

Gibt es kompensierende Lohndifferentiale in der Bundesrepublik Deutschland?*

Von Wilhelm Lorenz und Joachim Wagner

Nach der Theorie kompensierender Lohndifferentiale ist der Lohn *ceteris paribus* um so höher, je belastender bzw. unangenehmer und je gefährlicher die Arbeitsbedingungen sind. Diese Hypothese wird für die Bundesrepublik Deutschland getestet, indem Einkommensfunktionen auf der Grundlage von fünf verschiedenen Individualdatensätzen für vollzeiterwerbstätige Männer geschätzt werden.

1. Einleitung

Das von Adam Smith 1776 formulierte „Prinzip vom Ausgleich der Nettoerträge“¹ bildet auch heute noch einen wichtigen Baustein der orthodoxen neoklassischen Arbeitsmarkttheorie². Will man dieses Prinzip, daß negative Arbeitsplatzzeigenschaften eine positive Kompensationszahlung erfordern – in Smith' klassischen Worten : “The wages of labour vary with the ease or hardship, the cleanliness or dirtiness, the honourableness or dishonourableness of the employment”³ – ökonometrisch testen, dann ist es erforderlich, alle anderen lohnbestimmenden Faktoren konstant zu halten, d.h. für die von Schulbildung, Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeitsdauer usw. ausgehenden Einflüsse zu kontrollieren, denn: “the prediction is that, other

* Diese Untersuchung entstand im Rahmen des von der DFG geförderten Projekts „Arbeitsplatzwechsel, Diskriminierung und Individualeinkommen“. Wir danken dem DIW und dem SFB 3 für die Überlassung der Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel; die Veröffentlichung der Berechnungen auf der Grundlage einer vorläufigen Version der 1. Welle des Panels erfolgt in Absprache mit dem DIW. Die Daten aus der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) 1980, 1982 und 1984 wurden vom Zentralarchiv für empirische Sozialforschung, Universität zu Köln, zugänglich gemacht; weder die für die Konzeption der Erhebung und die Aufbereitung der Daten verantwortlichen Personen noch das Zentralarchiv tragen irgendeine Verantwortung für die Analyse oder Interpretation der Daten in diesem Beitrag. Wir danken ferner Herrn Dr. Hoffmann vom Hauptverband der gewerblichen Berufsgenossenschaften, St. Augustin und Herrn Dr. Schaaf vom TÜV Rheinland, Köln, für Unterstützung bei der Beschaffung von Daten zu Arbeitsunfall- und Berufskrankheitsrisiken. Eine frühere Version dieses Beitrags lag einem Vortrag am Institut für Höhere Studien in Wien im Oktober 1987 zugrunde.

Alle Berechnungen erfolgten mit dem IAS-System des Instituts für Höhere Studien, Wien, auf den Rechenanlagen des RRZN, Hannover.

¹ Vgl. Smith (1976), 116.

² Vgl. z.B. Addison / Siebert (1979), 165.

³ Smith (1976), 117.

things equal, wages will be higher in unpleasant or dangerous jobs"⁴. Für den Test benötigt man daher Individualdatensätze mit Angaben zum Arbeitseinkommen und zu den lohnbestimmenden Variablen einschließlich der nach der Theorie kompensierender Lohndifferentiale eine zusätzliche positive Entlohnung erfordernden Arbeitsplatzigenschaften. Durch Schätzen multipler Regressionsmodelle kann man dann versuchen, den *ceteris paribus* z.B. vom Risiko eines tödlichen Arbeitsunfalls auf das Arbeitseinkommen ausgehenden Effekt zu isolieren.

Da geeignete Datensätze erst seit einigen Jahren verfügbar sind, liegen ökonometrische Untersuchungen hierzu erst aus jüngerer Zeit und hauptsächlich für US-amerikanische Daten vor⁵. Der vorliegende Beitrag prüft erstmals für die Bundesrepublik Deutschland, ob *ceteris paribus* von einem höheren Risiko eines tödlichen oder nicht-tödlichen Arbeitsunfalls bzw. einer tödlichen oder nicht-tödlichen Berufskrankheit ein positiver Einfluß auf das Arbeitseinkommen ausgeht. *Abschnitt 2* stellt unseren Untersuchungsansatz vor, in *Abschnitt 3* präsentieren und interpretieren wir die Ergebnisse der Modellschätzungen, *Abschnitt 4* enthält ein Fazit.

2. Zum Ansatz der Untersuchung

Aus fünf umfangreichen Individualdatensätzen – der 1984 erhobenen 1. Welle des Sozio-ökonomischen Panels, einer Erhebung aus dem Bundesland Bremen aus dem Jahr 1981 (BREMEN) sowie den drei zwischen 1980 und 1984 durchgeführten „Allgemeinen Bevölkerungsumfragen der Sozialwissenschaften“ (ALLBUS 80, ALLBUS 82, ALLBUS 84) – wurden Datensätze konstruiert, die für vollzeitbeschäftigte Männer Angaben zum monatlichen Nettoeinkommen, zu wichtigen arbeitseinkommensbestimmenden Variablen wie Schulbildung, Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeitsdauer u. a. sowie zum jeweiligen berufsspezifischen Risiko eines tödlichen bzw. nicht-tödlichen Arbeitsunfalls und einer tödlichen bzw. nicht-tödlichen Berufskrankheit enthalten. Die von uns verwendeten Risikovariablen entstammen zwei Studien von *Schaaf* u. a.⁶. Es handelt sich bei ihnen jeweils um Durchschnittsdaten auf Berufsordnungsebene⁷ für die Jahre 1977 bis 1981, die wir den Individualfällen in den fünf Datensätzen über die in diesen vorhandenen Berufsvariablen zuordnen konnten. Die Variable „Risiko tödlicher Arbeitsunfälle“, für die im 3. Abschnitt beispielhaft detailliertere

⁴ *Ehrenberg / Smith* (1985), 233.

⁵ Vgl. als Überblick hierzu *Smith* (1979), *Brown* (1980) und *Rosen* (1986). *Hübler* (1985), 112 und *Hübler / Gerlach* (1987), 20 und 25f. behandeln diese Problematik kurz in auf die Bundesrepublik bezogenen Arbeiten, sie untersuchen aber weder Arbeitsunfall- noch Berufskrankheitsrisiken.

⁶ *Schaaf* u. a. (1984), (1986).

⁷ Statistisches Bundesamt (1975).

Ergebnisse ausgewiesen werden, ist operationalisiert als „tödliche Arbeitsunfälle je 100 Tsd. Arbeitnehmer und Jahr“.

Die Risiken lassen sich aus individueller Sicht als die Wahrscheinlichkeit interpretieren, als Folge der Ausübung eines bestimmten Berufes von einem Unfall oder einer Krankheit betroffen zu werden. Da man nun annehmen kann, daß die Beschäftigten ein höheres Risiko *ceteris paribus* als nutzenmindernd einschätzen, ist nach neoklassischer Arbeitsmarkttheorie eine positive Entlohnung dieser Unfall- bzw. Krankheitswahrscheinlichkeiten zu erwarten⁸.

Unseren ökonometrischen Untersuchungen liegen Einkommensfunktionen zugrunde, die eine Erweiterung der bereits „klassisch“ zu nennenden, von *Mincer*⁹ theoretisch begründeten Spezifikation

$$(I) \quad \ln(y) = b_0 + b_1s + b_2e - b_3e^2$$

mit $\ln(y)$ = logarithmiertes Arbeitseinkommen, s = Schuljahre und e = Dauer der Berufserfahrung um folgende Variablen darstellt: zusätzlich einbezogen werden die Dauer der Betriebszugehörigkeit (als Proxy für betriebspezifisches Humankapital bzw. als Kontrollgröße für ein leistungssicherndes Alters-Einkommensprofil¹⁰; erwartetes Vorzeichen: positiv), Arbeitszeitvariationen in Form von Überstunden (als Dummy-Variable; erwartetes Vorzeichen: positiv), ein vorhandener bzw. nicht-vorhandener Universitätsabschluß (erwartet wird, daß sich ein Abschluß *ceteris paribus* bezahlt macht) sowie Angaben zur Betriebsgröße und zur Stellung in der betrieblichen Hierarchie. Überlegungen aus dem Kontext von Effizienzlohntheorien¹¹ lassen sowohl mit steigender Betriebsgröße als auch für eine höhere Stellung in der Hierarchie *ceteris paribus* ein höheres Arbeitseinkommen erwarten: "If monitoring costs are higher in firms employing large numbers of workers, one might expect to see such firms paying higher wages (other things being constant)¹²." Ähnlich kann man für den Fall argumentieren, daß die Arbeitsleistung um so schwerer zu überwachen ist, je höher die Person in der betrieblichen Hierarchie angeordnet ist¹³. In die so spezifizier-

⁸ Auf eine detailliertere Beschreibung der Datensätze und der Variablen soll hier aus Platzgründen verzichtet werden; eine ausführliche Dokumentation der Daten und der Variablen findet man in Arbeitspapieren, die auf Anfrage erhältlich sind. Vgl. zu den Risikodaten und ihrer Interpretation *Schaaf* u. a. (1986), 48.

⁹ Vgl. *Mincer* (1974), 83 ff.

¹⁰ Vgl. *Bellmann* (1986).

¹¹ Vgl. als Überblick *Gerlach / Hübler* (1985).

¹² *Stiglitz* (1987), 8.

¹³ Die zuletzt angesprochenen Zusammenhänge können hier nicht ausführlich diskutiert werden. Vgl. zu einem *ceteris paribus* mit steigender Betriebsgröße steigendem Lohn – "a key stylized fact of most labor markets" (*Brown / Medoff* (1986), 45) – *Brown / Medoff* (1986); zum Zusammenhang von Lohnhöhe und Hierarchieposition *Bellmann* (1987).

ten Einkommensfunktionen werden dann jeweils *einzel*n die oben genannten vier berufsspezifischen Risikovariablen aufgenommen; für jede von ihnen ist nach der Theorie kompensierender Lohndifferentiale ein positives Vorzeichen zu erwarten.

3. Ergebnisse der ökonometrischen Untersuchung

Mit den fünf genannten Datensätzen wurden jeweils vier Einkommensfunktionen der oben beschriebenen Spezifikation geschätzt. Da wir uns im Rahmen dieser Arbeit auf die Frage konzentrieren, ob es in der Bundesrepublik Deutschland kompensierende Lohndifferentiale gibt, verzichten wir darauf, die Ergebnisse der Schätzungen für die 20 Einkommensfunktionen vollständig abzudrucken¹⁴. Wir beschränken uns hier mit Tab.1 auf die Wiedergabe jener Schätzungen, in die die Variable „Risiko tödlicher Arbeitsunfälle“ einbezogen wurden¹⁵. Die klassischen humankapitaltheoretischen Variablen „Schulbildung“ sowie „Berufserfahrung“ und deren Quadrat zeigen das erwartete Vorzeichen¹⁶ und weisen Größenordnungen auf, die mit Ergebnissen aus anderen internationalen Studien und Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland vergleichbar sind¹⁷. Die relativ geringen Ertragsraten für Schulbildung in den Datensätzen Sozio-ökonomisches Panel und BREMEN erklären sich durch den Einbezug der Variable „Leitende Tätigkeit“.

Ungewöhnlich ist das Auftreten „falscher“, d.h. der Theorie widersprechender, Vorzeichen bei der Variable „Dauer der Betriebszugehörigkeit“, die den Einfluß betriebspezifischen Humankapitals auf die Einkommen erfassen soll, zumal bei Querschnittsdaten eher eine Über- als Unterschätzung dieses Einflusses zu erwarten ist¹⁸. Ebenfalls erstaunlich sind die relativ starken Schwankungen in der Größenordnung des Koeffizienten der

¹⁴ Arbeitspapiere mit einer ausführlichen Darstellung aller Ergebnisse sind bei den Verfassern erhältlich. Es sei ferner darauf hingewiesen, daß alle Modelle mit der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate geschätzt und einer Reihe von Tests (auf normalverteilte und homoskedastische Störgrößen sowie auf korrekte Spezifikation der funktionalen Form des Modells) unterzogen wurden. Die Nullhypothesen wurden bei einigen Tests abgelehnt; wie in den Arbeitspapieren ausführlich begründet wird, ist unsere im folgenden vorgenommene Ergebnisinterpretation hiervon jedoch nicht betroffen; für eine systematische empirische Analyse der Mincerschen Einkommensfunktion mit bundesrepublikanischen Daten vgl. *Wagner / Lorenz* (1988).

¹⁵ Da die Risikovariablen untereinander relativ hoch korreliert sind, wurden für alle vier Risikovariablen getrennte Schätzungen durchgeführt.

¹⁶ Eine einfache Darstellung der zugrunde liegenden Theorie findet sich in *Lorenz / Wagner* (1988).

¹⁷ Vgl. für die Bundesrepublik Deutschland u.a. *Weißhuhn / Clement* (1983), *Bellmann / Gerlach / Hübler* (1984), *Gerlach* (1987); Ergebnisse aus internationalen Studien sind zusammengetragen in *Psacharopoulos* (1985).

¹⁸ Vgl. *Abraham / Farber* (1987).

Tabelle 1

Schätzergebnisse von Einkommensfunktionen für vollzeitbeschäftigte Männer
(endogene Variable: logarithmiertes monatl. Nettoeinkommen)*

Exogene Variable \ Datensatz	Sozio-ökonomisches Panel	BREMEN	ALLBUS 80	ALLBUS 82	ALLBUS 84
Schulbildung (Jahre)	0,040 (7,57)	0,041 (7,84)	0,088 (8,34)	0,076 (6,17)	0,068 (6,91)
Berufserfahrung (Jahre)	0,033 (11,62)	0,032 (12,13)	0,046 (9,39)	0,042 (7,36)	0,040 (7,18)
(Berufserfahrung) ² (Jahre)	-0,0007 (9,90)	-0,0006 (10,89)	-0,0008 (7,58)	-0,0008 (6,38)	-0,0007 (5,25)
Dauer der Betriebszugehörigkeit (Jahre)	0,005 (4,65)	0,001 (1,09)	-0,002 (0,97)	0,002 (0,75)	-0,0002 (0,07)
Überstunden (Dummy)	0,128 (7,42)	0,143 (9,99)			
Universitätsabschluß (Dummy)	0,228 (5,67)	0,187 (6,81)	0,172 (1,64)	0,278 (2,28)	0,332 (4,31)
Betriebsgröße (in Hundert)	0,002 (3,71)	0,002 (1,76)	0,0001 (0,55)	0,0008 (1,55)	0,0002 (0,87)
Leidende Tätigkeit (Dummy)	0,333 (5,86)	0,161 (11,08)			
Repetitive Arbeit (Dummy)		-0,073 (3,59)			
Körperlich anstrengende Arbeit (Dummy)		-0,072 (3,68)			
Viel Konzentration erfordernde Arb. (Dummy)		0,034 (2,51)			
Umgebungsbelastungen hoch bei Arb. (Dummy)		-0,037 (2,27)			
Schichtarbeit (Dummy)		0,015 (0,82)			
Risiko tödlicher Arbeitsunfälle	-0,0004 (1,26)	-0,0006 (1,04)	0,0015 (1,36)	-0,0007 (0,70)	0,0006 (0,51)
Anzahl der Fälle	953	1294	378	238	269
Korrigiertes Bestimmtheitsmaß	0,459	0,441	0,377	0,376	0,491

* Quelle: eigene Berechnungen; in Klammern stehen die absoluten t-Werte

Variable „Betriebsgröße“¹⁹. Sowohl für „Tenure“ als auch für die Betriebsgröße kann jedoch in den Schätzungen oft kein auf üblichem Niveau signifikanter Einfluß auf das Einkommen nachgewiesen werden.

Der gesicherte positive Einfluß der Dummy-Variablen „Überstunden“, „Universitätsabschluß“ und „Leitende Tätigkeit“ auf das Einkommen bestätigt die theoretischen Erwartungen. Beachtlich ist jedoch, daß sich trotz Kontrolle für Schulbildung²⁰ und Berufserfahrung ein Universitätsabschluß mit einem durchschnittlich 17 bis 33 Prozent höheren Einkommen bezahlt macht. Die für den Datensatz BREMEN zur Verfügung stehenden Variablen, die negative Arbeitsplatzzeigenschaften einfangen, zeigen nicht durchgängig das erwartete Vorzeichen. Gemessen am korrigierten Bestimmtheitsmaß fallen die Schätzungen für Einkommensfunktionen vergleichsweise gut aus.

Die geschätzten Koeffizienten für alle Risiko-Variablen aus den 20 Einkommensfunktionen sind in der Tab. 2 abgedruckt:

Tabelle 2

Geschätzte Koeffizienten der Risiko-Variablen aus Einkommensfunktionen

Risiko Variable \ Datensatz	Sozio-ökonomisches Panel	BREMEN	ALLBUS 80	ALLBUS 82	ALLBUS 84
Tödlicher Arbeitsunfall	-0,0004 (1,26)	-0,0006 (1,04)	0,0015 (1,36)	-0,0007 (0,70)	-0,0007 (0,51)
Nicht-tödlicher Arbeitsunfall	-0,0002 (3,66)	-0,0002 (4,40)	-0,0001 (0,10)	-0,0002 (2,75)	-0,0002 (1,86)
Tödliche Berufskrankheit	0,0010 (0,59)	-0,0035 (0,92)	0,0041 (1,31)	0,0006 (0,22)	0,0034 (1,18)
Nicht-tödliche Berufskrankheit	0,00002 (0,13)	-0,0003 (1,24)	0,0002 (1,32)	-0,00003 (0,24)	0,0001 (0,81)

Anmerkung: Zu den Datensätzen und Risikovariablen vgl. die Ausführungen im Text; in Klammern stehen die absoluten t-Werte.

(Quelle: Eigene Berechnungen)

Keiner von den geschätzten Koeffizienten weist ein auf einem üblichen Niveau statistisch gesichertes positives Vorzeichen auf, von den 11 negativen Vorzeichen sind drei – alle für das Risiko nicht-tödlicher Arbeitsunfälle

¹⁹ Den theoretischen Zusammenhang zwischen Individualeinkommen und Betriebsgröße diskutieren Brown / Medoff (1986).

²⁰ Bei der Operationalisierung der Variable „Schulbildung“ hat eine Universitätsausbildung bereits mit + 5 Jahren Berücksichtigung gefunden (im Vergleich zu z. B. 13 Jahren für Abitur).

– auf einem Niveau von einem Prozent signifikant²¹. Diese Ergebnisse widersprechen denen zahlreicher Untersuchungen mit Daten aus anderen Ländern, insbesondere solchen zum Einfluß des Todesrisikos auf das Arbeitseinkommen.

Ein Grund hierfür könnte darin bestehen, daß die hier verwendeten Datensätze teilweise aus Jahren mit hoher Arbeitslosigkeit stammen – hat doch bereits *Adam Smith* darauf hingewiesen, daß “this equality in the whole of the advantages and disadvantages of the different employments of labour . . . , can take place only in the ordinary, or what may be called the natural state of those employments”²². Diesen makroökonomischen Aspekt, der besonders von *John St. Mill*²³ in seinen 1848 erstmals veröffentlichten ‘Principles’ betont wurde, umschreibt *Mieth* sehr plastisch: „Die ökonomische Theorie der Lohnstruktur setzt Vollbeschäftigung voraus, sie steht und fällt damit. Bei Arbeitslosigkeit können sich die Marktkräfte von der Angebotsseite her überhaupt nicht entfalten. Unter diesen Umständen lassen sich nämlich stets auch die vom Lohn her benachteiligten Arbeitsplätze in der Volkswirtschaft besetzen. Auf dem Arbeitsmarkt regiert dann das Sprichwort: Den letzten beißen die Hunde²⁴.“

Will man die Bedeutung der makroökonomischen Situation für das Vorhandensein bzw. Fehlen kompensierender Lohndifferentiale ökonometrisch testen, dann benötigt man idealerweise einen umfassenden Individualdatensatz für einen längeren Zeitraum von Jahren mit unterschiedlichen konjunkturellen Situationen. Ein solches Panel steht für die Bundesrepublik Deutschland (auf absehbare Zeit) nicht zur Verfügung²⁵.

Ein Weg, auch ohne solche Daten erste Hinweise zur Bedeutung der makroökonomischen Situation für kompensierende Lohndifferentiale zu erhalten, besteht darin, die Ergebnisse miteinander zu vergleichen, die man aus identisch spezifizierten Einkommensfunktionen auf der Basis von Datensätzen, denen ein identisches Erhebungskonzept zugrunde liegt, aus Jahren unterschiedlicher konjunktureller Situation erhält. Hierfür stehen die drei ALLBUS-Datensätze zur Verfügung:

Beachtet man, daß die Arbeitslosenquote für Männer, die zwischen 1975 und 1979 von 4.3 % auf 2.9 % gesunken ist und 1980 3.0 % betrug, bis 1982 auf

²¹ Bei dem Umfang unserer Stichproben, der zwischen 238 Fällen (ALLBUS 84) und 1302 Fällen (BREMEN) liegt, sind die kritischen Werte für den zweiseitigen Test bei einem α -Fehler von 5 % (1 %) rund 2 (2.6).

²² *Smith* (1976), 132.

²³ *Mill* (1965), 383.

²⁴ *Mieth* (1967), 195.

²⁵ Das Sozio-ökonomische Panel (vgl. Hanefeld 1984) umfaßt erst zwei der Forschung zugänglichen Wellen aus den Jahren 1984 und 1985. Vgl. zu den Vorteilen einer Analyse kompensierender Lohndifferentiale mit Panel-Daten (unabhängig von den hier interessierenden makroökonomischen Einflüssen) *Duncan / Holmlund* (1983).

6.8 % und bis 1984 schließlich auf 8.5 % anstieg²⁶, dann ist ein c. p. positiver Einfluß höherer Risikowerte eher für 1980 als für 1982 und 1984 zu erwarten.

Ein Vergleich der Werte für 1980 mit denen für 1982 und 1984 zeigt, daß sich die ansteigende Massenarbeitslosigkeit wie erwartet auf die „Entlohnung“ von Risiko auswirkt:

- Von 1980 auf 1982 ändern sich die (allerdings nicht signifikanten) positiven Vorzeichen der Variablen „Risiko eines tödlichen Arbeitsunfalls“ und „Risiko einer nicht-tödlichen Berufskrankheit“ in negative; der insignifikant negative Koeffizient des „Risikos eines nicht-tödlichen Arbeitsunfalls“ wird signifikant negativ, der insignifikant positive Koeffizient des „Risikos einer tödlichen Berufskrankheit“ sinkt.
- Vergleicht man 1980 mit 1984, so sind die Vorzeichen identisch; die positiven Koeffizienten (und ihre $|t|$ -Werte) sinken, und der negative Koeffizient des Risikos eines nicht-tödlichen Arbeitsunfalls sinkt ebenso (bei steigendem $|t|$ -Wert).

Kann man diese Entwicklungen (bzw. die Ergebnisse der beiden Vergleiche mit der Situation für 1980) im Sinne der Theorie kompensierender Lohndifferentiale interpretieren, so liefert ein Vergleich der Koeffizientenschätzungen für 1982 und 1984 gerade umgekehrte Ergebnisse:

- Obwohl die Arbeitslosigkeit von 1982 bis 1984 weiter anstieg, werden aus (insignifikanten) negativen Koeffizienten (insignifikante) positive für das „Risiko eines tödlichen Arbeitsunfalles“ und das „Risiko einer nicht-tödlichen Berufskrankheit“, ferner wird der negative Koeffizient des „Risikos eines nicht-tödlichen Arbeitsunfalls“ insignifikant, und der (insignifikante) positive Koeffizient des „Risikos einer tödlichen Berufskrankheit“ steigt (wie der entsprechende $|t|$ -Wert).

Unsere Untersuchung erlaubt demnach keine eindeutigen Schlußfolgerungen hinsichtlich bestehender bzw. nicht bestehender Einflüsse der makroökonomischen Situation auf die Höhe bzw. Existenz kompensierender Lohndifferentiale. Hierbei ist zu beachten, daß dies auch mit der Tatsache zusammenhängen kann, daß wir kein Panel verwenden konnten, die Stichproben daher von Jahr zu Jahr personell unterschiedlich zusammengesetzt sind. Zwar zeigt eine Gegenüberstellung der Mittelwerte der Variablen keine gravierenden Abweichungen; da die verwendeten Risiko-Werte jedoch für alle Jahre identisch sind, zeigen die Differenzen in den Mittelwerten der Risikovariablen, daß die berufsmäßige Zusammensetzung der Stichproben zwischen den Jahren unterschiedlich ist. Inwiefern unsere Ergebnisse hiervon beeinflusst werden, ist jedoch nicht zu ermitteln.

²⁶ Vgl. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (Ihrsg.) (1986), 48 f.

4. Fazit

Die Ergebnisse unserer ökonometrischen Untersuchung deuten darauf hin, daß die Frage, ob es in der Bundesrepublik kompensierende Lohndifferentiale für Arbeitsunfall- und Berufskrankheitsrisiken gibt, eher verneint als bejaht werden kann. Diese Schlußfolgerung kann jedoch nur vorläufig sein, da eine Reihe von Einwänden gegen unsere Vorgehensweise vorgebracht werden können:

- Die berufsspezifischen Risikodaten könnten für das jeweilige persönliche Arbeitsplatzrisiko zu ungenaue (im Extremfall völlig falsche) Angaben darstellen.
- Die Risiken könnten zu klein für eine handlungsleitende Wahrnehmung sein oder angesichts der Versicherungsleistungen (für nicht-tödliche Risiken) ignoriert werden.
- Mobilitätsbeschränkungen auf segmentierten Arbeitsmärkten mit zutrittsbeschränkten, nicht lohngesteuerten Teilbereichen können den „Ausgleich der Nettoerträge“ im Sinne von Adam Smith verhindern.
- Schließlich könnten die Einkommensfunktionen fehlspezifiziert sein, da sie unbeobachtbare Größen wie die individuellen Fähigkeiten nicht als Kontrollvariable einbeziehen.

Abgesicherte Aussagen zu kompensierenden Lohndifferentialen in der Bundesrepublik sind demnach aus unserer Untersuchung nicht ableitbar. Die empirische Forschung hierzu in der Bundesrepublik Deutschland hat jedoch erst begonnen; es bleibt zu hoffen, daß auf der Grundlage einer verbesserten Datenbasis – hier ist in erster Linie an Auswertungen von Panel-Datensätzen zu denken – eindeutigere Schlüsse möglich werden.

Zusammenfassung

Nach der Theorie kompensierender Lohndifferentiale ist der Lohn *ceteris paribus* um so höher, je belastender bzw. unangenehmer und je gefährlicher die Arbeitsbedingungen sind. Diese Hypothese wird für die BRD getestet, indem Einkommensfunktionen auf der Grundlage von fünf verschiedenen Individualdatensätzen für vollzeitbeschäftigte Männer geschätzt werden. Im Gegensatz zu einer großen Anzahl von zumeist auf US-amerikanischen Daten beruhenden Studien zeigt sich hier kein Hinweis darauf, daß ein höheres Risiko eines Arbeitsunfalls oder einer Berufskrankheit durch einen höheren Lohn kompensiert wird.

Summary

The theory of compensating wage differentials postulates that, other things equal, wages will be higher in unpleasant or dangerous jobs. This hypothesis is tested for the

FRG by estimating earnings functions based on five different sets of data for male full-time employees. Contrary to a number of studies using data mainly from the US we conclude that workers in the FRG seem neither to be compensated for risks of industrial accidents nor for risks of occupational diseases.

Literatur

- Abraham, K. G. / Farber, H. S. (1987), Job Duration, Seniority and Earnings. *American Economic Review* 77, 278 - 297.
- Addison, J. T. / Siebert, W. S. (1979), *The Market for Labor: An Analytical Treatment*. Santa Monica.
- Bellmann, L. (1986), *Senioritätsentlohnung, betriebliche Hierarchie und Arbeitsleistung. Eine theoretische und empirische Untersuchung zur Lohnstruktur*. Frankfurt / New York.
- (1987), *Effizienzlohntheorie und hierarchische Mobilität*. Hannover (mimeo).
- Bellmann, L. / Gerlach, K. / Hübler, O. (1984), *Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland. Zur Theorie und Empirie der Arbeitseinkommen*. Frankfurt, New York.
- Brown, C. (1980), Equalizing Differences in the Labor Market. *Quarterly Journal of Economics* 94, 113 - 134.
- Brown, C. / Medoff, J. L. (1986), *The Employer Size Wage Effect*. Harvard Institute of Economic Research, Discussion Paper No. 1202. Cambridge.
- Duncan, G. J. / Holmlund, B., Was Adam Smith Right after all? Another test of the Theory of Compensating Wage Differentials. *Journal of Labor Economics* 1, 366 - 379.
- Ehrenberg, R. G. / Smith, R. S. (1985), *Modern Labor Economics*. Glenview / London.
- Gerlach, K. (1987), A Note on Male-Female Wage Differences in West Germany. *Journal of Human Resources* 22, 584 - 592.
- Gerlach, K. / Hübler, O. (1985), Lohnstruktur, Arbeitsmarktprozesse und Leistungsintensität in Effizienzlohnmodellen, in: F. Buttler / J. Kühl / B. Rahmann (Hrsg.), *Staat und Beschäftigung. Angebots- und Nachfragepolitik in Theorie und Praxis*. Nürnberg.
- Hanefeld, U. (1984), *Das Sozio-ökonomische Panel. Eine Längsschnittstudie für die Bundesrepublik Deutschland. Vierteljahrsheft zur Wirtschaftsforschung / Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung* 4/1984, 391 - 406.
- Hübler, O. (1984), Zur empirischen Überprüfung alternativer Theorien der Verteilung von Arbeitseinkommen – Ökonometrische Ein- und Mehrgleichungsmodelle, in: L. Bellmann / K. Gerlach / O. Hübler, *Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland. Zur Theorie und Empirie der Arbeitseinkommen*. Frankfurt / New York, 17 - 189.
- Hübler, O. / Gerlach, K. (1987), *Sectoral and occupational earnings patterns: Towards a test of the efficiency wage hypothesis*. Hannover (mimeo).
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (Hrsg.) (1986), *Zahlen-Fibel. Ergebnisse der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung in Tabellen*. Nürnberg.

- Lorenz, W. / Wagner, J. (1988), Einkommensfunktionen. WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium (im Druck).*
- Mieth, W. (1967), Ein Beitrag zur Theorie der Lohnstruktur. Göttingen.*
- Mill, J. S. (1965), Principles of Political Economy with Some of Their Applications to Social Philosophy (Collected Works of John Stuart Mill, Vol. II). London.*
- Mincer, J. (1974), Schooling, Experience and Earnings. New York / London.*
- Psacharopoulos, G. (1985), Returns to Education: A Further International Update and Implications. Journal of Human Resources 20, 583 - 604.*
- Rosen, S. (1986), The Theory of Equalizing Differences, in: O. Ashenfelter / R. Layard (eds.), Handbook of Labor Economics. Vol. I. Amsterdam usw.*
- Schaaf, E., u. a. (1986), Schadenindex zum Vergleich beruflich bedingter Risiken. Köln.*
- Schaaf, E. / Hennig, J. (1984), Berufsspezifische Unfallrisiken zum Vergleich mit Risiken durch berufsbedingte Strahlenbelastung. Köln (mimeo).*
- Smith, A. (1976), An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations (The Glasgow Edition of the Works and Correspondence of Adam Smith, Vol. I). Oxford.*
- Smith, R. S. (1979), Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review. Industrial and Labor Relations Review 32, 339 - 352.*
- Statistisches Bundesamt (1985), Klassifizierung der Berufe. Systematisches und alphabetisches Verzeichnis der Berufsbenennungen, Ausgabe 1975. Stuttgart, Mainz.*
- Stiglitz, J. E. (1987), The Causes and Consequences of the Dependence of Quality on Price. Journal of Economic Literature XXV, 1 - 48.*
- Wagner, J. / Lorenz, W. (1988), The Earnings-Function under Test, erscheint in: Economics Letters.*
- Weißhuhn, G. / Clement, W. (1983), Qualifikations- und Verdienststrukturen in der Bundesrepublik Deutschland 1974 - 1978. Eine Humankapitalanalyse, in: W. Clement / M. Tessaring / G. Weißhuhn, Ausbildung und Einkommen in der Bundesrepublik Deutschland. Nürnberg, 11 - 164.*