

**EINE UNTERSUCHUNG ÜBER
DIE URSACHEN DER SEKTORALEN
LOHNUNTERSCHIEDE IN ÖSTERREICH**

Helmut HOFER

Forschungsbericht/
Research Memorandum No. 311

November 1992

Ich danke allen Teilnehmern des Jahresarbeitenseminars am Institut für Höhere Studien und im besonderen Karl Pichelmann, Angela Köppl und Christian Ragacs für zahlreiche konstruktive Hinweise; für allfällige Fehler bin ich alleine verantwortlich. Bei Professor P.J. Rousseuw bedanke ich mich herzlich für die Zurverfügungstellung des Programms PROGRESS.

Die in diesem Forschungsbericht getroffenen Aussagen liegen im Verantwortungsbereich des Autors/der Autorin (der Autoren/Autorinnen) und sollen daher nicht als Aussagen des Instituts für Höhere Studien wiedergegeben werden. Nachdruck nur auszugsweise und mit genauer Quellenangabe gestattet.

All contributions are to be regarded as preliminary and should not be quoted without consent of the respective author(s). All contributions are personal and any opinions expressed should never be regarded as opinion of the Institute for Advanced Studies.

This series contains investigations by the members of the Institute's staff, visiting professors, and others working in collaboration with our departments.

Zusammenfassung:

In Österreich sind die Lohnunterschiede zwischen den einzelnen Wirtschaftsbereichen im internationalen Vergleich hoch. In dieser Arbeit wird gezeigt, daß auch nach Berücksichtigung von Humankapitalunterschieden, arbeitsplatzspezifischen Charakteristiken und regionalen Einflußgrößen signifikante Branchenlohnunterschiede für männliche Arbeitnehmer bestehen. Auffallend ist die starke Ähnlichkeit mit der bundesdeutschen Lohnstruktur. Die Lohnstruktur kann nicht durch kompensierende Lohndifferenziale oder kurzfristige Nachfrageverschiebungen erklärt werden. Auch Effizienzlohnargumente sind nur teilweise überzeugend. Um die beobachtete Lohnstruktur zufriedenstellend zu erklären, ist weitere Forschungstätigkeit notwendig.

Summary:

Wage dispersion in Austria is high by international standards. This paper shows that substantial inter-industry wage differentials remain after controlling for human capital, job characteristics and regional effects. The similarity of the Austrian and the German wage structure is remarkable. The Austrian wage structure cannot be explained by the hypothesis of compensating differentials or by transitory demand shifts. Efficiency wage arguments are not fully convincing either. More empirical work is needed to uncover the rationale for the observed wage structure.

Contents

1	Einleitung	3
2	Literaturüberblick	6
3	Die Schätzung der Sektorlohndifferentiale	9
4	Ökonometrische Analysen theoretischer Erklärungsansätze	14
4.1	Branchenlohnunterschiede und Verschiebungen in der Arbeitskräftenachfrage	15
4.2	Kompensierende Lohndifferentiale für ungünstige Arbeitsbedingungen	16
4.3	Kompensierende Lohndifferentiale für erhöhte Lernanstrengungen	17
4.4	Kompensierende Lohndifferentiale für unterschiedliche Arbeitslosigkeitsrisiken	18
4.5	Effizienzlohntheorie und Lohnstruktur	19
4.6	Sektorlohndifferentiale und Rent-Sharing	21
5	Schlußfolgerungen	27
6	Literatur	29
7	Appendix	32

1 Einleitung

In den letzten Jahren wurde der sektoralen Lohnstruktur verstärkte Aufmerksamkeit geschenkt. Eine Reihe von Arbeiten verweist auf das Bestehen von beträchtlichen Branchenlohnunterschieden (vgl. z. B. Krueger/Summers [1988] für die USA und Wagner [1991] für Deutschland). Diese sind zeitlich persistent und weisen in den Industrieländern ähnliche Strukturen auf (Krueger/Summers [1987]).¹ Auch nach Kontrolle um alle für den Forscher beobachtbaren Charakteristika bestehen weiterhin signifikante Lohnunterschiede zwischen verschiedenen Branchen. Bemerkenswert ist die hohe Korrelation der Durchschnittslöhne der unterschiedlichen Berufsgruppen innerhalb einer Branche (Katz/Summers [1989]).

Aus der traditionellen ("Lehrbuch") kompetitiven Arbeitsmarkttheorie folgt, daß im Gleichgewicht alle Arbeitnehmer genau den Lohnsatz erhalten, der ihren Opportunitätskosten entspricht, bzw. alle Einheiten identischer Arbeitsqualität den selben Preis erzielen. Alle Einflüsse die nicht direkt den Nutzen des Arbeitnehmers betreffen, haben keinen Einfluß auf die Entlohnung. "Equally productive workers receive compensation packages that provide equal levels of utility. Wages would depend only on workers' abilities and not on characteristics of their employers that do not influence other nonpecuniary benefits of employment." (Krueger and Summers [1988:259-60]).

Betriebsgröße, Gewinnsituation, Monopolmacht am Absatzmarkt, Kapitalintensität, gewerkschaftlicher Organisationsgrad und die regionale Verteilung der Unternehmen sind Faktoren, die mit der Höhe der Entlohnung zusammenhängen (vgl. Thaler [1989]). Mehrere Autoren gehen davon aus, daß das traditionelle (neoklassische) Wettbewerbsmodell des Arbeitsmarkts diese Phänomene nicht erklären kann und werten persistente Lohndifferentiale von gleich qualifizierten Arbeitnehmern als "Anomalie" (Thaler [1989]).

Eine erste Erklärung für die Lohndifferentiale zwischen den einzelnen Wirtschaftsbereichen liegt in den unterschiedlichen Anforderungsprofilen der einzelnen Branchen. Die Humankapitaltheorie betont die Bedeutung der Ausbildung (Schule, Training on the Job) für die Entlohnung. Eine weitere Ursache für Lohndifferentiale können kurzfristige Verschiebungen der Arbeitskräftenachfrage darstellen.

¹vgl. aber Wagner [1990]

In der neueren Literatur werden insbesondere zwei weitere Erklärungen diskutiert, die vollkommen konsistent mit dem Modell des Wettbewerbsarbeitsmarktes sind. Erstens, hohe Löhne entschädigen für nicht monetäre Arbeitsplatz-eigenschaften, z. B. können Differentiale ungünstige Arbeitsbedingungen, erhöhtes Unfall- oder Arbeitslosigkeitsrisiko kompensieren. Zweitens können Lohndifferentiale dadurch erklärt werden, daß Arbeitsökonomien die Fähigkeiten eines Arbeitnehmers aufgrund zu wenig ausführlicher Statistiken nicht exakt messen können.

Im Gegensatz zur kompetitiven Theorie offeriert die Effizienzlohntheorie Erklärungen für die Bezahlung von Löhnen über dem Wettbewerbslohnsatz (vgl. Yellen [1984], Katz [1986]). Zumindest vier Motive für die Bezahlung von Effizienzlöhnen werden in der Literatur diskutiert. Unternehmen bieten höhere Löhne, um Shirking zu verhindern, um Fluktuationskosten zu senken, um Bewerber mit überdurchschnittlichen Fähigkeiten anzuziehen, bzw. um aufgrund von Loyalitätseffekten die Produktivität zu steigern.

Zahlreiche Studien testen die Effizienzlohntheorie mittels Untersuchung des Effekts der Branchenzugehörigkeit auf die Entlohnung². Krueger/Summers [1988] und Katz [1986] präsentieren amerikanische Evidenz, die für die Effizienzlohntheorie spricht. Wagner [1991] und Hübler/Gerlach [1990] untersuchen die Bedeutung der Theorie für die deutsche Lohnstruktur. Alle der oben genannten Untersuchungen finden persistente Lohndifferentiale, die mit Effizienzlohnüberlegungen konsistent sind. Die Theorie kann jedoch nicht alle beobachteten Phänomene des Arbeitsmarkts zufriedenstellend erklären. Die Hypothese der kompensierenden Lohndifferentiale wird von der empirischen Evidenz nicht gestützt (Krueger/Summers [1988], Hübler/Gerlach [1990]). Hinsichtlich der Erklärung mittels unbeobachtbarer Qualitätsunterschiede sind die Resultate keineswegs eindeutig. Sowohl Arbeiten die für (Murphy and Topel [1987]) bzw. gegen (Krueger and Summers [1988], Schmidt [1992]) diese Erklärung sprechen, wurden veröffentlicht. Gegen die Wettbewerbsmodelle spricht, daß sie die Korrelation von Faktoren wie Marktmacht bzw. Quit-Rate mit der Entlohnung nicht erklären können.

Österreich zog aufgrund seiner guten wirtschaftlichen Performance nach dem ersten Erdölschock 1973 das Interesse mehrerer Sozialwissenschaftler auf sich (vgl. z. B. Calmfors/Driffil [1989], kritisch aber Rowthorn [1989]). Als Ziele der Lohnpolitik im letzten Jahrzehnt wurden die Erhaltung der Vollbeschäf-

²vgl. Hofer [1992] für einen Überblick

tigung, Preisstabilität und Sicherung der internationalen Wettbewerbsfähigkeit angesehen (Guger [1990]). Preise und Löhne reagieren in Österreich sehr schnell auf Änderungen der makroökonomischen Situation, folglich sind die Kosten der Stabilisierungspolitik relativ gering. Jedoch zeigen sich beträchtliche Lohnunterschiede zwischen den einzelnen Arbeitnehmern und den Branchen (vgl. Mesch [1990]). Die Lohnunterschiede weiten sich seit 1983 wiederum aus und überschritten 1989 den Höchstwert des Jahres 1975/76 (Pollan [1990]).

In diesem Artikel werden Branchenlohndifferentiale von homogenen männlichen Arbeitnehmern untersucht. In einem ersten Schritt werden anhand zweier umfangreicher Stichproben mit Individualdaten Lohnfunktionen für die Jahre 1983 und 1987 geschätzt. Aus diesen Regressionen werden die Branchenlohndifferentiale ermittelt. Diese messen den prozentualen Lohnabstand zwischen Arbeitnehmern in verschiedenen Branchen nach Kontrolle von Qualifikation, Arbeitszeit, Arbeitsbedingungen und Region. In einem zweiten Schritt wird die Bedeutung mehrerer theoretischer Ansätze zur Erklärung der festgestellten Lohnstruktur empirisch überprüft (vgl. zur Methodik Wagner [1991]).

Die vorliegende Untersuchung gliedert sich in fünf Hauptteile. Abschnitt zwei stellt einen Literaturüberblick zur österreichischen Lohnstruktur dar. Kapitel drei erläutert die Schätzung der Sektorlohndifferentiale und diskutiert die Ergebnisse. Im vierten Abschnitt werden theoretische Erklärungsansätze ökonomisch überprüft. Insbesondere kompetitive, Effizienzlohn- und Rent-Sharing-Argumente werden behandelt. Abschnitt fünf faßt die wesentlichen Resultate zusammen.

2 Literaturüberblick

Die Lohndifferentiale der österreichischen Industrie sind im internationalen Vergleich bemerkenswert hoch. Die Stundenverdienste streuen zwischen den einzelnen Branchen stärker als in den übrigen industrialisierten Ländern Europas. Lediglich Großbritannien und Finnland weisen ähnlich hohe Werte auf (Guger [1990]). Berücksichtigt man zusätzlich die privaten Dienstleistungen liegt der Variationskoeffizient mit 27 % näher dem Wert von Nordamerika (30 %) als jenem in Mitteleuropa (20 %).

Betrachtet man die zeitliche Entwicklung der Lohndifferentiale zeigt sich eine deutliche Zunahme in den 80er Jahren. Gemessen am Variationskoeffizient stieg die Streuung der monatlichen Bruttoverdienste von 14.6 % im Jahre 1961 auf 25 % (Guger [1990]). Die Branchenlohnstruktur weist jedoch eine hohe intertemporale Stabilität auf. Der Korrelations- bzw. Rangkorrelationskoeffizient³ zwischen den Lohndifferentialen⁴ 1961 und 1989 beträgt 0.84 (0.81), bzw. 0.99 (0.95) zwischen 1981 und 1989.

Pollan [1990] diskutiert die Ursachen der Ausweitung der Lohndifferentiale innerhalb des letzten Jahrzehnts. Insbesondere unterscheidet er die Fluktuationshypothese, die in etwa der Turnover-Variante der Effizienzlohntheorie (vgl. Salop [1979]) entspricht, bzw. die institutionelle Hypothese, die sich auf die Rolle der Gewerkschaften im Lohnbildungsprozeß gründet.

Folgt man dem ersten Ansatz, lassen sich zwei Gruppen von Unternehmen bzw. Branchen unterscheiden, einerseits Firmen, die viel in die firmenspezifische Ausbildung investieren andererseits Wirtschaftszweige, die Arbeitnehmer ohne hohe Anlern- bzw. Ausbildungskosten in den Produktionsprozeß integrieren können. Bei ersteren werden sich kurzfristige Änderungen am Güter- bzw. Arbeitsmarkt kaum auf den Lohn auswirken, während sich in den anderen Branchen Wettbewerbslöhne herausbilden, die auf Änderungen rasch reagieren. Eine Steigerung der Arbeitslosenquote erhöht daher die Lohnunterschiede, während bei einer Verstärkung der Anspannung am Arbeitsmarkt mit einem Sinken der Unterschiede zu rechnen ist.

Die zweite Hypothese berücksichtigt die institutionellen Gegebenheiten des Arbeitsmarkts. In Österreich ist das System der Lohnfestsetzung stark zentral-

³Verwendet wird der Produktmomentkorrelationskoeffizient von Pearson und der Spearman Rangkorrelationskoeffizient.

⁴Brutto-Monatsverdienste je Beschäftigten in der Industrie, Quelle: Guger [1990]

isiert. Die Fachgewerkschaften und die Unternehmerorganisationen verhandeln periodisch über den Tariflohn, der von keinem Unternehmen unterschritten werden darf. Der Effektivverdienst eines Arbeitnehmers ergibt sich aus dem Tariflohn plus einem firmenspezifischen Zuschlag⁵. Der hohe Einbindungsgrad der Fachgewerkschaften im ÖGB erlaubt prinzipiell eine solidarische Lohnpolitik. Tatsächlich wiesen die tariflichen Mindestlöhne einzelner Branchen ähnliche Erhöhungssätze auf, die Effektivverdienste entwickelten sich aber auseinander (Pollan [1990]). Es gibt Hinweise darauf, daß nicht-kompetitive Elemente in Österreich lediglich auf Firmen bzw. Betriebsratsebene zur Geltung kommen. Institutionelle Faktoren, wie Eigentums- und Marktformen gewinnen immer mehr an Bedeutung. Insbesondere wird auch die Arbeitszeitverkürzung nicht mehr durch Generalkollektivvertrag eingeführt, sondern deren Durchsetzung bleibt der Verhandlungsmacht der einzelnen Arbeitnehmergruppen überlassen (Pollan [1990]).

Pollan führt die zyklischen Schwankungen der Lohndifferentiale insbesondere auf unterschiedliche Anspannungen des Arbeitsmarkts zurück. Als zweite wesentliche Determinante läßt sich der Anteil der ausländischen Arbeitskräfte identifizieren. "Während der Verlauf der Lohnunterschiede von den sechziger Jahren bis Anfang der achtziger Jahre sowohl mit der einen als auch mit der anderen Hypothese vereinbar ist, ist der scharfe Anstieg der Lohnunterschiede in der Industrie nur zum Teil mit der Fluktuationshypothese zu erklären. Er weist eher auf das verstärkte Wirken von institutionellen Faktoren hin." (Pollan [1990:622]).

Die bisher diskutierten österreichischen Untersuchungen haben den methodischen Nachteil, daß es aufgrund der Verwendung von aggregierten Branchendaten nicht möglich ist, individuelle Charakteristika der Arbeitnehmer zu berücksichtigen. In der neueren Arbeitsmarktliteratur steht aber die Frage im Mittelpunkt, ob auch für homogene Arbeitnehmer Lohnunterschiede zwischen den Branchen feststellbar sind. Die beiden folgenden Arbeiten verwenden Individualdatensätze und unterliegen daher nicht der oben geäußerten Kritik.

Winter-Ebmer [1992] untersucht die Bedeutung von Humankapital für die Entlohnung im Rahmen der modernen Wachstumstheorie. Die Schätzung von Mincer-Typ-Einkommensfunktionen zeigt einen signifikanten Einfluß der Branchenzugehörigkeit auf die Entlohnung. Chemie, Druckerei und Energie

⁵Deutsch [1991] bietet einen Überblick über die Entwicklung von Tariflohn, Effektivverdienst und Beschäftigung der Industrie für den Zeitraum von 1964 bis 1984.

werden als Branchen mit überdurchschnittlicher Entlohnung identifiziert. Am unteren Ende der Lohnhierarchie befinden sich die Branchen Landwirtschaft, Nahrungs- und Genußmittel und Reinigung. Die geschätzte bereinigte Standardabweichung der Lohndifferentiale⁶ beträgt 5.5%. Dieser Wert ist höher als in den Skandinavischen Staaten, liegt unter dem deutschen Wert und deutlich unterhalb von US-Werten (Winter-Ebmer [1992]).

Barth/Zweimüller [1992] führen die interindustriellen Lohndifferentiale hauptsächlich auf unterschiedliche Arbeitsqualitäten und sonstige individuelle Charakteristika zurück. Insbesondere unterschiedliche Renditen des Humankapitals (steilere Alters-Einkommens-Profile) und geschlechtsspezifische Diskriminierung verursachen hohe Lohn disparitäten. "Overall wage dispersion is comparably high, as in industry wage dispersion, as long as we do not control for individual characteristics. However, the picture vanishes once we control for labor quality and other individual characteristics: The industry wage variation for employees with identical characteristics is very small in Austria." (Barth/Zweimüller [1992:25]).

Analysiert man die Untersuchungen in ihrer Gesamtheit, zeigen sich große Lohnunterschiede innerhalb der österreichischen Wirtschaft. Es zeigt sich aber deutlich, daß Merkmale wie Geschlecht und Qualifikation starken Einfluß auf die Entlohnung ausüben. Aus diesem Grund ist die Verwendung von Individualdaten bei der Analyse von Branchenlohnunterschieden empfehlenswert.

⁶vgl. Krueger/Summers [1988] für die Berechnung

3 Die Schätzung der Sektorlohndifferentiale

Zur Schätzung der Branchenlohndifferentiale wird in der vorliegenden Arbeit die Standardmethode (vgl. Thaler [1989]) angewandt. Einkommensfunktionen vom Mincer-Typ werden geschätzt und es wird überprüft, ob die Dummyvariablen, die den von der jeweiligen Branche ausgehenden Einfluß auf den Lohn messen, gemeinsam statistisch signifikant sind. Als Einkommensvariable wird die auf 40 Wochenstunden standardisierte Monatsentlohnung nach Steuern verwendet.

Die Datenbasis für die Untersuchung bilden die Mikrozensen vom Juni 1983 und September 1987. Um Informationen über die Arbeitsbedingungen berücksichtigen zu können, wurde der Mikrozensus Juni 1983 mit dem Mikrozensus Dezember 1983 gepoolt. Beim Mikrozensus handelt es sich um eine vierteljährlich mittels Interviews durchgeführte Stichprobenerhebung, die für Österreich repräsentativ ist. Die Einkommensfrage wird alle zwei Jahre im Sonderprogramm erhoben. Von den Personen, die zum Sonderprogramm antworteten, verweigerten 21 % (1983) bzw. 15.8 % (1987) die Beantwortung der Einkommensfrage.

Aus dem Datensample wurden alle männlichen österreichischen Arbeiter und Angestellten mit bekannter Branchenzugehörigkeit ausgewählt.⁷ Personen, die ein standardisiertes Nettoeinkommen von unter 4500 bzw. über 100000 Schilling angaben, wurden als Ausreisser betrachtet und aus der Stichprobe eliminiert. Nach Selektion aller Fälle mit fehlenden Angaben zu den hier benötigten Variablen verblieben 4012 (1983) bzw. 6866 (1987) Beobachtungen.

Zur Ermittlung der Sektoren wurde die gesamte Wirtschaft in 22 Branchen unterteilt, wobei diese Unterteilung an die zusammengefaßten Wirtschaftsklassen der Betriebssystematik 1968 angelehnt ist.

In der vorliegenden Arbeit werden mehrere OLS Regressionen geschätzt. Das (logarithmierte) monatliche Nettoeinkommen des Individuums i (w_i) wird durch l Kontrollvariablen (X_{ij}), die die Humankapitalausstattung, unterschiedliche Arbeitsbedingungen und regionale Einflüsse abbilden und 21 Industriedummies (Z_{ij}) erklärt.

⁷Unberücksichtigt blieben bei dieser Analyse alle Frauen. Der Grund liegt in den Besonderheiten der Bestimmung des Arbeitseinkommens der weiblichen Beschäftigten. Weiters wurden Arbeitslose, Selbständige, mithelfende Familienangehörige und Beamte nicht berücksichtigt.

Tabelle 1: Lohngleichungen 1983 und 1987

	1983		1987	
Anzahl der Beobachtungen	4012	4012	6866	6866
Branchendummies	21	21	21	21
sig. $\alpha = 0.05$	10	7	12	12
Kontrollvariablen	keine	21	keine	21
R^{2kor}	0.045	0.467	0.069	0.378
F-Wert		7.17		12.14
1 % kritischer Wert		1.84		1.84

$$\log w_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^l \alpha_j X_{ij} + \sum_{j=1}^{21} \beta_j Z_{ij} + \epsilon_i$$

Die Kontrollvariablen haben im allgemeinen das erwartete Vorzeichen und sind signifikant.⁸ Da die Untersuchung der Lohndifferentiale im Vordergrund dieser Arbeit steht, werden diese Variablen nicht genauer diskutiert.

Die Industriedummies üben einen bedeutenden Einfluß auf die relativen Löhne aus. 7 bzw. 12 sind bei einem α von 5 % statistisch von Null verschieden. F-Tests zeigen, daß die Hypothese, daß von den Branchen kein Einfluß auf die Entlohnung ausgeht, auf jedem konventionellen Signifikanzniveau verworfen wird (vgl. Tabelle 1).

Als zusätzliche Methode zur Bestimmung der Bedeutung der Branchenzugehörigkeit, wird die Kovarianzanalyse verwendet (vgl. Dickens and Katz [1987]). Falls Kontrollvariablen und Industriedummies orthogonal zueinander sind, ist es möglich, den exakten Beitrag jeder Variablengruppe an der erklärten Gesamtvarianz der Löhne zu ermitteln. Da aber Multikollinearität vorliegt, kann man lediglich Ober- und Untergrenzen für den Einfluß der Branchenzugehörigkeit angeben. Die Obergrenze ermittelt sich aus einer Regression der Löhne auf die Industriedummies. Das (korrigierte) R^2 beträgt 5.4 bzw. 7.1 Prozentpunkte. Rechnet man den gesamten Einfluß, der gemeinsam von Kontrollvariablen und Industriedummies ausgeht, den Kontrollvariablen zu, ergibt sich die Untergrenze von 1.7 bzw. 2.1 Prozentpunkte.⁹

⁸Die genauen Ergebnisse der Regressionen sind in Tabelle A4 im Anhang dargestellt.

⁹Wagner [1991] ermittelt für die BRD Ober- und Untergrenzen von 3.4 bzw. 0.9 %.

Aus Tabelle 2 kann man die standardisierten Lohndifferentiale ersehen. Der Koeffizient zeigt die c. p. von der Tätigkeit in einem speziellen Wirtschaftszweig ausgehende prozentuelle Auswirkung auf das Arbeitseinkommen, bezogen auf die Beschäftigung im Referenzsektor Bauwesen¹⁰. Der Koeffizient für die Landwirtschaft 1983 impliziert, daß ein Arbeitnehmer in diesem Sektor bei gleicher beobachtbarer Qualifikation im Durchschnitt um ca. 15 % weniger verdient als im Referenzsektor Bauwesen. Die Lohndifferentiale werden nach folgender Formel berechnet¹¹:

$$WD_i = 100 * (\exp^{\beta_i} - 1),$$

wobei β_i den geschätzte Koeffizient der Industriedummy der Industrie i darstellt.

Man erkennt deutliche Unterschiede in der Entlohnung zwischen den einzelnen Branchen. Am oberen Ende der Lohnhierarchie stehen die Wirtschaftsbereiche Druckerei, Geld- und Kreditwesen und Realitäten. Branchen mit unterdurchschnittlicher Entlohnung stellen die Land- und Forstwirtschaft, Bekleidung, Holz, Gesundheitswesen, Unterricht und Gebietskörperschaften dar. Vergleicht man die Ergebnisse für 1983 und 1987 miteinander, zeigt sich eine ähnliche Struktur. Branchen mit einem hohen positiven Lohndifferential 1983 (z. B. Druckerei, Energie und Bankwesen) weisen 1987 ebenfalls ein positives Differential auf. Für Niedriglohnbranchen gilt der umgekehrte Schluß (Landwirtschaft, Bekleidung, Holz, Unterricht und Gebietskörperschaften). Die Korrelation (Rangkorrelation) der Lohnstruktur 1983 mit 1987 beträgt 0.82 (0.75). Die Standardabweichung der Lohneffekte beträgt 6.82 (1983) bzw. 6.28 (1987) und ist damit in etwa konstant geblieben.¹²

Die Öffnung Osteuropas, die Vollendung des EG-Binnenmarkts und die Schaffung des EWR's bringen bedeutende Auswirkungen auf die österreichische Wirtschaft mit sich. Aufgrund dessen ist ein Vergleich der österreichischen mit der deutschen¹³ Lohnstruktur interessant. Aufgrund der gleichen Untersuchungsmethode und einer ähnlichen Sektorgliederung bietet sich die Arbeit von Wagner [1991] dafür an. Auf den ersten Blick zeigen sich große Ähnlichkeiten in den Lohndifferentialen. Beide Lohnstrukturen sind im Zeitablauf

¹⁰Die Wahl des Referenzsektors hat keinen Einfluß auf die relativen Differentiale. Da für das Bauwesen die meisten Beobachtungen vorliegen und aus Vergleichbarkeitsgründen mit Wagner [1991] wurde dieser Sektor gewählt.

¹¹vgl. Halvorsen/Palmquist [1980]

¹²Für Deutschland betragen die Werte 4.61 (1979) bzw. 5.54 (1985) (Wagner [1991]).

¹³Alle Argumente beziehen sich nur auf die alten Bundesländer der BRD.

Tabelle 2: Sektorlohneffekte für homogene männliche österreichischen Arbeiter und Angestellte für die Jahre 1983 und 1987

Branche	1983	1987
Land und Forstwirtschaft	-15.47	-11.46
Energie u. Wasserversorgung	5.34	5.35
Bergbau	1.41	-3.42
Nahrungsmittel	-6.85	-3.20
Textilien	-3.63	-9.86
Bekleidung und Leder	-14.53	-10.97
Holz	-10.95	-11.14
Papier	-0.80	4.20
Druckerei	7.68	7.29
Chemie	-2.18	3.34
Steine und Glaswaren	-1.00	-3.79
Metalle	-1.88	-0.88
Bauwesen	0.00	0.00
Handel, Lagerung	-0.50	-4.11
Beherbergungs- u. Gaststättenwesen	-3.25	-3.19
Verkehr	-0.14	-2.08
Geld und Kreditwesen, Versicherungen	8.87	6.98
Realitätenwesen	8.22	3.19
Gesundheits- und Fürsorgewesen	-9.34	-7.66
Unterrichts- und Forschungswesen	-6.76	-11.98
Einrichtungen der Gebietskörperschaften	-8.61	-8.72
sonstige Dienstleistungen	2.33	-7.92

Die Branche sonstige Dienstleistungen umfaßt die Wirtschaftsklassen Körperpflege, Reinigung; Kunst, Unterhaltung, Sport und Haushaltung, Hauswartung

relativ stabil.¹⁴

Analysiert man die einzelnen Branchen, zeigen sich ebenfalls große Übereinstimmungen. Für die Sektoren Land- und Forstwirtschaft, Textilien, Bekleidung, Nahrungsmittel, Handel, Geld- und Kreditwesen stimmen die Differentiale fast genau überein¹⁵. Relativ besser gestellt sind die österreichischen Arbeitnehmer in den Branchen Druckerei und Steine und Glaswaren (ca. +5 Prozentpunkte), schlechter gestellt sind sie in den Sektoren Holz und Verkehr (ca. -5 Prozentpunkte). Aufgrund der bereits jetzt festgestellten starken Ähnlichkeit der Lohnstruktur kann nicht davon ausgegangen werden, daß eine stärkere Verflechtung Österreichs mit der EG - in welcher Form auch immer - die Lohnstruktur nachhaltig verändert.

Die wettbewerbsschwachen Sektoren¹⁶ der österreichischen Sachgüterproduktion befinden sich hauptsächlich in den Branchen chemische Industrie, elektrotechnische Industrie, Nahrungsmittel, Bekleidung und Textilien (Bayer [1991]). Insbesondere Bekleidung und Textil weisen hohe negative Lohndifferentiale auf (-10 %), während die Nahrungsmittelbranche im unteren Mittelfeld der Lohnhierarchie liegt. Diese Zahlen deuten bereits an, daß Unternehmen in diesen Branchen ihre Personalkosten lediglich durch Personalreduktion senken können. Durch die Öffnung Osteuropas wird der Trend zur Stilllegung von Unternehmen der Textil- und Bekleidungsbranche fortgesetzt, da insbesondere Unternehmen der Bekleidungsindustrie ihre Lohnvorteile¹⁷ verlieren.

Die Diskussion der strukturpolitischen Implikationen der Branchenlohndifferentiale erfordert die sorgfältige Erforschung der Ursachen der Lohnstruktur. Daher wird im folgenden Abschnitt die empirische Relevanz von Hypothesen, die sich aus dem kompetitiven Arbeitsmarktmodell, aus der Effizienzlohntheorie und aus Rent-Sharing Modellen ableiten lassen, überprüft.

¹⁴Die Korrelation (Rangkorrelation) zwischen 1983 und 1987 beträgt 0.82 (0.75), für Deutschland beträgt sie 0.73 (0.80) zwischen 1979 und 1985. Die Standardabweichung der Sektorlohneffekte liegt in Deutschland geringfügig unter dem österreichischen Wert.

¹⁵Die Referenzgruppe stellt in beiden Ländern das Bauwesen dar.

¹⁶Bayer verwendet allerdings eine viel detailliertere Sektorengliederung, die auf dem System AUDOKLASSYS1 des ÖSTZ und den Dreistellern der Betriebssystematik 1968 aufbaut.

¹⁷Der Bruttomonatsverdienst eines Beschäftigten in der Bekleidungsindustrie beträgt ca. 50 % des Industriedurchschnitts (vgl. Guger [1990]).

4 Ökonometrische Analysen theoretischer Erklärungsansätze

In Abschnitt drei wurde gezeigt, daß auch nach Kontrolle um Ausbildung, Erfahrung, Arbeitsbedingungen und regionale Einflüsse signifikante Branchenlohnunterschiede für österreichische männliche Arbeitnehmer bestehen. Der folgende Abschnitt überprüft, ob Verschiebungen der Arbeitskräftenachfrage, kompensierende Lohndifferentiale oder Effizienzlohnargumente die beobachtete Branchenlohnstruktur zufriedenstellend erklären können.

Die Ursachen der Branchenlohndifferentiale werden mit den Methoden der Korrelations- und Regressionsanalyse untersucht. Da allgemein bekannt ist, daß OLS Ergebnisse von wenigen Datenpunkten sehr stark beeinflußt werden können, wird in dieser Arbeit die Least Median of Squares & Reweighted Least Squares (LMS & RMS) Methode (Rousseuw/Leroy [1987]) zusätzlich angewandt. Im ersten Schritt werden "Ausreisser" durch die Methode der Least Median of Squares identifiziert und im zweiten Schritt wird eine gewichtete Least-Squares Analyse durchgeführt, wobei die Ausreisser mit einem Gewicht von Null in die Schätzung eingehen.¹⁸

Problematischerweise sind für einige Analysen nur Daten für die Industrie erhältlich und es ist nicht möglich, diese der hier verwendeten Sektorgliederung anzupassen. Zur Lösung dieses Problems wurde die abhängige Variable Industrielohndifferentiale (ILD) für die Jahre 1983 und 1987 berechnet und bei dieser Berechnung die Brutto-Monatsverdienste je Beschäftigten eines Fachverbandes auf den Industriedurchschnitt bezogen (vgl. Tabelle A1 im Appendix). Es erfolgt jedoch keine Korrektur um individuelle Effekte¹⁹.

¹⁸Rousseuw/Leroy [1987] geben eine exzellente Darstellung der Methode und der verwendeten Algorithmen.

¹⁹vgl. z. B. Krueger/Summers [1987] zur Verwendung aggregierter Daten. Die Korrelation des Lohndifferentials für die gesamten Wirtschaften (LD) mit dem nicht um individuelle Charakteristika korrigiertem Differential beträgt 0.72 (0.68) für 1983 bzw. 0.71 (0.64) für 1987.

4.1 Branchenlohnunterschiede und Verschiebungen in der Arbeitskräftenachfrage

In der Literatur wird mitunter darauf hingewiesen, daß die beobachteten Lohn-differentiale durch kurzfristige Verschiebungen der Arbeitsnachfrage erklärt werden können. Branchen mit erhöhter Produktnachfrage offerieren höhere Löhne, um zusätzliche Arbeitskräfte anzuwerben. Schrumpfende Industrien versuchen ihre Wettbewerbsposition durch Lohnkostensenkungen zu stärken. Falls man kurzfristige Immobilität des Faktors Arbeit zuläßt, erklärt das obige Argument transitorische intersektorale Lohnunterschiede.

Gegen diese Erklärung spricht jedoch die festgestellte Stabilität der Lohnstruktur. Diese könnte aber auf identische Muster der Verschiebung der Arbeitskräftenachfrage rückführbar sein. Daher wird der Zusammenhang zwischen der Veränderungsrate der Beschäftigung auf Branchenebene (DB) 1981/83 und 1985/87 mit der Lohnstruktur analysiert. Die Veränderungsrate sind hoch korreliert (0.75), was nicht gegen die untersuchte Hypothese spricht.

Tabelle 3 zeigt die Korrelation zwischen dem Indikator für die kurzfristigen Nachfrageverschiebungen und den Branchenlohneffekten. Weder zwischen Veränderung der Lohnstruktur und der Wachstumsrate der Beschäftigung 83/87, noch zwischen kurzfristiger Nachfrageverschiebung und LD83 sind erkennbare Zusammenhänge feststellbar. Es gibt jedoch schwache Hinweise, auf einen Zusammenhang zwischen Beschäftigungsveränderung 85/87 und dem Sektorlohneffekt 1987.²⁰

Weiters wurde überprüft, ob es längerfristige Zusammenhänge zwischen Lohnstruktur und Verschiebungen der Arbeitskräftenachfrage gibt. Diese lassen sich aus neoklassischen Modellen mit Anpassungskosten ableiten. Die Lohnstruktur korreliert kaum mit der Veränderung der Beschäftigung 1970/83 bzw. 1970/87. Die relativ hohe positive Korrelation für das Jahr 1983 läßt sich auf die Sektoren Landwirtschaft, Geld- und Kreditwesen und Vermögensverwaltung zurückführen. Ohne diese drei Sektoren beträgt die Korrelation (Rangkorrelation) -0.23 (-0.23).

Die Daten deuten nicht darauf hin, daß intersektoral unterschiedliche Nachfrageverschiebungen eine Ursache der österreichischen Lohnstruktur darstellen.

²⁰Regressiert man DB8587 auf LD87 zeigt sich, daß der Koeffizient bei $\alpha = 0.05$ nicht signifikant ist.

Tabelle 3: Verschiebungen der Arbeitsnachfrage

Anderungsrate		PEARSON	SPEARMAN
Arbeitsnachfrage 81/83	LD83	0.12	0.07
Arbeitsnachfrage 85/87	LD87	0.36	0.30
Arbeitsnachfrage 81/83	Änderung LD 83/87	0.08	0.06
Arbeitsnachfrage 70/83	LD83	0.31	0.19
Arbeitsnachfrage 70/87	LD87	0.18	0.16

4.2 Kompensierende Lohndifferentiale für ungünstige Arbeitsbedingungen

Der auf Adam Smith zurückgehende Ansatz der "compensating differences" führt Lohndifferenzen auf nichtpekuniäre Unterschiede in den Arbeitsbedingungen zurück. In diesem Abschnitt wird untersucht, inwieweit sich Arbeitsbedingungen, erhöhte Lernanstrengungen und unterschiedliche Risiken der Arbeitslosigkeit auf die Entlohnung auf Branchenebene auswirken.

Der Einfluß der Arbeitsbedingungen auf die Entlohnung wurde sowohl auf individuellem Niveau als auch auf Branchenebene untersucht. In der Lohngleichung wurden 6 (1983) bzw. 2 (1987) Dummyvariablen verwendet, um den Effekt der Arbeitsbedingungen auf die Lohnhöhe zu schätzen. Tabelle 4 zeigt, daß die Daten die Hypothese der kompensierenden Lohndifferentiale klar verwerfen. Mit Ausnahme von zwei Variablen sind alle insignifikant auf jedem konventionellen Signifikanzniveau. Lediglich die Proxy für ungünstige Arbeitszeit hat das erwartete positive Vorzeichen und ist statistisch signifikant. Die Ergebnisse deuten eher darauf hin, daß Arbeitnehmer mit guten Arbeitsbedingungen besser bezahlt werden (vgl. Hübler/Gerlach [1990]), sind jedoch statistisch nicht signifikant.

In einem zweiten Schritt wurde auf Branchenebene untersucht, ob Lohnprämien Entschädigungen für höheres Unfallrisiko darstellen. Die Korrelation beträgt jedoch -0.21 (-0.23) für 1983 und 0.04 (0.11) für 1987 und bestätigt die untersuchte Hypothese nicht.

Tabelle 4: Arbeitsbedingungen und Lohnhöhe

	Koeffizient	t-Wert
Wetter	-0.014	1.43
Lärm und Staub	-0.011	1.10
Körperlich schwere Arbeit	-0.027*	2.36
Monotonie	-0.008	0.64
Schichtarbeit	-0.011	1.05
Ungünstige Arbeitszeit	0.035*	2.43
Schichtarbeit 87	0.013	1.12
Ungünstige Arbeitszeit 87	0.002	0.26

* zeigt Signifikanz auf $\alpha = 0.05$ an.

4.3 Kompensierende Lohndifferentiale für erhöhte Lernanstrengungen

Wagner [1991] findet für die BRD (schwache) Hinweise, daß Sektorlohndifferentiale als kompensierende Differentiale zur Abgeltung verstärkter Lernanstrengungen aufgrund höherer Innovationsintensitäten des jeweiligen Sektors interpretiert werden können. Um diese Hypothese für Österreich zu testen, wurden die Daten des WIFO Innovations- und Technologietests 1985 (Volk [1988]) verwendet. Da diese Daten nur für die Industrie erhoben wurden, muß sich die Analyse auf diese beschränken, d. h. als abhängige Variable wird ILD verwendet. Als Indikatoren für die unterschiedlichen Innovationsaktivitäten der Branchen wurden der Anteil der Firmen mit Innovationen an der Gesamtanzahl der jeweiligen Branche (INA85) und der Anteil der Innovationsaufwendungen am Umsatz einer Branche (INQ85) verwendet. Der Korrelationskoeffizient (Rangkorrelationskoeffizient) der beiden Indikatoren beträgt 0.41 (0.60).

Als Korrelations- bzw. Rangkorrelationskoeffizient für den Zusammenhang von Innovationsintensität mit Lohndifferential erhält man -0.01 (+0.07) und -0.15 (-0.28) für 1983, bzw. -0.03 (+0.09) und -0.13 (-0.18) für 1987.

Im nächsten Schritt werden Regressionsanalysen mit dem Sektorlohneffekt als abhängiger und der Innovationsintensität als unabhängiger Variable vorgenommen²¹. Tabelle 5 zeigt die Resultate der OLS und LMS&RMS Re-

²¹Aufgrund der Inhomogenität der einzelnen Branchen wird möglicherweise die Annahme der Homoskedastie verletzt. Das führt dazu, daß bei OLS-Schätzungen die Varianz der

Tabelle 5: Innovationsintensität und Lohnhöhe

	ILD83 =	-1.70	-0.01	INA85	$R^2 = 0.00$
				(-0.02/-0.02)	
LMS/RMS	ILD83 =	-25.36	+0.50	INA85	$R^2 = 0.24$
[2,11]				(2.18)*	
	ILD83 =	2.50	-2.08	INQ85	$R^2 = 0.02$
				(-0.64/-0.69)	
LMS/RMS	ILD83 =	4.55	-1.54	INQ85	$R^2 = 0.07$
[2,10,11,19]				(-0.96)	
	ILD87 =	-0.23	-0.05	INA85	$R^2 = 0.00$
				(-0.14/-0.11)	
LMS/RMS	ILD87 =	-4.53	+0.10	INA85	$R^2 = 0.02$
[2,10,11,19]				(-0.58)	
	ILD87 =	1.94	-1.96	INA85	$R^2 = 0.02$
				(-0.58/-0.60)	
LMS/RMS	ILD87 =	3.05	-1.16	INA85	$R^2 = 0.04$
[2,10,11,19]				(0.61)	

Unterhalb der geschätzten Regressionskoeffizienten sind die t-Werte bzw. bei OLS-Schätzungen zusätzlich Heteroskedastie konsistente t-Werte (White [1980]) angegeben (* zeigt Signifikanz auf $\alpha = 0.05$ an). Die Werte in [] geben die von LMS als Ausreisser identifizierten Sektoren an.

gressionen. Mit einer einzigen Ausnahme kann kein signifikanter Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Innovationsintensität gefunden werden.

4.4 Kompensierende Lohndifferentiale für unterschiedliche Arbeitslosigkeitsrisiken

Eine Variante der Theorie der kompensierenden Lohndifferentiale impliziert, daß im Gleichgewicht Arbeitnehmer in Branchen mit höherer Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Arbeitslosigkeit höhere Löhne erhalten als Arbeitnehmer in Branchen mit geringer Wahrscheinlichkeit. Als Indikator für das

Parameter nicht mehr effizient geschätzt wird und damit die Konfidenzbereiche falsch angegeben werden (vgl. Hübler [1989]). Bei den OLS-Schätzungen werden daher zusätzlich zu den normalen t-Werten, t-Werte basierend auf Heteroskedastie konsistenten Standardfehlern (White [1980]) angegeben.

Arbeitslosigkeitsrisiko auf Branchenebene wird die Arbeitslosenrate je Branche (UR87)²² verwendet.²³

Das Arbeitslosigkeitsrisiko unterscheidet sich stark zwischen den einzelnen Branchen. Sehr hohe Raten finden sich in den Saisonbranchen, zum Beispiel beträgt IU87 im Hotel- und Gastgewerbe 42 % und im Bauwesen 30 %, im Gegensatz dazu beträgt die Rate nur ca. 2 % in den Bereichen Banken, Energie und Verwaltung. Die Arbeitslosenrate schwankt zwischen 15 % (Gastgewerbe) und 1 % (Verwaltung).

Der (Rang-) Korrelationskoeffizient zwischen Lohndifferential und Arbeitslosigkeitsrisiko beträgt -0.23 (-0.28) für UR87. Diese Resultate deuten einen negativen Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeitsrisiko und Lohnhöhe an. Das steht im klaren Widerspruch zur untersuchten Hypothese.

Die Ergebnisse dieses Abschnitts verwerfen die Hypothese, daß Lohndifferentiale Entschädigungen für ungünstige Arbeitsbedingungen, unterschiedliche Arbeitslosigkeits- bzw. Unfallrisiken sind. Die Theorie der kompensierenden Lohndifferentiale liefert keine zufriedenstellende Erklärung für die österreichische Branchenlohnstruktur.

4.5 Effizienzlohntheorie und Lohnstruktur

Die Effizienzlohntheorie bietet Erklärungen für unterschiedliche Entlohnungen im Gleichgewicht. In den beiden folgenden Abschnitten wird untersucht, inwieweit Effizienzlohnargumente als Begründung für die beobachtete Branchenlohnstruktur herangezogen werden können.²⁴

In diesem Abschnitt werden zwei Hypothesen abgetestet. Erstens, Branchen mit geringem Arbeitslosigkeitsrisiko müssen im Gleichgewicht höhere Löhne bezahlen, um Shirking zu vermeiden. Zweitens, Branchen mit hohen Mobilitätskosten offerieren im Gleichgewicht höhere Löhne, um die Fluktuation der

²²Da Arbeitslosenzahlen auf Branchenebene erst seit 1987 zur Verfügung stehen, konnte das Jahr 1983 nicht berücksichtigt werden.

²³Verwendet man den Anteil der Zugänge in die Arbeitslosigkeit am Arbeitskräftepotential (IU87) erhält man annähernd identische Resultate. Der Korrelations- bzw. Rangkorrelationskoeffizient der beiden Indikatoren beträgt 0.95 bzw. 0.60.

²⁴Ein umfassender Test der Effizienzlohnhypothese geht weit über die Intention dieses Papiers hinaus, vgl. dazu z. B. die Referenzen in Lang/Kahn [1990].

Arbeitskräfte gering zu halten. Der Zusammenhang zwischen Gewinnen und Sektorentlohnung wird in einem eigenen Abschnitt analysiert.

Die erste Hypothese wird auf zwei Arten abgetestet. Im Abschnitt 5.4 wurde gezeigt, daß eine negative Korrelation zwischen dem Lohndifferential und dem Arbeitslosigkeitsrisiko besteht. Wenn man das Lohndifferential auf das Arbeitslosigkeitsrisiko regressiert, erhält man folgendes Ergebnis (t-Wert bzw. Heteroskedastie konsistenter t-Wert (White [1980]) in Klammer):

$$\begin{array}{l} \text{LD87} = -1.26 \quad -0.36 \text{ UR87} \qquad R^2 = 0.05 \\ \qquad \qquad \qquad (-1.07/-1.16) \end{array}$$

Der Koeffizient ist jedoch auf keinem konventionellen Signifikanzniveau von Null verschieden. LMS entdeckt keine "Ausreisser", daher liefert RMS das gleiche Resultat.

Die Tatsache, daß die Kapitalintensität einen positiven Einfluß auf die Löhne ausübt, wird als Bestätigung des Shirking Modells aufgefaßt, wobei man davon ausgeht, daß Fehlverhalten der Arbeitnehmer in kapitalintensiven Firmen höhere Kosten bewirkt (vgl. Katz [1986]). Die Kapitalintensität²⁵ (Kapitalstock pro Arbeitnehmer) wurde für 1983 (KI83) und 1987 (KI87) berechnet. Der (Rang-) Korrelationskoeffizient beträgt 0.17 (0.22) für 1983 bzw. 0.16 (0.23) 1987. Auf den ersten Blick unterstützt dieses Ergebnis die Shirking-These. Daher wurde die Lohnstruktur auf die Kapitalintensität regressiert.

$$\begin{array}{l} \text{LD83} = -2.94 \quad +0.38 \text{ KI83} \qquad R^2 = 0.03 \\ \qquad \qquad \qquad (0.70/0.44) \\ \text{LD87} = -2.92 \quad +0.29 \text{ KI87} \qquad R^2 = 0.02 \\ \qquad \qquad \qquad (0.66/0.49) \end{array}$$

Die Koeffizienten weisen das erwartete positive Vorzeichen auf, sind aber bei einem α von 0.05 insignifikant. Verwendet man LMS&RMS werden die Landwirtschaft (1983 und 1987), Bekleidung, Holz und Druckerei (1983) als Ausreisser identifiziert und man erhält den erwarteten positiven Zusammenhang, der statistisch signifikant ist.

$$\begin{array}{l} \text{LD83} = -3.65 \quad +1.48 \text{ KI83} \qquad R^2 = 0.64 \\ \qquad \qquad \qquad (4.81)^* \\ \text{LD87} = -4.21 \quad +1.25 \text{ KI87} \qquad R^2 = 0.31 \\ \qquad \qquad \qquad (2.65)^* \end{array}$$

²⁵Gesundheitswesen, Unterricht und sonstige Dienstleistungen wurden nicht in die Analyse einbezogen.

Zur Überprüfung der Turnover-Hypothese verwendeten wir die Mobilitätsraten²⁶ per Branche für männliche Arbeitskräfte von 1988²⁷. Die Hypothese lautet, daß Industrien mit hohen Fluktuationskosten höhere Löhne offerieren, um diese gering zu halten. Die (Rang-) Korrelation zwischen dem Lohndifferential 1987 und der Mobilitätsrate (QM88) beträgt -0.08 (-0.12). Regressiert man die Lohnstruktur auf die Mobilitätsrate erhält man folgendes Ergebnis:

$$\text{LD87} = -2.43 \quad -0.65 \quad \text{QM88} \quad R^2 = 0.01 \\ (-0.35/-0.47)$$

Der Koeffizient weist das erwartete Vorzeichen auf, ist jedoch auf jedem konventionellem Signifikanzniveau nicht von Null verschieden. Allerdings müssen Branchen mit hoher Fluktuation nicht notwendigerweise auch hohe Fluktuationskosten aufweisen. Daher sind die Resultate in bezug auf das Turnover-Modell mit Vorsicht zu betrachten.

4.6 Sektorlohndifferentiale und Rent-Sharing

In Rent-Sharing-Modellen teilen Arbeitnehmer und Arbeitgeber anfallende Renten nach einem Verhandlungsprozeß untereinander auf. Diese Modelle sind unter anderem dazu geeignet, die Zusammenhänge zwischen Profitabilität eines Unternehmens und Lohnstruktur zu erklären. "Thus, with rent-sharing, .. profitable firms...will have more rents or quasi-rents for workers to capture and will therefore have higher wages "(Lang/Kahn [1990:304]). Folglich sind nach diesen Modellen Gewinne mit Lohndifferentialen positiv korreliert. Ähnliche Überlegungen lassen sich aus soziologischen Effizienzlohnmodellen²⁸ ableiten.

In diesem Abschnitt wird von der folgenden Hypothese ausgegangen: Branchen mit höheren Profitraten weisen positive Lohndifferentiale auf. Eine empirische Untersuchung dieser Hypothese erfordert einen Indikator für die Kapitalrentabilität auf Branchenebene. Als erster Indikator wird das körperschaftssteuerpflichtige Einkommen je Wirtschaftsbereich herangezogen²⁹ und

²⁶Mobilitätsrate = Zahl der jährlichen Fälle der Dienstgeberwechsel auf 100 unselbständig Beschäftigte.

²⁷Die Mobilitätsrate für Männer und Frauen korreliert mit QM88 kaum (-0.12), liefert jedoch qualitativ gleiche Ergebnisse.

²⁸bzw. aus Insider-Outsider Ansätzen, vgl. Lindbeck/Snowder [1988]

²⁹Dessen Verwendung ist aber insofern problematisch, da es in gewissen Branchen kaum körperschaftssteuerpflichtige Unternehmen gibt und dieser Indikator damit möglicherweise verzerrt ist.

Tabelle 6: Gewinne und Lohnhöhe

LD83 =	-3.51	+0.53	QGEW83	$R^2 = 0.06$
		(1.12/1.65)		
LD87 =	-6.09	+1.20	QGEW87	$R^2 = 0.09$
		(1.38/1.79)		
LD83 =	-2.26	+0.45	RGEW83	$R^2 = 0.01$
		(0.32/0.41)		
LD87 =	-1.67	-0.14	RGEW87	$R^2 = 0.00$
		(-0.09/-0.10)		

Unterhalb der geschätzten Regressionskoeffizienten sind die t-Werte bzw. Heteroskedastie konsistente t-Werte (White [1980]) angegeben (* zeigt Signifikanz auf $\alpha = 0.05$ an).

in Beziehung zum Nettoproduktionswert "Profitquote" (QGEW), bzw. zum Kapitalstock "Profitrate" (RGEW) gesetzt.³⁰ Der Korrelations- bzw. Rangkorrelationskoeffizient zwischen diesen beiden Indikatoren beträgt 0.80 (0.75) für 1983 bzw. 0.53 (0.51) für 1987.

Der Korrelationskoeffizient bzw. Rangkorrelationskoeffizient der Lohndifferenziale mit der Profitquote bzw. Profitrate beträgt 0.25 (0.21), bzw. 0.08 (0.09) für das Jahr 1983. Für 1987 erhält man die Werte 0.30 (0.21) bzw. -0.02 (-0.02). Die Regressionsanalyse mittels OLS liefert schwache Hinweise auf einen positiven Zusammenhang zwischen Profitquote und Lohndifferential, der jedoch statistisch nicht abgesichert ist (vgl. Tabelle 6). LMS&RMS identifiziert bei der Regression der Profitrate 1983 die Branchen Land- und Forstwirtschaft und Bekleidung als Ausreisser. Das Ergebnis wird davon allerdings kaum beeinflusst.

$$\text{LD83} = -0.10 + 0.09 \text{ RGEW83} \quad R^2 = 0.00$$

(0.08)

Die Gewinnquote der Industrie (IGEW)³¹ wird als alternative Proxy-Variable zur Messung der Gewinnsituation der Unternehmen verwendet. Die Verwendung von Industriedaten ermöglicht es den Einfluß der Marktstruktur auf die Entlohnung zu berücksichtigen.

³⁰Analyse der Profitquote ohne Gebietskörperschaften, bei der Analyse der Profitrate zusätzlich ohne Gesundheitswesen, Unterricht und sonstige Dienstleistungen.

³¹Dieser Indikator errechnet sich für jede Branche aus Nettoproduktionswert - Personalaufwand - Abschreibungen, dividiert durch den Nettowertproduktionswert.

Die Korrelation zwischen IGEW und ILD beträgt 0.17 (0.08) für das Jahr 1983, bzw. +0.31 (-0.25) für das Jahr 1987. Spezifiziert man eine Regressionsgleichung mit dem Industrielohndifferential als abhängiger und der Gewinnquote als unabhängiger Variable erhält man folgende OLS-Ergebnisse:

$$\begin{aligned} \text{ILD83} &= -6.04 + 30.35 \text{ IGEW83} & R^2 &= 0.03 \\ & & & (0.69/0.88) \\ \text{ILD87} &= -10.12 + 52.84 \text{ IGEW87} & R^2 &= 0.09 \\ & & & (1.33/0.92) \end{aligned}$$

Verwendet man die LMS&RMS Schätzmethode werden die Sektoren Erdöl, Ledererzeugung bzw. -verarbeitung und Bekleidung (1983) bzw. die Erdöl-, Nahrungs- und Genußmittel- und die Lederverarbeitende Industrie (1987) als Ausreisser identifiziert. Man erhält folgende Schätzergebnisse:

$$\begin{aligned} \text{ILD83} &= 3.78 - 20.75 \text{ IGEW83} & R^2 &= 0.03 \\ & & & (-0.89) \\ \text{ILD87} &= 10.62 - 143.85 \text{ IGEW87} & R^2 &= 0.38 \\ & & & (-2.92)^* \end{aligned}$$

Lediglich für das Jahr 1987 zeigt sich ein signifikanter jedoch negativer Zusammenhang zwischen Gewinnhöhe und Industrielohndifferenzialen.

In einem zweiten Schritt wird der Einfluß der Marktstruktur auf die Löhne untersucht. In der vorliegenden Arbeit werden die Konzentrationsrate³² (CR) und die Price Cost Margin³³ (PC) als Meßgrößen für den Konzentrationsgrad der jeweiligen Branche verwendet (vgl. Aiginger [1990])³⁴. Zusätzlich wird der außenwirtschaftliche Verflechtungsgrad der Branchen in die Analyse einbezogen. Zur dessen Messung werden folgende Indikatoren definiert: Importquote: Anteil der Importe Branchenprodukte am Nettoproduktionswert der jeweiligen Branche (IMP); Exportquote: Anteil der Exporte Branchenprodukte am Nettoproduktionswert (EXP) und Nettoexportquote (Anteil der Differenz Exporte - Importe am Nettoproduktionswert (NEXP)).

Ausgegangen wird von der Hypothese, daß Unternehmen mit hoher Marktmacht c.p. höhere Renten erwirtschaften und daher den Arbeitnehmern höhere Löhne bezahlen können. Der Einfluß der Außenhandelsintensität auf die Ent-

³²Der Anteil der vier größten Unternehmungen an den Beschäftigten im Jahr 1983

³³Anteil des Nicht-Lohneinkommens am Bruttoproduktionswert 1983

³⁴Aiginger [1990] diskutiert Probleme der Berechnung von Konzentrationsmassen und deren ökonomische Sinnhaftigkeit ausführlich. Die Rangkorrelation der beiden Indikatoren beträgt -0.41.

Tabelle 7: Konzentration und Lohnhöhe

	ILD83 =	-21.12	+0.58	CR83	$R^2 = 0.40$
			(3.38*/2.97*)		
LMS/RMS	ILD83 =	-5.69	+0.21	CR83	$R^2 = 0.20$
[2,10,11,19]			(1.80)		
	ILD83 =	5.94	-0.82	PC83	$R^2 = 0.01$
			(-0.44/-0.68)		
LMS/RMS	ILD83 =	14.23	-1.32	PC83	$R^2 = 0.16$
[2,10,11,19]			(-1.57)		
	ILD87 =	-23.02	+0.63,	CR83	$R^2 = 0.41$
			(3.43*/2.84*)		
LMS/RMS	ILD87 =	-6.37	+0.21	CR83	$R^2 = 0.19$
[2,10,11,19]			(1.76)		
	ILD87 =	9.06	-1.17	PC83	$R^2 = 0.02$
			(-0.59/-0.95)		
LMS/RMS	ILD87 =	17.25	-1.68	PC83	$R^2 = 0.24$
[2,10,11,19]			(-2.02)		

Unterhalb der geschätzten Regressionskoeffizienten sind die t-Werte angegeben bzw. bei OLS-Schätzungen zusätzlich Heteroskedastie konsistente t-Werte (White [1980]) (* zeigt Signifikanz auf $\alpha = 0.05$ an). Die Werte in [] geben die von LMS als Ausreisser identifizierten Sektoren an.

lohnung des Faktors Arbeit ist nicht eindeutig bestimmt und wurde im Rahmen der Debatte um die "Strategische Handelspolitik" (vgl. Katz/Summers [1989], Wagner [1991a]) untersucht. Im Gegensatz zu diesen Studien wird von der Arbeitshypothese ausgegangen, daß Unternehmen im geschützten Bereich der Ökonomie aufgrund ihrer starken Marktstellung im Inland und der fehlenden Außenhandelskonkurrenz höhere Renten abschöpfen können. Folgt man Rent-Sharing Argumenten, sollten Arbeitnehmer im geschützten Sektor der Ökonomie dann ebenfalls höhere Löhne erhalten.

Die (Rang-) Korrelation von CR83 und dem Industrielohndifferential beträgt 1983 0.63 (0.49) bzw. 0.64 (0.52), im Gegensatz dazu findet man zwischen PC83 und ILD83 eine negative Korrelation von -0.11 (-0.25), bzw. -0.14 (-0.36). Die Regressionsanalyse (vgl. Tabelle 7) bestätigt den positiven Einfluß, den die Konzentrationsrate auf das Industrielohndifferential ausübt, hingegen ist der negative Einfluß der Marktmacht nicht statistisch gegen Null gesichert.

Der Korrelationskoeffizient bzw. Rangkorrelationskoeffizient von Industrielohndifferential (ILD) und Importquote beträgt 1983 -0.04 (-0.04) bzw. -0.27 (-0.20) 1987. Bezüglich der Exportquote erhalten wir für beide Jahre die Werte -0.41 (-0.06). Hinsichtlich der Nettoexportquote beträgt der Koeffizient -0.30 ($+0.16$) und -0.18 ($+0.11$). Tabelle 8 zeigt die Ergebnisse der Regressionsanalysen. Zwischen Importquote und Lohndifferential besteht kein Zusammenhang. Die OLS-Regressionen deuten einen negativen Zusammenhang zwischen Exportquote und ILD an. Dieses Resultat ist aber nicht besonders robust, wie die LMS&RMS Methode zeigt. Die Elimination der "Ausreisser" Erdölindustrie, Ledererzeugende und -verarbeitende Industrie, Textilindustrie und Bekleidungsindustrie erbringt einen positiven Zusammenhang zwischen Exportquote und ILD, der allerdings statistisch nicht abgesichert ist. Weiters zeigt die LMS&RMS Methode für das Jahr 1983 einen hochsignifikanten negativen Einfluß der Nettoexportquote auf die Entlohnung.

Führt man multiple Regressionen mit den erklärenden Variablen PC83, CR83 und den jeweiligen Import- bzw. Exportquoten durch, werden die obigen Resultate bestätigt (vgl. Tabelle 9). Die Konzentrationsrate übt in beiden Jahren einen signifikant positiven Einfluß auf die Entlohnung aus, während der Einfluß der Exportquote in beiden Jahren negativ ist. Statistisch gegen Null gesichert ist er aber nur im Jahr 1987. Für Importquote und Price Cost Margin konnte kein signifikanter Einfluß festgestellt werden.

Betrachtet man die Ergebnisse dieses Abschnitts, so läßt sich kein ausgeprägter Zusammenhang zwischen der Gewinnsituation einer Branche und der Lohnstruktur feststellen. Diese Ergebnisse stehen daher nicht im Einklang mit Implikationen, die aus der soziologischen Variante der Effizienzlohntheorie bzw. der Insider-Outsider Theorie abgeleitet werden können. Hingegen übt der Konzentrationsgrad einer Branche einen positiven Einfluß auf die Entlohnung aus. Hinsichtlich der Bedeutung der Außenhandelsverflechtung für die Lohnstruktur zeigt sich kein eindeutiges Muster. Die Daten liefern Hinweise auf einen negativen Zusammenhang zwischen Exportquote und relativer Lohnhöhe.

Die Resultate dieses Abschnittes sind mit gewisser Vorsicht zu interpretieren. Erstens konnten in diesem Abschnitt keine um individuelle Charakteristika korrigierten Branchenlohn Daten verwendet werden. Zweitens messen die verwendeten Proxy-Variablen den ökonomischen Gewinn, bzw. die Marktstruktur nicht sehr genau. Drittens hängen die Resultate oft nur von wenigen Branchen

Tabelle 8: Außenhandelsorientierung und Lohnhöhe

	ILD83 =	-1.00	-0.56	IMP83	$R^2 = 0.00$
			(-0.18/-0.13)		
LMS/RMS	ILD83 =	1.65	-0.66	IMP83	$R^2 = 0.00$
[2,10,11,19]			(-0.18)		
	ILD83 =	9.76	-8.10	EXP83	$R^2 = 0.17$
			(-1.83/-2.50*)		
LMS/RMS	ILD83 =	-3.36	+4.82	EXP83	$R^2 = 0.15$
[2,10,11,18,19]			(1.44)		
	ILD83 =	-4.19	-5.36	NEXP83	$R^2 = 0.09$
			(-1.30/-0.79)		
LMS/RMS	ILD83 =	3.96	-9.46	NEXP83	$R^2 = 0.52$
[10,11,18,19]			(-3.75*)		
	ILD87 =	8.18	-6.46	IMP87	$R^2 = 0.07$
			(-1.14/-1.76)		
LMS/RMS	ILD87 =	-0.08	+0.23	IMP87	$R^2 = 0.00$
[2,10,11,19]			(0.06)		
	ILD87 =	12.29	-9.94	EXP87	$R^2 = 0.17$
			(-1.84/-2.07*)		
LMS/RMS	ILD87 =	-6.16	+6.14	EXP87	$R^2 = 0.20$
[2,10,11,18,19]			(1.72)		
	ILD87 =	-3.26	-5.83	NEXP87	$R^2 = 0.03$
			(-0.77/-0.54)		
LMS/RMS	ILD87 =	0.26	+3.15	NEXP87	$R^2 = 0.04$
[2,10,11,19]			(0.75)		

Unterhalb der geschätzten Regressionskoeffizienten sind die t-Werte angegeben bzw. bei OLS-Schätzungen zusätzlich Heteroskedastie konsistente t-Werte (White [1980]) (* zeigt Signifikanz auf $\alpha = 0.05$ an). Die Werte in [] geben die von LMS als Ausreisser identifizierten Sektoren an.

Tabelle 9: Marktstruktur und Lohnhöhe

	ILD83	ILD83	ILD87
Constante	1.37 (0.06/0.07)	11.20 (0.56)	11.19 (0.41/0.51)
PC83	-0.76 (0.46/0.70)	-1.06 (0.76)	-1.44 (0.77)
CR83	0.49 (2.61*/3.58*)	0.39 (2.40*)	0.55 (2.84*/3.02*)
IMP	2.59 (0.77/1.09)	3.56 (1.25)	-2.09 (0.34/0.36)
EXP	-11.49 (2.07/2.91*)	-13.77 (2.90*)	-9.57 (1.48/1.72)
R^{2kor}	0.45	0.66 [19]	0.56

Unterhalb der geschätzten Regressionskoeffizienten sind die t-Werte angegeben bzw. bei OLS-Schätzungen zusätzlich Heteroskedastie konsistente t-Werte (White [1980]) (* zeigt Signifikanz auf $\alpha = 0.05$ an). Die Werte in [] geben die von LMS als Ausreisser identifizierten Sektoren an.

ab. Generell zeigt sich, daß die Erdöl-, Leder-, Textil- und Bekleidungsindustrie fast durchwegs als Ausreisser identifiziert wurden. Die Branchen liegen an der Spitze bzw. am Ende der Lohnhierarchie und sollten daher gesondert untersucht werden.

5 Schlußfolgerungen

Bei der Erforschung von branchenmäßigen Lohnstrukturen steht die Frage im Mittelpunkt, ob die kompetitive Theorie die empirischen Fakten ausreichend erklären kann, oder ob alternative Ansätze, z. B. die Effizienzlohntheorie heranzuziehen sind. Die vorliegende Arbeit dokumentiert für Österreich, daß es nicht möglich ist, die bestehenden Einkommensunterschiede für männliche Arbeiter und Angestellte nur durch Unterschiede in der Qualifikation der Arbeitskräfte, in den Arbeitsbedingungen oder durch regionale Faktoren zu erklären. Auch nach Kontrolle um diese Effekte verbleiben signifikante Lohnunterschiede zwischen den Branchen bestehen. Die Struktur der zwischen den Branchen festgestellten Sektorlohndifferentiale ist in den beiden Jahren 1983 und 1987 sehr ähnlich. Ein Vergleich mit der BRD zeigt keine großen Unterschiede in der Branchenlohnhierarchie.

Die vorliegenden Resultate unterstreichen, daß kompetitive Ansätze nicht ausreichen, die Existenz der festgestellten Differentiale zu erklären. Weder kurzfristige Änderungen in der Nachfrage nach Arbeitskräften noch kompensierende Lohndifferentiale für ungünstige Arbeitsbedingungen, erhöhte Lernanstrengungen oder unterschiedliche Arbeitslosigkeitsrisiken stellen die Ursache für die Lohnstruktur dar. Hinsichtlich der Effizienzlohnhypothese sind die Resultate nicht eindeutig. Die Daten geben Hinweise, die es erlauben, die Lohndifferentiale als Anreize zur Vermeidung von Shirking zu interpretieren. Hingegen liegt keine empirische Evidenz für die Turnover-Variante vor. Kein Zusammenhang konnte zwischen Lohndifferentialen und Gewinnsituation einer Branche festgestellt werden, was als Indiz dafür gewertet werden kann, daß soziologische Effizienzlohnüberlegungen bzw. die Insider Outsider Theorie keinen großen Erklärungsbeitrag liefern können. Verwendet man Daten für die Industrie stellt man allerdings Einflüsse der Marktstruktur auf die Lohnhöhe fest.

Der verwendete Ansatz zur Analyse der Lohnunterschiede weist einige Kritikpunkte auf. Erstens war es nicht möglich, um alle wichtigen Charakteristika (Beruf, Betriebszugehörigkeitsdauer) zu kontrollieren. Zweitens konnte der Einfluß von institutionellen Erklärungen (z.B. Gewerkschaftsmacht) nicht abgetestet werden. Weiters bleibt es eine offene Frage, in welchem Maße Sektorlohndifferentiale unbeobachtbare Fähigkeiten der Arbeitnehmer abbilden. Die Überprüfung dieser beiden Erklärungen würden Daten erfordern, die dem Autor leider nicht zur Verfügung standen. Drittens, wurden in dieser Arbeit

mit einer Ausnahme nur bivariate Methoden verwendet. Prinzipiell ist es zwar wünschenswert, die relative Bedeutung der einzelnen Ansätze zu ermitteln, aufgrund der engen Wechselwirkungen zwischen den erklärenden Variablen und der geringen Fallanzahl erscheinen aber multiple lineare Regressionen nicht angebracht (Wagner [1991]).

Trotz all dieser Einschränkungen unterstreicht die vorliegende Untersuchung die Existenz von Branchenlohndifferentialen, zu deren Erklärung die kompetitive Theorie nicht ausreicht. Ursachen der Lohnstruktur konnten aber bis jetzt noch nicht überzeugend ermittelt werden (vgl. Bellmann [1992] für eine ähnliche Schlußfolgerung für Deutschland). Aus diesem Grund sind weitere sowohl theoretische als auch empirische Untersuchungen zu diesem Thema unbedingt notwendig. Ansätze, die Arbeitsmarktsegmentation, suchtheoretische Argumente und Effizienzlohnüberlegungen verbinden (vgl. Lang/Kahn [1992]), bzw. Bargaining explizit einbeziehen, erscheinen besonders vielversprechend. Aufgrund der fehlenden Verfügbarkeit von Individualdatensätzen mit Längsschnittcharakter, die idealerweise auch noch firmenspezifische Informationen enthalten sollten, ist es leider momentan nur sehr unzulänglich möglich, theoretische Aussagen zum Thema Lohnstruktur für Österreich zu überprüfen.

6 Literatur

AIGINGER, Karl [1990], Investitionsverhalten und Marktstruktur, in: Gahlen B. (Hrsg.), *Marktstruktur und gesamtwirtschaftliche Entwicklung*, Berlin, Heidelberg, 127-152

BARTH, Erling, ZWEIMÜLLER, Josef [1992], *Labor Market Institutions and Industry Wage Distribution: Evidence from Austria, Norway and the U.S.*, mimeo, April, University of Berkeley

BAYER, Kurt [1991], Auswirkungen der Vollendung des EG-Binnenmarktes auf die österreichische Sachgüterproduktion, *WIFO-Gutachten*, Wien

BELLMANN, Lutz [1992], *Effizienzlohntheorie and Sektorlohndifferentiale*, Paper presented at the ZEW-Workshop at Mannheim, 27./28.2.1992

CALMFORS Lars and DRIFFIL, John [1989], Centralization of wage bargaining, *Economic Policy*, April, 14-61

CARMICHAEL, Lorne [1990], Efficiency Wage Models of Unemployment... One View, *Economic Inquiry*, Vol. XXVIII, April, 269-295

DEUTSCH, Edwin [1991], *Efficiency Wages in Two-level Bargaining, Theory and Econometric Evidence*, Research Report No. 98, University of Technology Vienna

DICKENS, William T. and KATZ, Lawrence F. [1987], Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics, in: Lang and Leonhard (ed.), 48-89

GUGER, Alois [1990], Zur Mindestlohnforderung des ÖGB, *Wifo-Monatsberichte* 4/90, 189-193

HALVORSEN, Robert, PALMQUIST, Raymond [1980], The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, *AER*, Vol. 70, No. 3, 474-475

HOFER, Helmut [1992], Eine Analyse interindustrieller Lohnunterschiede vor dem Hintergrund von effizienzlohntheoretischen Überlegungen, *Wirtschaft und Gesellschaft*, 18. Jhg., Heft 1, 99-105

HÜBLER, Olaf [1989], *Ökonometrie*, Stuttgart

HÜBLER, Olaf and GERLACH, Knut [1990], Sectoral Wage Patterns, Individual Earnings and the Efficiency Wage Hypothesis, in: König, Heinz (ed.) [1990], *Economics of Wage Determination*, Berlin, Heidelberg, 105-124

KATZ, Lawrence, F. [1986], Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation, in: Fischer, St. (ed.), *NBER-Macroeconomics Annual*, Cambridge/Mass., 235-276

KATZ, Lawrence F., SUMMERS, Lawrence H. [1989], Industry rents: Evidence and implications, *Brookings Papers on Economic Activity*, Microeconomics, 209-290

KRUEGER, Alan B. and SUMMERS, Lawrence H. [1987], Reflections on the Inter-Industry Wage Structure, in: Lang and Leonhard (ed.), 17-47

KRUEGER, Alan B. and SUMMERS, Lawrence H. [1988], Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure, *Econometrica*, Vol. 56, No. 2 (March), 259-293

LANG, Kevin and LEONHARD, Jonathan S. (ed.) [1987], *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Oxford

LANG, Kevin, KAHN, Shulamit [1990], Efficiency Wage Models of Unemployment: A Second View, *Economic Inquiry*, Vol. XXVIII, April, 296-306

LANG, Kevin, DICKENS, William T. [1992], *Labor Market Segmentation, Wage Dispersion and Unemployment*, NBER Working Paper No. 4073, May 1992

LINDBECK, Assar, SNOWER, Dennis J. [1988], *Inter-Industry Wage Structure and the Power of Incumbent Workers*, Seminar Paper No. 418, Institute for International Economic Studies Stockholm

MESCH, Michael [1990], Einkommensverteilung und Branchenstruktur in Österreich, *Wirtschaft und Gesellschaft* 3/90, 333-378

MURPHY, Kevin M. and TOPEL, Robert H. [1987], Unemployment, Risk and Earnings: Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market, in: Leonhard and Lang (ed.), 103-140

POLLAN, Wolfgang [1990], Lohnunterschiede in der Industry, *WIFO-Monatsberichte* 11/90, 616-622

ROUSSEEUW, P. J. and LEROY, A. M. [1987], *Robust Regression and Outlier Detection*, New York

ROWTHORN, Bob [1989], *Corporatism and Labour Market Performance*, Discussion Paper No. 93, Labour Institute for Economic Research, Helsinki

SALOP, Steven C. [1979], A Model of the Natural Rate of Unemployment, *AER*, March, Vol. 69, No. 1, 117-125

- SCHMIDT, Elke Maria [1992], Intersektorale Lohndifferentiale, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS)* 112, 201-218
- STIGLITZ, Joseph E. [1987], The Causes and Consequences of the Dependence of Quality on Price, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXV (March), 1-48
- THALER, Richard H. [1989], Interindustry Wage Differentials, *Journal of Economic Perspectives* - Volume 3, Number 2 - Spring, 181-193
- VOLK, E. [1988], Die Innovationsaktivitäten der österreichischen Industrie - Technologie und Innovationstest 1985, *WIFO-Gutachten*, Wien
- WAGNER, Joachim [1990], An International Comparison of Sector Wage Differentials, *Economics Letters*, No. 34, 93-97
- WAGNER, Joachim [1991], Sektorlohndifferentiale in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Jahrbuch für Sozialwissenschaften, Zeitschrift für Wirtschaftswissenschaften*, Band 42, Heft 1, 70-102
- WAGNER, Joachim [1991a], Inter-Industry Wage Differentials and Strategic Trade Policy: Notes on the Case of Federal Republic of Germany, *Empirica*, Vol. 18, No. 2, 237-251
- WHITE, H. [1980], A Heteroscedasticity - Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, in: *Econometrica* 48, 817-838
- WINTER-EBNER, Rudolf [1992], *Endogenous Growth, Human Capital and Industry Wages*, mimeo, University of Linz
- YELLEN, J. [1984], Efficiency Wage Models of Unemployment, *AER Papers and Proceedings*, Vol 74, 200-205

7 Appendix

Tabelle A1: Bruttomonatsverdienste Industrie

Fachverband	1983	1987
1 BERGWERKE UND EISENHÜTTEN	14.02	12.09
2 ERDOELINDUSTRIE	63.44	71.22
3 STEIN- UND KERAMISCHE INDUSTRIE	4.16	1.99
4 GLASINDUSTRIE	3.04	-1.35
5 CHEMISCHE INDUSTRIE	9.89	8.12
6 PAPIERERZEUGENDE INDUSTRIE	18.17	22.08
7 PAPIERVERARBEITENDE INDUSTRIE	-4.96	-8.11
8 HOLZINDUSTRIE	-13.71	-15.59
9 NAHRUNGS- UND GENUSSMITTELINDUSTRIE	3.01	1.05
10 LEDERERZEUGENDE INDUSTRIE	-34.33	-37.31
11 LEDERVERARBEITENDE INDUSTRIE	-36.55	-36.63
12 GIESSEREIINDUSTRIE	-1.30	-4.01
13 NE-METALLINDUSTRIE	4.65	6.72
14 MASCHINEN UND STAHLBAUINDUSTRIE	8.90	8.10
15 FAHRZEUGINDUSTRIE	0.18	1.54
16 EISEN- UND METALLWARENINDUSTRIE	-9.68	-11.25
17 ELEKTROINDUSTRIE	0.01	3.82
18 TEXTILINDUSTRIE	-24.25	-21.84
19 BEKLEIDUNGSINDUSTRIE	-43.49	-45.26

Die Differentiale zeigen den prozentualen Abstand zum Industriedurchschnitt.

Tabelle A2: Korrelationen – Gesamtwirtschaft

	DB	DB	DB	RG	RG	QG	QG	UN	UN	UR	IU	KI	KI	QM
DB8183	1.00													
DB8587	0.75	1.00												
DB8387	0.81	0.96	1.00											
RGEW83	-0.37	-0.20	-0.25	1.00										
RGEW87	-0.41	-0.13	-0.18	0.77	1.00									
QGEW83	-0.21	-0.16	-0.22	0.80	0.34	1.00								
QGEW87	-0.17	-0.08	-0.10	0.65	0.53	0.78	1.00							
UNFR83	-0.61	-0.40	-0.52	0.03	0.06	-0.03	-0.23	1.00						
UNFR87	-0.63	-0.40	-0.52	0.01	0.06	-0.04	-0.22	0.99	1.00					
UR87	-0.32	-0.31	-0.35	-0.17	-0.11	-0.29	-0.54	0.45	0.44	1.00				
IU87	-0.22	-0.20	-0.23	-0.08	-0.07	-0.22	-0.50	0.34	0.32	0.95	1.00			
KI83	0.41	0.19	0.21	-0.51	-0.65	-0.17	-0.23	-0.20	-0.23	-0.01	-0.06	1.00		
KI87	0.39	0.15	0.18	-0.51	-0.65	-0.18	-0.25	-0.18	-0.20	0.02	-0.04	1.00	1.00	
QM88	-0.02	-0.01	-0.01	-0.07	-0.02	-0.25	-0.42	-0.01	0.01	0.77	0.83	-0.19	-0.19	1.00

Tabelle A3: Korrelationen – Industrie

	IN	IN	IG	IG	IM	IM	EX	EX	NE	NE	CR	PC
INA85	1.00											
INQ85	0.41	1.00										
IGEW83	-0.21	-0.08	1.00									
IGEW87	-0.35	-0.31	0.63	1.00								
IMP83	-0.32	-0.14	-0.43	0.29	1.00							
IMP87	-0.28	0.07	-0.42	-0.03	0.83	1.00						
EXP83	0.08	-0.03	-0.65	-0.21	0.71	0.72	1.00					
EXP87	0.11	-0.01	-0.65	-0.29	0.64	0.71	0.99	1.00				
NEXP83	0.52	0.16	0.02	-0.60	-0.78	-0.54	-0.11	-0.02	1.00			
NEXP87	0.51	-0.10	-0.30	-0.33	-0.26	-0.39	0.35	0.38	0.68	1.00		
CR83	-0.03	-0.27	-0.21	0.07	0.22	0.03	-0.04	-0.07	-0.35	-0.13	1.00	
PC83	0.06	-0.16	0.68	0.45	-0.41	-0.46	-0.46	-0.47	0.17	-0.02	-0.35	1.00

Tab. A4: Regressionsergebnisse 1983 bzw. 1987

Variable	1983	t-Wert	1987	t-Wert
Land u. Forstwirtschaft	-0.168	(5.39) **	-0.122	(5.09) **
Energie u. Wasserversorgung	0.052	(1.86)	0.052	(2.45) *
Bergbau	0.014	(0.38)	-0.035	(1.25)
Nahrungsmittel	-0.071	(3.21) **	-0.033	(1.95)
Textilien	-0.037	(1.10)	-0.104	(3.84) **
Bekleidung und Leder	-0.157	(3.20) **	-0.116	(3.07) **
Holz	-0.116	(5.83) **	-0.118	(8.04) **
Papier	-0.008	(0.23)	0.041	(1.40)
Druckerei	0.074	(1.90)	0.070	(2.70) **
Chemie	-0.022	(0.81)	0.033	(1.78)
Steine und Glas	-0.010	(0.37)	-0.039	(1.73)
Metalle	-0.019	(1.37)	-0.009	(0.85)
Bauwesen				
Handel und Lagerung	-0.005	(0.28)	-0.042	(3.41) **
Beherbergung, Gastgewerbe	-0.033	(0.94)	-0.032	(1.36)
Verkehr	-0.001	(0.07)	-0.021	(1.38)
Geld- und Kreditwesen	0.085	(3.37) **	0.068	(3.81) **
Realitäten	0.079	(2.06) *	0.031	(1.18)
Gesundheits- und Fürsorgewesen	-0.098	(2.86) **	-0.080	(3.60) **
Unterricht	-0.070	(1.81)	-0.128	(5.04) **
Gebietskörperschaften	-0.090	(4.47) **	-0.091	(6.29) **
Sonstige Dienstleistungen	0.023	(0.61)	-0.082	(3.14) **

* bzw. ** zeigt die Signifikanz bei $\alpha = 0.05$ bzw. 0.01 an

Tab. A4: Regressionsergebnisse (Fortsetzung)

Variable	1983	t-Wert	1987	t-Wert
Schulbildung	0.062	(19.4) **	0.063	(30.2) **
Berufserfahrung	0.037	(28.9) **	0.028	(25.6) **
Berufserfahrung ²	-0.00062	(22.2) **	-0.000432	(18.4) **
Arbeitszeit	-0.020	(32.9) **	-0.009	(11.5) **
Erwerbsunterbrechung	NA		-0.068	(6.18) **
Wetter	-0.014	(1.43)	NA	
Lärm, Staub	-0.011	(1.10)	NA	
Körperlich schwere Arbeit	-0.027	(2.36) *	NA	
Monotonie	-0.008	(0.64)	NA	
Schichtdienst	-0.011	(1.05)	0.013	(1.12)
Ungünstige Arbeitszeit	0.035	(2.43) *	0.002	(0.26)
5-49 Beschäftigte	NA		0.066	(6.04) **
50-499 Beschäftigte	NA		0.116	(9.92) **
über 500 Beschäftigte	NA		0.137	(9.38) **
Hierarchie	0.224	(12.7) **	0.191	(15.5) **
DZ	-0.062	(3.87) **	0.048	(4.36) **
AIG	-0.042	(2.00) *	0.080	(4.93) **
IG	0.059	(3.53) **	0.027	(2.25) *
LIG	-0.062	(3.74) **	0.052	(4.38) **
FVG	-0.017	(1.00)	0.048	(3.99) **
PAGR	-0.054	(3.21) **	0.055	(4.59) **
AGR	-0.039	(1.77)	0.065	(4.07) **
Konstante	9.146	(210) **	8.716	(216) **
R^2	0.4710		0.3809	
ADJ R^2	0.4658		0.3773	
SE	0.2627		0.2511	
F-Test	7.17	**	12.14	**
N	4012		6866	

* bzw. ** zeigt die Signifikanz bei $\alpha = 0.05$ bzw. 0.01 an

Abkürzungsverzeichnis

CR83	Konzentrationsrate der Industrie 1983
DB	Änderungsrate der Beschäftigung
DZ-AGR	Regionalvariablen
EXP	Exportquote je Industriebranche
IGEW	Gewinnquote Industrie je Branche
ILD	Lohndifferential der Industriebranchen
IMP	Importquote je Industriebranche
INA85	Anteil der Firmen mit Innovationen an der Gesamtzahl
INQ85	Anteil der Innovationsaufwendungen am Gesamtumsatz
KI	Kapitalintensität je Branche
LD	Lohndifferential für die Gesamtwirtschaft
NEXP	Nettoexportquote je Branche
PC83	Price Cost Margin Industrie 1983
QGEW	Profitquote je Branche
QM88	Mobilitätsrate Männer je Branche
RGEW	Profitrate je Branche
UNFR	Arbeitsunfallrisiko je Branche
UR87	Arbeitslosenrate je Branche

Datenquellen

Aiginger K. [1990], Investitionsverhalten und Marktstruktur
ÖSTZ, Industriestatistik, diverse Jahrgänge
ÖSTZ, Mikrozensen, diverse Jahre
ÖSTZ, Statistisches Handbuch der Republik Österreich, diverse Jahrgänge
ÖSTZ, Statistische Nachrichten, diverse Ausgaben
Volk E. [1988], Innovations- und Technologietest des WIFO 1985
WIFO-Datenbank