramik eine vergleichsweise geringe Entlohnung erhalten. Interessanterweise gelten die branchenbedingten Verdienstzuschläge jeweils für Beschäftigte aller Qualifikationsstufen, so daß die These gestützt wird, daß bestimmte Wirtschaftszweige Löhne oberhalb des Marktniveaus bezahlen.

Bellmann und Möller (1994) nehmen zusätzlich zu Humankapitalvariablen 40 Dummies für die Industriezweige in ihre Regressionen auf. Sie sind gemeinsam und einzeln

statistisch signifikant. Die Größenordnung der Lohnunterschiede reicht von -45% für Essen und Trinken bis +36% für die Mineralölverarbeitung im Vergleich zum Mittelwert. Auch hier ist die Branchenstruktur über den Beobachtungszeitraum von 1979 bis 1989 stabil. Die Standardabweichung der Branchenkoeffizienten erhöht sich jedoch von 0,6 auf 0,11. "These findings strongly support the hypothesis of a rising wage inequality in the Federal Republic of Germany during the eighties." (Bellmann und Möller, 1994, S.18)

Einen Anstieg in der Standardabweichung der Branchenkoeffizienten von 2% findet Schmidt (1992) in Querschnittsschätzungen auf Basis der ersten vier Wellen des SOEP. Auch nach Einbeziehung der Humankapitalvariablen in die Regressionen bleiben die intersektoralen Lohnunterschiede in dieser Studie signifikant. Die Branchenlöhne streuen dabei im Durchschnitt von -38% bis +11% um die Basisbranche Metall- und Eisenverarbeitung. Zu den Hochlohnbranchen gehören der Bergbau, die chemische Industrie und der Maschinenbau. Lohnabschläge verbucht vor allem der Dienstleistungssektor: die privaten Haushalte, die Gebäudereinigung und Abfallbeseitigung, das Gaststätten- und Beherbergungswesen sowie der Einzelhandel. Die Branchenlohnstruktur ist dabei über den Beobachtungszeitraum relativ konstant. So liegen die Rangkorrelationskoeffizienten der Querschnitte zwischen 0,84 und 0,93. Um für unbeobachtete Populationsheterogenität zu kontrollieren, schätzt Schmidt RE- und FE-Spezifikationen des Modells. Auch hier bleiben die Branchendummies gemeinsam statistisch signifikant, ihre Standardabweichung nimmt gegenüber den Querschnitten nicht ab. Die These, daß die Lohnunterschiede zwischen den Branchen zum Teil auf unbeobachteten Individualeffekten beruhen, wird hier also nicht bestätigt. Im Gegensatz dazu stehen die Ergebnisse dieser Arbeit, die bei der Korrektur für Individualeffekte von einem deutlichen Rückgang der Lohnstreuung berichten. In der Studie von Schmidt sind die Branchenstrukturen der RE-Spezifikation und der Niveauschätzung sehr ähnlich, nach dem Hausman-Test wird jedoch die FE-Methode vorgezogen. Dort verändern sich die Koeffizienten der Industriedummies teilweise stark. So sinkt die relative Rendite des Versicherungsgewerbes um 32% im Vergleich zur Niveauschätzung.

Für die siebziger Jahre schätzen Gahlen und Licht (1990) Verdienstfunktionen anhand von Jahresdaten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Sie verwenden dabei 29 Branchendummies, die Arbeitslosenquote und die Kapitalintensität der jeweiligen Industrie als Regressoren, wobei sie auch für Autokorrelation und Heteroskedastie in den Daten korrigieren. Die Branchendummies sind sowohl einzeln als auch gemeinsam signifikant, und die Lohnstruktur ist über den Beobachtungszeitraum stabil.

Die Industrielohnstruktur der achtziger Jahre untersuchen DeNew und Schmidt (1994) mit Hilfe von ALLBUS-Daten ²⁴. In den Schätzungen der gepoolten Stichprobe des logarithmierten Nettomonatslohns auf 16 Industriedummies, 10 Jahresdummies und die üblichen Humankapitalvariablen sind die Branchenkoeffizienten gemeinsam signifikant. Zu den Hochlohnbranchen gehören die Energieversorgung, der Bergbau, Banken und Versicherungen sowie Dienstleistungen. Lohnabschläge verbuchen die Textilindustrie, der Handel und der öffentliche Sektor. Die signifikanten Koeffizienten streuen dabei von -10% bis +6% um den Mittelwert. DeNew und Schmidt betonen vor allem die Wichtigkeit des Berufsstatus für den Verdienst. Werden entsprechende Kontrollen in die Regressionen miteinbezogen, fällt die Rendite der Schulausbildung von 8% auf 6%. Die Lohnstruktur zwischen den Arbeitern ist relativ ähnlich. Angestellte mit geringer Ausbildung jedoch haben gegenüber Arbeitern einen Lohnabschlag von 5%, während besser qualifizierte Angestellte einen Vorteil von 16% erfahren. Um die Entwicklung der Lohnstruktur über den Beobachtungszeitraum zu verfolgen, multiplizieren DeNew und Schmidt die Branchendummies mit den Dummies für die Jahre. Sie finden dabei eine Lohnreduzierung für alle Arbeitnehmer bis 1986 in Höhe von 7%. Nach der Wiedervereinigung erholen sich die Verdienste wieder, so daß 1990 ein Lohnzuschlag von 6% gegenüber 1980 festgestellt werden kann. Mit Ausnahme der Jahre 1980 und 1990 beobachten sie eine relativ stabile Branchenstruktur. Bei genauerer Betrachtung der Koeffizienten stellen DeNew und Schmidt (1994, S.156) jedoch fest, daß

” the time variance of industry structure not only reflects changes in the significance of individual effects while holding their sign constant, but rather dramatic fluctuations in the relative position of individual industries in the wage hierarchy.”

Diese Aussage paßt auch sehr gut zu den Ergebnissen dieser Arbeit. Insgesamt stimmen die meisten der hier dargestellten Studien darin überein, daß die Konstanz der Industrielohnstruktur über die Zeit nicht verworfen werden kann. Allerdings scheint sich die Streuung der Industrielöhne in den letzten Jahren erhöht zu haben. Die Ergebnisse dieser Arbeit unterstützen diese These jedoch nicht, da die Standardabweichungen der Branchenkoeffizienten über den Beobachtungszeitraum keinem Trend zu folgen scheinen, sondern eher konstant wirken.

²⁴ ALLBUS ist die Kurzform für ”Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften”.

5.2 Internationaler Vergleich

Um einen Vergleich zu Lohnstrukturen unter verschiedenen institutionellen Bedingungen auf dem Arbeitsmarkt herzustellen, werden im Folgenden kurz einige Studien aus anderen Ländern erläutert. Die intersektorale Lohnstruktur der USA testen Krueger und Summers (1988) anhand von Daten des CPS ²⁵ für die Jahre 1974, 1979 und 1984. In ihren Schätzungen von Verdienstfunktionen sind die Koeffizienten der Branchendummies sowohl gemeinsam als auch einzeln signifikant. Ihre Standardabweichung liegt zwischen 0,11 und 0,14, im Gegensatz zu den Ergebnissen einiger Studien für Deutschland scheint sie jedoch über die Zeit keinem Trend zu folgen. Zu den Hochlohnindustrien gehören haltbare Güter des verarbeitenden Gewerbes und die chemische Industrie. Nachteile in der Entlohnung haben Beschäftigte in den Sektoren des Groß- und Einzelhandels sowie bei den Dienstleistungen. 1984 reichten die Industrielohnunterschiede von -37% in privaten Haushalten bis +37% in der Mineralölindustrie im Vergleich zum Mittelwert.

Den Einfluß ausgelassener Variablen untersuchen Gibbons und Katz (1992) auf Basis von US-Daten über Branchenwechsler. Sie betrachten dabei Arbeitnehmer, die aufgrund von Firmenschließungen die Stelle wechseln müssen. Ihre Analysen führen jedoch zu keinem eindeutigen Ergebnis. So scheint der Lohn der neuen Stelle ähnlich dem des vorherigen Arbeitsplatzes zu sein, da circa 45% der Industrielohnprämien bei einem Branchenwechsel erhalten bleiben. Dies deutet auf einen relativ starken Einfluß unbeobachteter Fähigkeiten auf den Verdienst hin. Andererseits ergeben Regressionen mit Daten in ersten Differenzen keine Veränderung der Industrielohnstruktur im Vergleich zur Niveauschätzung, wodurch die These gestützt wird, daß unbeobachtete Populationsheterogenität eine geringe Rolle bei der Erklärung der Einkommen spielt.

Murphy und Topel (1987) verfolgen die gleiche Fragestellung ebenfalls mit Daten von Jobwechslern in den USA für die Jahre 1972 bis 1982. Sie finden jedoch, daß Individuen nur 29% ihrer vorher erhaltenen Lohnprämie bei einem Branchenwechsel behalten.

"The model of pure industry effects can be rejected and nearly two-thirds of the observed industry differences are estimated to be caused by unobserved individual components." (Murphy und Topel, 1987, S.135)

In einer weiteren Studie verfolgen Krueger und Summers (1987) die Entwicklung der amerikanischen Industrielöhne für den Zeitraum von 1915 bis 1984. Sie finden dabei eine

²⁵CPS ist die Kurzform für "Current Population Survey".

zeitlich stabile Industrielohnstruktur mit Korrelationen von 0,76 bis 0,98 zwischen den Querschnitten. Die Lohnstreuung folgt dabei über den gesamten Beobachtungszeitraum keinem Trend, sie scheint aber kurzfristig antizyklisch zu sein.

Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt Helwege (1992) für die Jahre 1940 bis 1980. Auch er findet eine signifikante und über die Zeit stabile Industrielohnstruktur. So gehören zu den Hochlohnbranchen in den USA 1980 der Kohlebergbau, die Wasserversorgung, Öl- und Gasförderung sowie die Raffinerien. Verdienstnachteile haben Beschäftigte in Restaurants, Hotels, in der Landwirtschaft und bei den persönlichen Dienstleistungen. Die Koeffizienten der Branchendummies streuen dabei von -0,31 bis +0,40 um den Mittelwert. Ähnlich wie in Deutschland finden also auch die empirischen Studien für die USA eine stabile Industrielohnstruktur für die letzten Jahren.

Einige empirische Arbeiten führen auch internationale Vergleiche durch, um die Auswirkungen unterschiedlicher institutioneller Arbeitsmarktbedingungen auf die Lohnstruktur zu untersuchen. Krueger und Summers (1987) stellen dabei fest, daß die Sektorlohnstrukturen der kapitalistischen Industrieländer relativ ähnlich sind. So liegen die Korrelationen zwischen den Ländern typischerweise zwischen 0,7 und 0,9.

Zu ähnlichen Ergebnissen kommen Holmlund und Zetterberg (1991) bei einem Vergleich von Deutschland, Norwegen, Österreich, Schweden und den USA. Schweden als Land mit stark zentralisiertem Arbeitsmarkt hat dabei die geringste Lohnstreuung. Am höchsten sind die Verdienstunterschiede in den USA, während sich Deutschland ungefähr in der Mitte befindet. Österreich weist eine relativ hohe Streuung der Industrielöhne auf, die aber durch den Einfluß von Humankapitalvariablen und ein Geschlechtsdummy stark reduziert wird. Nimmt man die Lohnstreuung als ein Maß für die Arbeitsmarktflexibilität, unterstützt diese Studie die These, daß die Flexibilität des Arbeitsmarktes mit zunehmender institutioneller Dezentralisierung wächst.

Ein völlig anderes Ergebnis findet dagegen Wagner (1990) in seinen Studien über Deutschland, Großbritannien, Österreich, Schweiz und die USA. So beobachtet er in den Schätzungen von Verdienstfunktionen sehr große Unterschiede zwischen den Industrielohnstrukturen der Länder. Eine Ausnahme sind jedoch die Banken und Versicherungen, die fast immer zu den Hochlohnbranchen gehören, während das Baugewerbe, der Transport und die Kommunikation sehr oft Lohnabschläge verbuchen. Die hier vorgestellten Studien kommen also nicht zu einer einhelligen Meinung über den Einfluß der nationalen Arbeitsmarktinstitutionen auf die Industrielohnstrukturen der Länder.

6 Zusammenfassung und Ausblick

Das Ziel dieser Arbeit ist es, das Ausmaß intersektoraler Lohn Differenzen für Deutschland empirisch zu evaluieren. Die verwendete Stichprobe auf der Datenbasis des Sozio-ökonomischen Panels ermöglicht Schätzungen individueller Verdienstfunktionen vom Mincer-Typ. Da die Daten einen Zeitraum von 10 Jahren umfassen, können auch Aussagen über die dynamische Entwicklung der Koeffizienten gemacht werden.

Die geschätzten Parameter der Dummyvariablen für die Branchenzugehörigkeit sind in allen Regressionen gemeinsam signifikant, so daß die Existenz intersektoraler Lohn Differenzen im Datensatz nicht verworfen werden kann. Allerdings reduziert sich bei der Verwendung der FE- und RE-effects Methoden die Lohnstreuung zwischen den Sektoren, so daß die in der Niveauschätzung beobachteten Verdienstunterschiede zwischen Branchen zumindest teilweise auf unbeobachtete Eigenschaften der untersuchten Individuen zurückzuführen sind. Mit Hilfe der hier verwendeten Methoden kann jedoch nur für zeitinvariante unbeobachtete Populationsheterogenität kontrolliert werden, Veränderungen in der Arbeitshaltung einer Person werden nicht erfaßt.

Die dynamische Analyse, die auf dem Vergleich der Querschnitte basiert, vermittelt sowohl bei den Renditen der Humankapitalinvestitionen als auch bei der Untersuchung der Industrielohnstruktur ein relativ stabiles Bild über den Beobachtungszeitraum. So kann anhand von Wald-Tests für die meisten Koeffizienten keine zeitliche Veränderung festgestellt werden. Dennoch springen die Werte der geschätzten Parameter der Branchendummies zum Teil stark zwischen den Jahren, so daß eine genauere Analyse dieses Sachverhalts angebracht erscheint.

Die Ergebnisse dieser Arbeit vermitteln also insgesamt einen stabilen Eindruck der deutschen Lohnstruktur. Allerdings deckt diese Arbeit durch die Begrenzung auf westdeutsche Männer, die abhängig und vollzeit erwerbstätig sind, nur einen Teilbereich des Arbeitsmarktes ab. Auch ist die tiefe Aufgliederung der Branchen in den Schätzungen ein Problem, da einzelne Sektoren nur sehr gering in der Stichprobe vertreten sind. Die Ergebnisse dieser Untersuchung können also nur einen kleinen Einblick in die Lohnstruktur geben, der jedoch als Ausgangspunkt für weitere Forschungen dienen kann.

Anhang

A Liste zur Branchenverkodung ²⁶

- 01 Land- und Forstwirtschaft, Gärtnerei
- 02 Fischerei, Fischzucht und gewerbliche Tierhaltung
- 03 Energiewirtschaft und Wasserversorgung
- 04 Bergbau
- 05 Chemische Industrie und Mineralölverarbeitung
- 06 Kunststoff-, Gummi- und Asbestverarbeitung
- 07 Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden;
Feinkeramik und Glasgewerbe
- 08 Eisen- und NE-Metallerzeugung, Gießerei und Stahlverarbeitung
- 09 Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau
- 10 Elektrotechnik, Feinmechanik und Optik, Herstellung von EBM-Waren,
Musikinstrumente, Sportgeräte, Spiel- und Schmuckwaren
- 11 Holz-, Papier- und Druckgewerbe
- 12 Leder-, Textil- und Bekleidungsgewerbe
- 13 Nahrungs- und Genußmittelgewerbe
- 14 Bauhauptgewerbe
- 15 Ausbau- und Bauhilfsgewerbe
- 16 Großhandel
- 17 Handelsvermittlung
- 18 Einzelhandel
- 19 Bundesbahn
- 20 Bundespost (einschließlich Postsparkasse)
- 21 Oberer Verkehr und übrige Nachrichtenvermittlung
- 22 Kredit- und sonstige Finanzierungsinstitute (Bank, Sparkasse),
außer Postsparkasse
- 23 Versicherungsgewerbe (einschließlich privater Lebens-/
Krankenversicherung, ohne gesetzliche Sozialversicherung)
- 24 Gaststätten und Beherbergungsgewerbe (einschließlich
Wohnheimbewirtschaftung)

²⁶Entnommen aus Schupp und Wagner (1990).

- 25 Wäscherei, Körperpflege, Fotoateliers u.ä., persönliche Dienstleistungen
- 26 Gebäudereinigung und Abfallbeseitigung
- 27 Bildung, Unterricht, Wissenschaft, Forschung, Kultur, Kunst, Sport, Unterhaltung und Verlagsgewerbe
- 28 Gesundheits- und Veterinärwesen (einschließlich öffentlicher Krankenhäuser, Universitätskliniken u.ä.)
- 29 Rechts-, Steuer- und Wirtschaftsberatung, Immobilien u.ä. Dienstleistungen
- 30 Sonstige Dienstleistungen a.n.g.
- 31 Organisation ohne Erwerbscharakter (d.h. Kirchen, Verbände, Gewerkschaften, Wohlfahrtseinrichtungen u.ä. Organisationen a.n.g.)
- 32 Private Haushalte
- 33 Gebietskörperschaften (Legislative, Exekutive, Justiz, Verteidigung, Sicherheit (ohne bereits unter 27 oder 28 genannte)
- 34 Sozialversicherung (Gesetzliche Renten-, Kranken-, Unfallversicherung, Knappschaft, Arbeitsämter)
- 35 Sonstige Branche (nicht unter 01-34 einzuordnen)

B Schätzergebnisse

Für alle Regressionen wird die Methode der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Schätzung (OLS) verwendet. Die abhängige Variable ist dabei immer, direkt oder in transformierter Form, der logarithmierte reale Stundenlohn. Alle ausgewiesenen Koeffizienten sind Prozentzahlen, das heißt, sie geben den prozentualen Einfluß einer erklärenden Variablen auf den Lohn an. Damit auch die Koeffizienten d der Dummies direkt als Prozentzahlen interpretiert werden können, wurden sie nach folgender Formel transformiert: ²⁷

$$(e^d - 1) \times 100. \quad (18)$$

* bedeutet dabei, daß der t-Test die Nullhypothese, daß die Variable keinen Einfluß hat, auf dem 5%-Niveau verwirft. Analog steht ** für Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

²⁷Vgl. dazu Halvorsen und Palmquist (1980).

Tabelle 5: Ergebnisse der Schätzungen aus der gepoolten Stichprobe

Variable	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
	Niveau	FE	RE	Niveau	FE	RE	Niveau	FE	RE
C	1,57 **		0,20 **	1,60 **		0,22 **	1,59 **		0,26 **
DAU	6,75 **	8,16 **	8,68 **	6,97 **	7,68 **	8,62 **	6,86 **	1,50	8,03 **
EX	4,30 **	5,12 **	4,85 **	4,26 **	5,00 **	4,67 **	3,91 **	0,53	3,88 **
EXSQ	-0,07 **	-0,05 **	-0,06 **	-0,07 **	-0,05 **	-0,05 **	-0,06 **	-0,05 **	-0,05 **
TENU	0,49 **	0,06	0,14	0,42 **	0,04	0,13	0,42 **	0,04	0,09
1 Land-/Forstwirtschaft				-17,10 **	-14,26 *	-14,26 *	-16,89 **	-13,84 *	-13,38 *
2 Fischerei				-37,08 **	0,42	-4,87	-34,45 **	0,33	-1,63
3 Energie/Wasser				4,61 **	-7,34	-4,21	4,63 **	-7,24	-3,81
4 Bergbau				4,54	-11,74	-0,03	5,23	-11,19	-0,26
5 Chemie/Mineralöl				7,54 **	5,82	6,30 *	7,37 **	5,88	6,31 *
6 Kunststoff/Gummi				-1,55	3,23	2,48	-1,21	3,44	3,49
7 Steine/Erden/ Feinkeramik/Glas				-2,88	-11,24 **	-10,21 **	-2,37	-11,42 **	-8,88 *
9 Stahl-/Maschinen-/Fahr- zeugbau				4,64 **	1,02	1,95	4,60 **	0,99	2,58
10 E-Technik/Optik/Musik Sport/Spiel				3,18 *	1,00	1,89	3,22 *	0,95	1,80
11 Holz/Papier/Druck				-0,87	8,11	5,17	-0,52 **	7,72	5,73
12 Leder/Textilien				-10,73 **	-3,69	-4,50	-10,41 **	-4,19	-3,98
13 Nahrung/Genußmittel				-13,45 **	-2,02	-4,58	-13,55 **	-2,16	-4,18
14 Bauhauptgewerbe				-5,88 **	-0,70	-1,20	-5,23 **	-0,86	0,18
15 Ausbau-/Bauhilfsg.				-9,30 **	-0,30	-3,01	-8,53 **	-0,31	-1,51
16 Großhandel				-13,74 **	-2,00	-3,65	-13,98 **	-1,84	-3,28
17 Handelsvermittlung				-16,67	-7,29	-11,56	-16,88	-7,52	-11,32
18 Einzelhandel				-12,59 **	-1,10	-2,41	-12,68 **	-1,13	-2,12
19 Bundesbahn				-16,06 **	1,17	-9,44	-15,78 **	0,39	-8,16
20 Bundespost				-19,97 **	-24,36 **	-20,08 **	-19,51 **	-24,92 **	-19,53 **
21 Verkehr/Nachrichten				-9,90 **	-5,04	-5,13	-9,79 **	-5,36	-4,60
22 Kredit/Finanzierung				2,50	-7,40	-4,17	2,46	-7,12	-3,65
23 Versicherung				3,79	-2,90	-3,70	4,36	-3,68	-3,26
24 Gaststätten/Beherbergung				-25,93 **	-17,70 **	-16,76 **	-26,32 **	-17,69 *	-16,63 **
25 Persönl. Dienstleistungen				-6,28			-4,80		
26 Gebäudereinigung/ Abfallbeseitigung				-5,51	-9,28	-11,61	-3,40	-10,10	-9,76
27 Bildung/Forschung Kultur/Sport/Verlag				-12,59 **	-1,66	-5,69	-12,13 **	-1,58	-4,75
28 Gesundheitswesen				-9,30 **	0,35	-3,07	-9,21	0,49	-2,15
29 Rechts-/Steuer-/ Wirtschaftsberatung				3,27	-8,64 *	-7,09 *	3,35	-8,83 *	-6,60 *
30 Sonstige Dienstl.				-21,65 **	-17,85 *	-17,63 *	-2,98 **	-18,85 *	-17,82 *
31 Organisationen o.E.				-16,61 **	-9,34	-13,14 **	-15,37 **	-9,54 *	-11,78 **
32 Private Haushalte				-15,85 **	-3,51	-2,64	-14,89 **	-3,12	-0,84
33 Gebietskörperschaften				-13,93 **	-9,54 **	-11,12 **	-13,71 **	-9,71 **	-10,24 **
34 Sozialversicherung				-3,68	-8,65	-8,70	-3,35	-9,11	-7,74
35 Sonstige Branche				-14,31 **	-11,20	-15,68	-12,26 **	-12,63	-12,34
Jahr 1985							-0,56	1,12	-2,47 **
Jahr 1986							3,26 *	8,56	1,40
Jahr 1987							5,39 **	14,87	3,82 **
Jahr 1988							11,12 **	22,34 *	7,14 **
Jahr 1989							6,56 **	24,43	5,34 **
Jahr 1990							9,15 **	31,52	7,84 **
Jahr 1991							9,73 **	34,68	7,47 **
Jahr 1992							12,32 **	42,69	9,79 **
Jahr 1993							13,18 **	47,33	9,83 **

Die Niveauschätzungen in Modell 2 und 3 haben heteroskedastie-konsistente Standardfehler.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

Tabelle 6: Statistiken zu den Schätzungen aus der gepoolten Stichprobe

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
	Niveau	FE	RE	Niveau	FE	RE	Niveau	FE	RE
Breusch-Pagan-Teststatistik auf Heteroskedastie	3,89	30,90	17,70	94,43	34,53	31,62	139,42	38,51	50,77
p-Wert	0,42	0	0	0	0,59	0,72	0	0,78	0,29
korrigiertes R ²	0,3110	0,1035	0,1371	0,3592	0,1078	0,1365	0,3729	0,1111	0,1470
Hausman-Teststatistik		92,15			163,22			9,25	
p-Wert		0			0			0	
Standardabweichung der Branchenkoeffizienten				11,42	7,62	7,00	11,05	7,74	6,81
korrigierte Standardabweichung der Branchenkoeffizienten				10,83	3,67	1,47	10,42	3,89	
Wald-Statistik (Branchen)				1012,1	60,6	97,2	984,7	61,8	90,1
p-Wert				0	0	0	0	0	0
Wald-Statistik (Jahre)							227,7	34,5	121,8
p-Wert							0	0	0

Die ausgewiesenen Wald-Tests überprüfen die gemeinsame Signifikanz der in Klammern angegebenen Variablen. Der Hausman-Test überprüft die Nullhypothese, daß die Random-effects Methode hier angemessen ist.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

Tabelle 7: Korrelationen zwischen den Spezifikationen der Modelle

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
	Niveau	FE	RE	Niveau	FE	RE	Niveau	FE	RE
alle Koeffizienten									
Niveau	1	0,9982	0,9964	1	0,0329	0,1930	1	0,6098	0,6781
FE		1	0,9976		1	0,8853		1	0,8108
RE			1			1			1
Humankapital-Koeffizienten									
Niveau				1	0,6187	0,6049	1	0,9779	0,9960
FE					1	0,9940		1	0,9906
RE						1			1
Branchen-Koeffizienten									
Niveau				1	0,0023	0,2385	1	0,2621	0,4508
FE					1	0,8624		1	0,8493
RE						1			1
Jahresdummies									
Niveau							1	0,9294	0,9821
FE								1	0,9521
RE									1

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

Tabelle 8: Ergebnisse der Querschnittsschätzungen mit heteroskedastie-konsistenten Standardfehlern
(Modell 4)

Variable	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
C	1,69 **	1,50 **	1,51 **	1,54 **	1,59 **	1,74 **	1,68 **
DAU	6,21 **	7,20 **	6,81 **	7,44 **	7,27 **	6,62 **	6,84 **
EX	3,40 **	4,73 **	5,01 **	4,11 **	4,13 **	3,58 **	4,11 **
EXSQ	-0,06 **	-0,08 **	-0,09 **	-0,07 **	-0,06 **	-0,06 **	-0,07 **
TENU	0,34 **	0,78 **	0,45 **	0,35 *	0,19	0,45 **	0,49 **
1 Land-/Forstwirtschaft	-17,24 **	-13,48	-11,88	-28,57 *	27,60	-7,35	-23,26 *
2 Fischerei	-21,87 **	-30,81 **	-51,08 **	-31,96 **			
3 Energie/Wasser	13,26 **	-7,57	4,54	7,49	-1,53	9,10	2,64
4 Bergbau	16,51 *	0,77	4,92	18,83 **	5,68	-16,71	0,99
5 Chemie/Mineralöl	15,22 **	2,55	3,68	12,66 **	13,28	7,49	5,68
6 Kunststoff/Gummi/Asbest	13,37	-12,57 *	-9,65	-6,88	-11,36	3,77	-1,65
7 Steine/Erden/ Feinkeramik/Glas	-1,71	-8,29	-6,91	4,69	0,21	5,00	-4,24
9 Stahl-/Maschinen-/Fahr- zeugbau	7,32 **	-3,46	4,32	7,69 *	9,32	4,76	3,17
10 E-Technik/Optik/Musik Sport/Spiel	6,89	-9,28	0,09	3,04	8,16	4,83	-0,28
11 Holz/Papier/Druck	6,27	-7,15	20,87	0,35	1,37	-6,63	-9,35 *
12 Leder/Textilien	-9,72 **	-19,47 **	-7,23	3,60	-14,66 *	-11,61 *	-13,89 **
13 Nahrung/Genußmittel	-11,54 **	-14,26	-17,75 **	-13,53 *	-10,43	-11,42 *	-14,68 **
14 Bauhauptgewerbe	3,53	-17,22 **	-6,85	-6,48 *	-4,06	-2,67	-11,74 **
15 Ausbau-/Bauhilfsg.	-7,95 *	-15,48 *	-6,74	-0,86	-4,00	-8,62 *	-5,55
16 Großhandel	-10,36 **	-19,51 **	-15,10 **	-16,13 **	-17,38 **	-10,50 *	-15,28 **
17 Handelsvermittlung	-28,28 *	0,13	22,97 **	29,85 **	24,70 **	-39,79 **	-36,05 **
18 Einzelhandel	-9,05 *	-17,44 **	-13,95 *	-16,73 **	-13,83 **	-15,57 **	-6,23
19 Bundesbahn	-11,64 **	-25,20 **	-13,77 *	-16,99 **	-15,41 *	-15,48 **	-9,50
20 Bundespost	-5,30	-20,96 **	-22,22 *	-24,05 **	-13,64 *	-23,85 **	-24,40 **
21 Verkehr/Nachrichten	-1,75	-10,88	-13,96 *	-10,58 *	-3,50	-12,73 *	-17,30 **
22 Kredit/Finanzierung	3,57	-0,27	8,43	7,74	-3,29	4,47	-0,47
23 Versicherung	2,04	-8,05	-1,11	6,69	10,35	8,38	10,58 *
24 Gaststätten/Beherbergung	-24,46	-17,09	-3,12	-30,94 *	-28,99 **	-25,90 **	-35,21 **
25 Persönl. Dienstleistungen	-7,43	-2,41	23,44 **	-24,97 **	2,93	-3,35	-10,45 **
26 Gebäudereinigung/ Abfallbeseitigung	23,75 *	-18,87 *	-17,21 *	-20,39	-8,24	8,50 *	6,19
27 Bildung/Forschung Kultur/Sport/Verlag	1,32	-23,76 **	-18,64 **	-17,63 **	-9,01	-10,66 *	-12,55 **
28 Gesundheitswesen	-10,41	3,08	24,77	-16,52 *	-17,20 *	-13,29 *	-15,96 **
29 Rechts-/Steuer-/ Wirtschaftsberatung	19,17	-1,18	27,99	20,11	6,67	-6,93	-4,56
30 Sonstige Dienstl.	-7,54 **	-18,08 **	-21,35 **	-14,65 *	-35,91 *	-23,16 **	-6,72 *
31 Organisationen o.E.	-9,06	-22,32 **	-22,00 **	-18,96 **	-21,73 **	-9,45	-15,06 **
32 Private Haushalte	-10,05 **	-16,57 **	-12,37 **	-6,16 **	-6,99 *		
33 Gebietskörperschaften	-9,66 **	-16,30 **	-18,77 **	-14,63 **	-14,94 **	-15,97 **	-14,24 **
34 Sozialversicherung	1,14	-13,71 *	-8,16	6,99	-5,02	-7,30	-2,95
35 Sonstige Branche	-13,78 **	-21,46 **	-1,52	-10,65 **	-15,13 **		

Fortsetzung zu Tabelle 8

Variable	1991	1992	1993		Wald-Statistik	p-Wert
C	1,68 **	1,76 **	1,92 **		17,73	0,06
DAU	6,74 **	7,19 **	6,91 **		7,54	0,67
EX	4,25 **	3,20 **	2,35 **		16,61	0,08
EXSQ	-0,07 **	-0,05 **	-0,04 **		14,97	0,13
TENU	0,29 *	0,42 **	0,36 **		9,48	0,49
1 Land-/Forstwirtschaft	-26,86 *	-19,72	-15,72 *		6,33	0,79
2 Fischerei					110,78	0
3 Energie/Wasser	4,10	5,98	1,92		13,11	0,22
4 Bergbau	15,65 **	-7,99	4,00		16,46	0,09
5 Chemie/Mineralöl	4,73	-0,53	5,01		10,62	0,39
6 Kunststoff/Gummi/Asbest	7,57	0,15	3,86		10,11	0,43
7 Steine/Erden/ Feinkeramik/Glas	-4,02	0,15	-8,17		3,94	0,95
9 Stahl-/Maschinen-/Fahr- zeugbau	5,85	0,79	3,10		6,98	0,73
10 E-Technik/Optik/Musik Sport/Spiel	7,05	5,24	7,77		11,24	0,34
11 Holz/Papier/Druck	-3,79	-10,20 *	-4,34		11,94	0,29
12 Leder/Textilien	-9,38	-6,05	-11,48		4,53	0,92
13 Nahrung/Genußmittel	-14,21 **	-15,79 **	-15,24 **		2,10	1,00
14 Bauhauptgewerbe	-10,79 *	3,23	-3,97		23,51	0,01
15 Ausbau-/Bauhilfsg.	-14,90 *	-10,53	-10,60 *		5,06	0,89
16 Großhandel	-14,26 **	-13,83 **	-12,91 **		3,14	0,98
17 Handelsvermittlung	**		-34,19 **		559,08	0,00
18 Einzelhandel	-15,51 **	-13,97 **	-5,35		5,20	0,88
19 Bundesbahn	-17,01 **	-19,15 **	-17,12 **		7,84	0,64
20 Bundespost	-20,75	-28,68 **	-28,09 **		20,09	0,03
21 Verkehr/Nachrichten	-7,24	-8,17	-16,66 *		6,95	0,73
22 Kredit/Finanzierung	1,76	0,26	0,62		3,31	0,97
23 Versicherung	4,56	-0,16	21,77 **		8,11	0,62
24 Gaststätten/Beherbergung	-25,14	-22,79	-40,76 **		13,19	0,21
25 Persönl. Dienstleistungen					117,07	0
26 Gebäudereinigung/ Abfallbeseitigung					23,85	0
27 Bildung/Forschung Kultur/Sport/Verlag	-11,77 *	-8,88	-14,89 **		16,46	0,09
28 Gesundheitswesen	-17,12 **	-10,02 *	-13,35 **		9,07	0,53
29 Rechts-/Steuer-/ Wirtschaftsberatung	-6,56	-9,64	-16,64 *		18,59	0,05
30 Sonstige Dienstl.					27,58	0
31 Organisationen o.E.	-7,38	-5,30	-17,56 **		14,04	0,17
32 Private Haushalte			-32,54 **		85,89	0
33 Gebietskörperschaften	-12,42 **	-12,93 **	-8,99 **		7,19	0,71
34 Sozialversicherung	-8,34	2,27	2,62		7,04	0,72
35 Sonstige Branche					13,93	0,02

Der ausgewiesene Wald-Test überprüft die Nullhypothese, daß die Koeffizienten über den Beobachtungszeitraum keine Veränderung erfahren.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

Tabelle 9: Statistiken zu den Querschnittsschätzungen (Modell 4)

	1984	1985	1986	1987	1988
Zahl der Beobachtungen	1643	967	945	949	783
RG	0,3153	0,3079	0,2949	0,3647	0,2951
RG - RH	0,0363	0,0283	0,0645	0,0665	0,0384
Breusch-Pagan-Teststatistik auf Heteroskedastie	62,03	28,57	67,74	45,83	26,18
p-Wert	0,01	0,87	0,00	0,18	0,91
Wald-Teststatistik	1010,40	3,9E+15	10869,08	1238,07	565,14
p-Wert	0	0	0	0	0

Fortsetzung zu Tabelle 8:

	1989	1990	1991	1992	1993
Zahl der Beobachtungen	961	970	863	800	800
RG	0,3618	0,4069	0,4249	0,4591	0,4340
RG - RH	0,0460	0,0455	0,0597	0,0384	0,0688
Breusch-Pagan-Teststatistik auf Heteroskedastie	23,34	28,17	48,52	46,16	69,98
p-Wert	0,93	0,79	0,02	0,04	0
Wald-Teststatistik	1440,58	519,19	182,76	123,54	818,50
p-Wert	0	0	0	0	0

RG stellt das korrigierte Bestimmtheitsmaß einer Regression auf die Humankapitalvariablen und die Branchendummies dar. Der ausgewiesene Wald-Test überprüft die Hypothese, daß die Koeffizienten der Branchendummies gemeinsam keinen Einfluß auf die Lohnhöhe haben.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

Tabelle 10: Korrelationen der Branchenkoeffizienten (Modell 4)

	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
1984	1	0,59	0,50	0,82	0,51	0,61	0,76	0,84	0,64	0,65
1985		1	0,81	0,66	0,54	0,47	0,53	0,58	0,43	0,48
1986			1	0,58	0,34	0,32	0,36	0,36	0,30	0,27
1987				1	0,51	0,61	0,82	0,80	0,69	0,69
1988					1	0,59	0,52	0,41	0,35	0,55
1989						1	0,78	0,68	0,84	0,77
1990							1	0,83	0,75	0,91
1991								1	0,76	0,76
1992									1	0,78
1993										1

Die ausgewiesenen Werte beziehen sich nur auf die 27 Branchen, für die es in allen Querschnitten Beobachtungen gibt.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Datenbasis des SOEP.

Literaturverzeichnis

- **Baltagi, B.H.** (1985). Pooling Cross-Sections with Unequal Time-Series Lengths. *Economic Letters*, 18:133-136.
- **Bellmann, L. u. J. Möller** (1994). Institutional Influences on Interindustry Wage Differentials. Tinbergen Institute, Amsterdam, vorgestellt auf dem Workshop: Corporatism and Wage Setting.
- **Burda, M.** (1991). Some New Insights on the Interindustry Wage Structure from the German Socio Economic Panel. INSEAD R & D Working Paper, Nr.91/63/EP, Fontainebleau.
- **DeNew, J.P. u. C.M. Schmidt** (1994). The Industrial Structure of German Earnings 1980-1990. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 78:141-159.
- **Fels, J. u. E. Gundlach** (1990). Interindustrielle Lohnunterschiede und Effizienzlohntheorie: Befunde, Hypothesen und wirtschaftspolitische Relevanz. *Die Weltwirtschaft*, 2:43-57.
- **Gahlen, B. u. G. Licht** (1990). The Efficiency Wage Theories and Inter-Industry Wage Differentials. An Empirical Investigation for the Manufacturing Sector of the Federal Republic of Germany. In H. König, (Hrsg.), *Economics of Wage Determination*, S. 129-149. Springer, Berlin.
- **Gibbons, R. u. L. Katz** (1992). Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials? *Review of Economic Studies*, 59:515-535.
- **Griliches, Z.** (1977). Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. *Econometrica*, 45:1-22.
- **Haiken-DeNew, J.P. u. C.M. Schmidt** (1995). Inter-Industry and Inter-Region Differentials: Mechanics and Interpretation. *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- **Halvorsen, R. u. R. Palmquist** (1980). The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. *American Economic Review*, 70:474-475.
- **Hanefeld, U.** (1987). Das Sozio-ökonomische Panel. Grundlagen und Konzeption. Campus, Frankfurt/Main.
- **Hausman, J.A. u. W.E. Taylor** (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49:1377-1398.
- **Helberger, C.** (1988). Eine Überprüfung der Linearitätsannahme in der Humankapitaltheorie. In H. Albach et al., (Hrsg.), *Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt*, S.151-170. Duncker und Humblot, Berlin.

- **Helwege, J.** (1992). Sectoral Shifts and Interindustry Wage Differentials. *Journal of Labour Economics*, 10:55-84.
- **Holmlund, B. u. J. Zetterberg** (1991). Insider Effects in Wage Determination. *European Economic Review*, 35:1009-1034.
- **Hsiao, C.** (1993). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- **Hübler O. u. K. Gerlach** (1990). Sectoral Wage Patterns, Individual Earnings and the Efficiency Wage Hypothesis. In H. König, (Hrsg.), *Economics of Wage Determination*, S. 105-124. Springer, Berlin.
- **IW** (1994). *Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland*. Deutscher Institutsverlag, Köln.
- **Judge, G.G., R.C. Hill, W.E. Griffith, H. Lütkepohl u. T. Lee** (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. John Wiley & Sons, New York, 2. Auflage.
- **Krueger, A.B. u. L.H. Summers** (1987). Reflections on the Inter- Industry Wage Structure. In K. Lang u. J.S. Leonard, (Hrsg.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, S. 17-47. Basil Blackwell, Oxford.
- **Krueger, A.B. u. L.H. Summers** (1988). Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure. *Econometrica*, 56:259-293.
- **Löwenbein, O. u. U. Rendtel** (1991). Selektivität und Panelanalyse. In U. Rendtel u. G. Wagner, (Hrsg.), *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*, S. 156-187. Campus, Frankfurt/Main.
- **Mincer, J.** (1993). *Studies in Human Capital. Collected Essays of Jacob Mincer. Volume 1*. Edward Elgar, Cambridge.
- **Murphy, K.M. u. R.H. Topel** (1987). Unemployment, Risk and Earnings: Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market. In K. Lang u. J.S. Leonard, (Hrsg.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, S. 103-140. Basil Blackwell, Oxford.
- **Schmidt, C.M. u. K.F. Zimmermann** (1991). Work Characteristics, Firm Size and Wages. *The Review of Economics and Statistics*, 73:705-710.
- **Schmidt, E.M.** (1992). Intersektorale Lohndifferentiale. Eine mikroökonomische Untersuchung mit Paneldaten für die Bundesrepublik Deutschland. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 112:201-218.

- **Schupp, J. u. G. Wagner** (1990). Die DDR-Stichprobe des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) - Konzept und Durchführung der "Basiserhebung 1990" in der DDR. DIW-Diskussionspapiere, Nr.15, Berlin.
- **Statistisches Bundesamt** (1989). Statistisches Jahrbuch 1989 für die Bundesrepublik Deutschland. Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- **Wagner, J.** (1990). An international comparison of Sector Wage Differentials. Economics Letters, 34:93-97.
- **Wagner, G.** (1991). Die Erhebung von Einkommensdaten im Sozio-ökonomischen Panel (SOEP). In U. Rendtel u. G. Wagner, (Hrsg.), Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984, S. 26-33. Campus, Frankfurt/Main.
- **White, H.** (1980). A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. Econometrica, 48:817-838.