

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Lutz Bellmann

Entlohnung als Risikokompensation

27. Jg./1994

4

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de; (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de; (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de; Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Entlohnung als Risikokompensation

Eine theoretische und empirische Analyse

Lutz Bellmann*

Nach der Theorie kompensierender Lohndifferentiale sollten anstrengende Tätigkeiten, ebenso wie Tätigkeiten, die in ungesunder Umgebung ausgeübt werden oder geringe gesellschaftliche Anerkennung finden, höher entlohnt werden als Tätigkeiten, die weniger anstrengend sind, ohne Gesundheitsgefährdung erfolgen und ein hohes Sozialprestige besitzen. Im Arbeitsmarktgleichgewicht sollte nach dieser Theorie die Entlohnung von Beschäftigten mit höheren Risiken eines Arbeits- oder Wegeunfalls oder einer Berufskrankheit gegenüber der Entlohnung von Beschäftigten, die weniger Risiken bei ihrer Arbeit ausgesetzt sind, höher sein. Dies gilt auch, wenn die Beschäftigten unterschiedliche Risikopräferenzen besitzen und wenn die Betriebe sich in ihren Möglichkeiten unterscheiden, durch Sicherheitseinrichtungen und -Vorschriften Risiken zu verringern. Während eine Vielzahl von US-amerikanischen Studien die Theorie kompensierender Lohndifferentiale bestätigen, haben Lorenz/Wagner (1988) für die Bundesrepublik Deutschland keine empirische Evidenz dafür gefunden.

In diesem Beitrag wird durch eine theoretische Analyse von Regulierungen, wie z.B. Sicherheitsstandards im Rahmen eines Arbeitsmarktgleichgewichts, eine Erklärung für die Unterschiede zwischen beiden Ländern gegeben. Allerdings wird der empirische Befund von Lorenz/Wagner (1988) relativiert durch die Schätzung von um Risikofaktoren erweiterten Einkommensfunktionen auf Basis der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit. Weiterhin wird die in ihrer Höhe unterschiedliche monetäre Kompensation verschiedener Risiken erklärt durch eine Erweiterung des theoretischen Modells um die Berücksichtigung der psychologischen Erfahrung, daß Risiken mit kleinen Eintrittswahrscheinlichkeiten überschätzt werden, während solche mit großen Eintrittswahrscheinlichkeiten unterschätzt werden.

Gliederung

- 1 Einleitung
 - 2 Arbeitsmarktgleichgewicht unter Berücksichtigung von Arbeitsplatzrisiken, Sicherheitsstandards und verzerrter Risikowahrnehmung
 - 3 Untersuchungsansatz
 - 4 Ergebnisse
 - 5 Schlußfolgerungen
- Literaturverzeichnis

1 Einleitung

Die dieser Analyse zugrundeliegende Theorie geht zurück auf Adam Smith (1776), der schon 1776 beschrieb, daß anstrengende Tätigkeiten ebenso wie Tätigkeiten, die in ungesunder Umgebung ausgeübt werden oder geringe gesellschaftliche Anerkennung besitzen, höher entlohnt werden als Tätigkeiten, die weniger anstrengend sind, ohne Gesundheitsgefährdung erfolgen und ein hohes Sozialprestige besitzen. Deshalb erfordert eine risikoreiche Tätigkeit die Zahlung dafür kompensierender Lohndifferentiale. Die Verfügbarkeit von Individualdaten ermöglicht die ökonomische Schätzung von sogenannten hedonischen Lohngleichungen, in denen der Einfluß des Risikos auf das Arbeitseinkommen bei Konstanz anderer lohnbestimmender Faktoren, wie Schulbildung und Berufserfahrung, ermittelt wird. Unter bestimmten Annahmen erlauben diese Regressionen die Schätzung einer Risikoprämie bei tödlich und nicht-tödlich verlaufenden Berufskrankheiten und Arbeitsunfällen. Während bei einer großen Anzahl von Studien anhand US-amerikanischer Daten das Arbeitseinkommen um so höher ist, je belastender bzw. unangenehmer und je gefährlicher die Arbeitsbedingungen sind¹, haben

Lorenz und Wagner (1988) auf der Grundlage von fünf verschiedenen Individualdatensätzen für Westdeutschland keinen Hinweis darauf gefunden, daß ein höheres Risiko eines Arbeitsunfalls oder einer Berufskrankheit durch einen höheren Lohn kompensiert wird.

Mit der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit lassen sich den genannten Studien vergleichbare Untersuchungen durchführen. Wegen des großen Umfangs dieser Datenbasis sind zusätzliche Aufschlüsse hinsichtlich des Risiko-Entlohnungs-Tradeoffs zu erwarten. Darüber hinaus ist die Regulierungsdichte des westdeutschen gegenüber dem US-amerikanischen Arbeitsmarktes im Bereich des Arbeitsschutzes höher. Daraus lassen sich theoretische Implikationen für die Schätzung der Risiko-Entlohnungs-Tradeoffs ableiten. Weiterhin wird auf die Wahrnehmung von Risiken mit unterschiedlichen Eintrittswahrscheinlichkeiten eingegangen. Der Aufbau des vorliegenden Beitrages ist folgender: In Abschnitt 2 werden theoretische Überlegungen zum Marktgleichgewicht auf nicht regulierten und regulierten Arbeitsmärkten sowie zur Wahrnehmung von Risiken angestellt. Im Abschnitt 3 wird der Untersuchungsansatz vorgestellt und im Abschnitt 4 werden die ökonomischen Ergebnisse präsentiert. Im Abschnitt 5 werden Schlußfolgerungen gezogen.

2 Arbeitsmarktgleichgewicht unter Berücksichtigung von Arbeitsplatzrisiken, Sicherheitsstandards und verzerrter Risikowahrnehmung

1. Nach der Theorie kompensierender Lohndifferentiale ist die Höhe des kompensierenden Lohndifferentials, das ein Beschäftigter auf einem Arbeitsplatz mit einem bestimmten Risiko eines Unfalls oder für das Entstehen einer Berufskrankheit erhält, das Ergebnis des Zusammenwirkens von Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage. Es soll für die folgende Analyse von anderen Unterschieden zwischen Arbeitskräften ebenso abstrahiert werden wie von anderen Faktoren, wie betrieblichen Sozialleistungen, die neben dem Einkommen den Nutzen eines Beschäftigten ebenfalls beein-

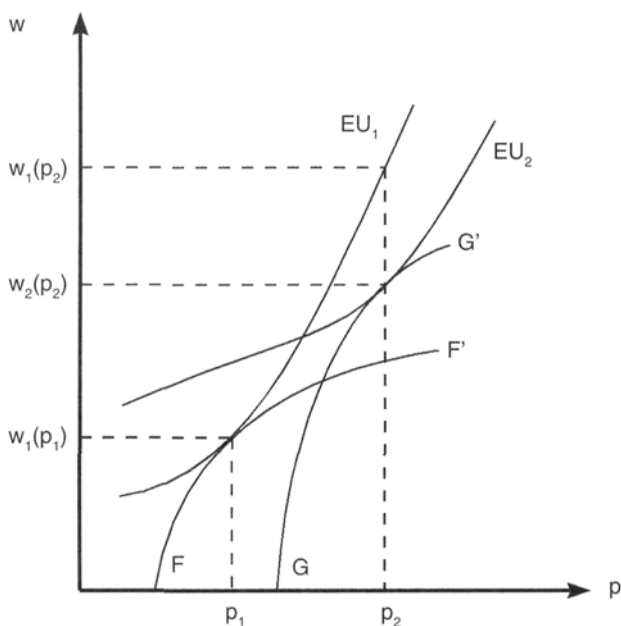
* Dr. Lutz Bellmann ist Wiss. Mitarbeiter im IAB. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

¹ Vgl. Moore und Viscusi (1990) sowie Viscusi (1993) für eine Gegenüberstellung und Diskussion dieser Studien.

flussen. Eine eventuelle Absicherung des Risikos soll, im ersten Analyseschritt, allein dem Beschäftigten obliegen.

Zunächst wird die Arbeitsnachfrageseite betrachtet. Die Betriebe können durch Sicherheitsvorschriften und geeignete Sicherheitseinrichtungen das Unfall- und das Erkrankungsrisiko ihrer Beschäftigten reduzieren. Entsprechende Kosten dafür führen aber dazu, daß sie dann c.p. ihren Beschäftigten niedrigere Löhne bezahlen, als wenn es diese Schutzmaßnahmen nicht gäbe. Deshalb nimmt die betriebliche Lohnangebotskurve einen steigenden Verlauf im Lohnsatz-Risiko-Diagramm an. Weiterhin ist es plausibel anzunehmen, daß bei einem relativ hohen Risiko vergleichsweise geringe Aufwendungen für eine bestimmte Reduzierung des Risikos ausreichen, jedoch mit zunehmender Sicherheit die Kosten steigen. Eine Ausschaltung des Risikos dürfte nahezu ausgeschlossen sein, solange die Produktion nicht eingestellt wird. Diese abnehmenden Grenzerträge von Sicherheitsaufwendungen begründen die Annahme eines konkaven Verlaufs der betrieblichen Lohnangebotskurve. Diese Kurve hat einen Schnittpunkt mit der Abszisse im Lohnsatz-Risiko-Diagramm, wenn angenommen wird, daß eine vollständige Beseitigung des Risikos nicht möglich ist. In der Abbildung 1 repräsentieren die Kurven FF' und GG' die Lohnangebotskurven zweier Betriebe, die unterschiedliche Möglichkeiten besitzen, bei verschiedenen Risikoniveaus (dargestellt durch die Eintrittswahrscheinlichkeit eines Unfalls oder einer Berufskrankheit) ihr Lohnangebot zu variieren. Die Arbeitskräfte werden jeweils einen Arbeitsplatz in dem Betrieb präferieren, der den höchsten Lohnsatz bei gegebenem Risiko bietet.

Abbildung 1: Arbeitsmarktgleichgewicht im Lohnsatz-Risiko-Diagramm



Auf der Arbeitsangebotsseite wird eine Formulierung des Erwartungsnutzens nach von Neumann-Morgenstern vorgenommen. $U(w)$ ist der Nutzen eines gesunden Beschäftigten und $V(w)$ der Nutzen eines erkrankten bzw. durch einen Unfall geschädigten Beschäftigten. Die folgenden Ausführungen hängen davon ab, daß die Kompensationszahlung nach einem Unfall oder einer Berufskrankheit an den Lohnsatz gebunden ist, also die 1. Ableitung der Nutzerfunktion $V'(w) > 0$ ist. Arbeitskräfte fordern die Risiko-

kompensation, wenn der Nutzen aus einem risikoreichen Beschäftigungsverhältnis kleiner ist als aus einem weniger risikoreichen Beschäftigungsverhältnis, d.h. wenn $U(w) > V(w)$.

Der Verlauf der Indifferenzkurve im Lohnsatz-Risiko-Diagramm läßt sich aus einem gleichbleibenden Nutzen entlang der Indifferenzkurve ableiten,

$$Z = (1 - p) U(w) + p V(w),$$

wobei p die Eintrittswahrscheinlichkeit für einen Unfall oder eine Berufskrankheit ist. Damit ergibt sich der Risiko-Entlohnungs-Tradeoff nach totaler Differentiation der Indifferenzkurve bei konstantem Nutzenniveau.

$$dZ = Z_p dp + Z_w dw \stackrel{!}{=} 0,$$

wobei Z_p und Z_w die partiellen Ableitungen der Indifferenzkurve nach p und w sind,

$$\frac{dw}{dp} = - \frac{Z_p}{Z_w} = \frac{U(w) - V(w)}{(1 - p) U'(w) + p V'(w)} > 0,$$

d.h. das geforderte kompensierende Lohndifferential steigt mit dem Risikoniveau. Die Annahme der Risikoaversion ($U'' < 0, V'' < 0$) für die Beschäftigten ist also nicht erforderlich, wird aber in der Literatur diskutiert (vgl. Viscusi 1979).

Die Beschäftigten wählen auf den unterschiedliche betriebliche Möglichkeiten der Risikoreduktion repräsentierenden Lohnangebotskurven die Lohnsatz-Risiko-Kombination aus, die ihren Erwartungsnutzen maximiert. Die Punkte (p_1, w_1) und (p_2, w_2) im Lohnsatz-Risiko-Diagramm sind Tangentialpunkte der betrieblichen Lohnangebotskurven FF' und GG' mit den Indifferenzkurven der Beschäftigten EU_1 und EU_2 . Für den Beschäftigten 1 ist der größte Erwartungsnutzen im Punkt (p_1, w_1) erreicht, während dies für den Beschäftigten 2 im Punkt (p_2, w_2) gilt. Für den Arbeitsmarkt als Ganzes gibt es also mehrere Lohnsatz-Risiko-Kombinationen für heterogene Arbeitskräfte und Betriebe, deren Verbindungslinie ökonomisch geschätzt werden kann. Die Steigung dieser Linie gibt die Höhe der Risikoprämie sowohl aus der Sicht des Beschäftigten als auch aus der der Betriebe an. Dies bedeutet aber auch, daß eine isolierte Schätzung der betrieblichen Lohnangebotskurven und der Indifferenzkurven der Beschäftigten nicht möglich ist.

Ein bestimmter, konstanter Schätzwert für die Steigung der Verbindungslinie der Tangentialpunkte sollte allerdings nicht dahingehend interpretiert werden, daß er angibt, in welchem Umfang die Zahlung kompensierender Lohndifferenziale bei gegebenem Erwartungsniveau der Beschäftigten notwendig ist. Die Heterogenität der Beschäftigten erfordert die Berücksichtigung der unterschiedlichen Risikopräferenzen der Beschäftigten. Während der Beschäftigte 2 das Risiko p_2 beim Lohnsatz $w_2(p_2)$ akzeptiert, fordert der Beschäftigte 1 eine höhere Kompensation $w_1(p_2)$, d.h. eine Zunahme der Beschäftigung auf Arbeitsplätzen mit dem Risiko p_2 erfordert die Zahlung höherer kompensierender Lohndifferenziale als aus der Betrachtung der Steigung der Verbindungslinie der Punkte (p_1, w_1) und (p_2, w_2) hervorgeht.

2. Die Träger der gesetzlichen Unfallversicherung in Deutschland sind die Berufsgenossenschaften. Ihre Aufgabe ist der Versicherungsschutz seit 1884 gegen Arbeitsunfälle, und seit 1925 bei Wegeunfällen sowie Berufskrankheiten. Ihnen obliegt es, mit allen geeigneten Mitteln Arbeitsunfälle

zu verhüten, für eine wirksame Erste Hilfe zu sorgen, die Verletzten gesundheitlich wiederherzustellen und beruflich einzugliedern sowie ihre wirtschaftliche Versorgung sicherzustellen. In Unfallverhütungsvorschriften werden verbindliche Regelungen für Einrichtungen, Anordnungen und Maßnahmen der Unternehmen und für das Verhalten der Arbeitnehmer getroffen. Über die Technischen Aufsichtsbeamten überwachen die Berufsgenossenschaften die Durchführung der Unfallverhütung.

Vergleichbar mit der gesetzlichen Unfallversicherung in Deutschland ist die amerikanische Occupational Safety and Health Administration (OSHA) von 1970. Allerdings beschreiben Moore/Viscusi die allgemeine Einschätzung der Wirksamkeit dieses Unfallversicherungssystems wie folgt: „Policies of the Occupational Safety and Health Administration are generally viewed as ineffective, having but a small impact on workplace.“ (Moore/Viscusi 1993, S. 3). Die Autoren sind der Ansicht, daß für risikoreiche Tätigkeit in den USA Risikozuschläge von den Betrieben gezahlt werden. Ihrer Ansicht nach wird aber vergleichsweise oft eine Kompensation für nicht berufsbedingte und vorgetäuschte Unfälle und Erkrankungen gefordert², so daß allein die Zahlung von Risikoprämien für Arbeits- und Wegeunfälle sowie Berufskrankheiten nicht risikomindernd wirkt.

Sicherheitsstandards können im Lohnsatz-Risiko-Diagramm insofern berücksichtigt werden, als das Risiko oder die Unfall Wahrscheinlichkeit einen bestimmten Wert p_r nicht überschreiten darf.³ Betrachten wir zunächst ausschließlich den Beschäftigten 2. In der Abbildung 2 ist dargestellt, daß sich bei Abwesenheit von Sicherheitsstandards der Tangentialpunkt (p_2, w_2) von betrieblicher Lohnangebotskurve GG' und der Indifferenzkurve EU_2 als Marktergebnis bildet. Dagegen kann bei einer Obergrenze des Risikos p_r nur noch die Indifferenzkurve EU_2' erreicht werden, so daß die Beschäftigten einen Arbeitseinkommensverlust in Höhe von $w_2 - w_r$ erleiden. Bezieht man auch den Beschäftigten 1 und die betriebliche Lohnangebotskurve FF' in die Betrachtung ein, so verändert sich die Steigung der Verbindungslinie des Tangentialpunkts (p_1, w_1) der Indifferenzkurve des Beschäftigten 1 und der Lohnangebotskurve FF' mit dem Schnittpunkt (p_r, w_r) der niedrigeren Indifferenzkurve des Beschäftigten 2 und der Lohnangebotskurve GG' , weil die drei Punkte (p_1, w_1), (p_2, w_2) und (p_r, w_r) im allgemeinen nicht auf einer Geraden liegen können (vgl. Abbildung 3). Notwendigerweise ist damit die Steigung der Verbindungslinie der Punkte (p_r, w_r) und (p_1, w_1) flacher als die der Verbindungslinie der Punkte (p_2, w_2) und (p_2, w_2). Die Einführung von Sicherheitsstandards führt also zu einer geringeren Steigung der Verbindungslinie und damit zu einer niedrigeren Risikoprämie. Aus der Abbildung 3 ist ersichtlich, daß die ursprüngliche positive Steigung der Verbindungslinie sogar negativ werden kann. Darin könnte eine Erklärung für die Unterschiede zwischen den Ergebnissen der US-amerikanischen Studien und denen von Lorenz/ Wagner (1988) liegen.

In einer Vielzahl psychologischer Studien wird die verzerrte Wahrnehmung von Risiken durch die Versuchspersonen bzw. Befragungspersonen dokumentiert. Individuen tendieren dazu, die Eintrittswahrscheinlichkeiten von Risiken systematisch

Abbildung 2: Berücksichtigung von Sicherheitsstandards im Lohnsatz-Risiko-Diagramm

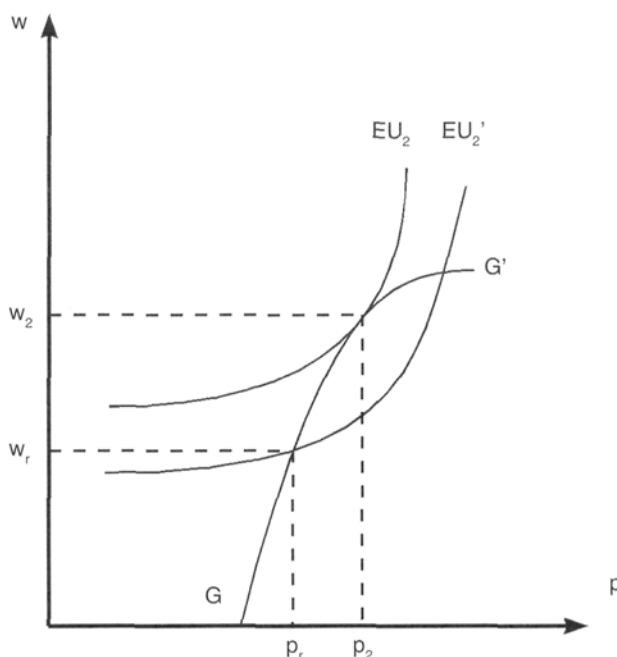
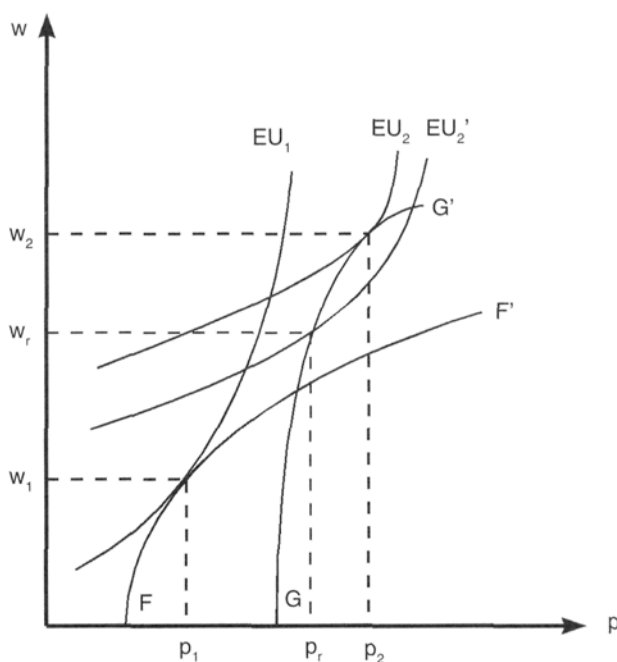


Abbildung 3: Arbeitsmarktgleichgewicht bei Berücksichtigung von Sicherheitsstandards im Lohnsatz-Risiko-Diagramm



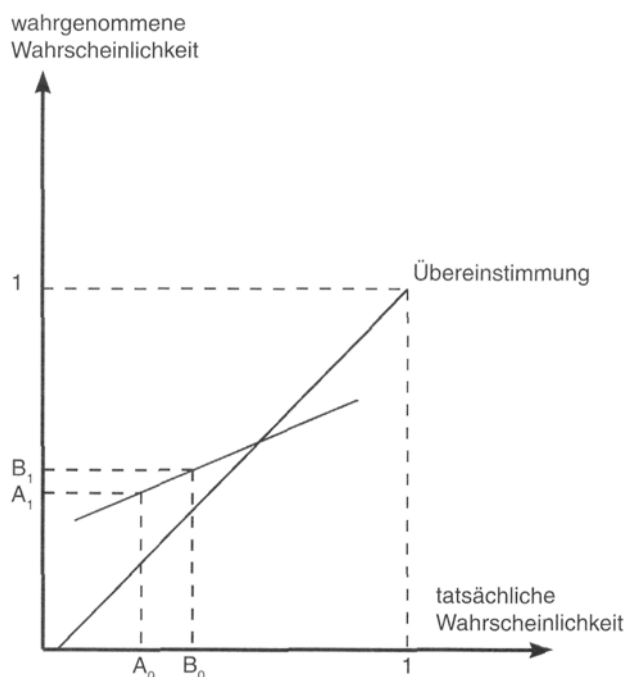
zu unterschätzen, wenn sie in Wirklichkeit hoch sind. Dagegen überschätzen sie die Eintrittswahrscheinlichkeit bei Risiken mit tatsächlich kleiner Eintrittswahrscheinlichkeit (vgl. z.B. Fischhoff et al. 1981 und Kahneman et al. 1982).

In der Abbildung 4 ist die Beziehung zwischen wahrgenommener und tatsächlicher Eintrittswahrscheinlichkeit dargestellt. Eine Erhöhung des tatsächlichen Risikos von A_0B_0 wird nur als Zunahme von A_1, B_1 , wahrgenommen, so daß auch nur eine vergleichsweise geringe zusätzliche monetäre Kompensation gefordert werden wird. Kahneman/Tversky (1979,

2 Moore/ Viscusi (1993) weisen empirisch eine Wirksamkeit der OSHA bei Risiken mit Todesfolge nach. Als Erklärung führen die Autoren die geringeren Täuschungsmöglichkeiten bei diesen Risiken an.

3 Vgl. Hamermesh/ Rees (1993), S. 443 – 447.

Abbildung 4: Tatsächliche und wahrgenommene Eintrittswahrscheinlichkeiten von Risiken



S. 282 f.) argumentieren, daß Personen extrem kleine Wahrscheinlichkeiten nicht verstehen und bewerten können und sie deshalb entweder ignorieren oder überbewerten. Deshalb sind in der Abbildung 4 die Enden der Kurve, die die Beziehung zwischen tatsächlicher und wahrgenommener Wahrscheinlichkeit angibt, nicht gezeichnet. Die in der Abbildung 4 dargestellte systematische Wahrnehmungsverzerrung läßt sich bei der Ableitung des Marktgleichgewichts berücksichtigen. Im empirischen Teil dieses Beitrags wird eine Überprüfung dieser theoretischen Überlegungen vorgenommen, die aufgrund einer Besonderheit der Daten möglich ist und m.W. in der Literatur noch nicht zu finden ist.

3 Untersuchungsansatz

Als Datensatz wird die 1 %-Stichprobe aus der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit verwendet, die hinsichtlich ihres Umfangs und des zeitlichen Rahmens, den sie abdeckt, für die zu untersuchende Fragestellung besonders geeignet ist. Die Betriebe müssen für ihre sozialversicherungspflichtig Beschäftigten u.a. Meldungen über die Ausbildung, das Bruttoarbeitsentgelt und die Beschäftigungszeiten an die Sozialversicherung abgeben. Da mit den Einkommensangaben Rechtsansprüche an die Sozialversicherung verbunden sind, darf gerade diesen besonders gut vertraut werden (vgl. Cramer 1986, S. 62).

Nicht in der Beschäftigtenstatistik erfaßt werden Beamte sowie die Selbständigen, mithelfenden Familienangehörigen und geringfügig Beschäftigten. Den „Erfassungsgrad“ der

Beschäftigtenstatistik haben Clement, Tessaring und Weißhuhn (1980, S. 186 f.) genauer untersucht und dabei für das Jahr 1976 festgestellt, daß er im Vergleich zum Mikrozensus für alle Arbeitnehmer (Erwerbstätigen) 72 % (60 %), für die Hochschulabsolventen 25 % (21 %). Fachhochschulabsolventen 60 % (51 %), Erwerbspersonen mit abgeschlossener Berufsausbildung 77 % (66 %) und ohne Ausbildungsabschluß 75 % (58 %) beträgt.

Aus der Grundgesamtheit aller Personen, die im Zeitraum 1974 bis 1989 mindestens ein sozialversicherungspflichtiges Beschäftigungsverhältnis eingegangen sind, wurde jeder Hundertste für die IAB-Beschäftigtenstichprobe ausgewählt. Da bei Teilzeitbeschäftigten lediglich zwischen einer wöchentlichen Arbeitszeit von unter 20 Stunden sowie 20 Stunden und mehr unterschieden wird, muß aus Gründen der Vergleichbarkeit der (Brutto-)Einkommen die Studie auf Vollzeitbeschäftigte (ohne Wehr- und Zivildienstleistende und ohne Auszubildende) beschränkt werden. Die ausschließliche Berücksichtigung von Vollzeitbeschäftigten führt zu einem Stichprobenauswahlfehler, weil die individuelle Entscheidung über die Arbeitszeit ihrerseits vom erzielbaren Nettoeinkommen und dessen Determinanten abhängig ist. Bei der Ermittlung des Zusammenhangs zwischen erworbener Qualifikation und Einkommen muß deshalb zusätzlich zur direkten Wirkung der Qualifikation auf das Einkommen auch die indirekte Wirkung der Qualifikation auf die Arbeitszeitsentscheidung und damit auf die Zusammensetzung der Stichprobe berücksichtigt werden.

Die für die Anwendung der Heckmann-Korrektur notwendige Schätzung von Arbeitsangebotsfunktionen erfordert die Verfügbarkeit von Variablen wie den Familienstand und die Anzahl der Kinder, die in der Beschäftigtenstatistik nicht zur Verfügung stehen (Bellmann/Gerlach 1984). Deshalb bezieht sich die empirische Analyse mit den Daten der Beschäftigtenstatistik ausschließlich auf männliche Vollzeitbeschäftigte, da wegen des geringen Anteils der teilzeitbeschäftigten Männer ein vernachlässigbarer Stichprobenfehler auftritt.⁴

Die Beschränkung auf das Jahr 1979 wurde vorgenommen, weil für dieses Jahr von Schaaf u.a. (1986) auf Berufsebene Daten über das berufsspezifische Risiko eines tödlichen bzw. nicht-tödlichen Arbeitsunfalls und einer tödlichen bzw. nicht-tödlichen Berufskrankheit verfügbar sind. Da diese Daten nicht für alle Berufsordnungen vorliegen, ergibt sich eine Verringerung der Fallzahl von 105.327 auf 32.621.⁵ Unterschieden wird bei den Variablen zwischen erstmals entschädigten Arbeitsunfällen, Wegeunfällen und Berufskrankheiten (Fälle pro 100.000 männlicher Arbeitnehmer und Jahr) sowie der damit verbundenen Verringerung der Lebenserwartung. Dabei wird für jeden Einzelfall aus erreichtem Lebensalter und der geschlechtsspezifischen Lebenserwartung beim betreffenden Alter der Verlust an Lebenserwartung bestimmt und daraus der arithmetische Mittelwert für die betreffende Gruppe gebildet. Das Produkt aus den Eintrittswahrscheinlichkeiten und dem durchschnittlichen Verlust an Lebenserwartung stellt die Anzahl der verlorenen Lebensjahre dar, die pro 1000 Arbeitnehmer pro Jahr durch tödliche Arbeits- und Wegeunfälle bzw. Berufskrankheiten verursacht werden. Analog wird für die nicht-tödlichen Fälle die gesundheitliche Beeinträchtigung durch den Verlust an gesunden Lebensjahren angegeben.

Der ökonomische Ansatz besteht in der Schätzung von erweiterten Einkommensfunktionen, die von Mincer (1974) theoretisch begründet worden sind. Es werden Regressionen

4 Die Vergleichbarkeit mit der Studie von Lorenz/ Wagner (1988) wird dadurch nicht eingeschränkt, da sie dieselbe Abgrenzung ihrer Stichprobe vornehmen.

5 Durch die Beschränkung auf Arbeiterberufe wie bei Blien/ Rudolph (1989) und Blien/ Löwenbein (1991) entfällt das Problem der Rechtszensurierung der Einkommensangaben, das durch die Einkommensobergrenze in der Sozialversicherung entsteht (vgl. dazu Bellmann/ Möller 1993 und Bellmann/ Reinberg/ Tessaring 1994, Fitzenberger et al. 1993, Velling/ Bender 1994).

mit den logarithmierten Bruttoeinkommen ($\ln Y$) als abhängige Variable und der Schulvariablen (S), der potentiellen Berufserfahrung (EX) und der quadrierten Berufserfahrung (EX^2) als unabhängigen Variablen gerechnet sowie eine (0,1)-Variable für den Wechsel des Wirtschaftszweiges (CH)

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 + \beta_4 CH + \text{Risikovariablen} + u,$$

wobei u die Störvariable mit den Annahmen des klassischen Regressionsmodells (Wagner/ Lorenz 1988) ist und die β 's die mit der Methode der kleinsten Quadrate zu schätzenden Regressionskoeffizienten. Die Schulvariable enthält die Bildungszeiten der standardisierten Ausbildungsgänge. Im einzelnen sind die genannten Variablen wie folgt gebildet worden:

- Ohne beruflichen Abschluß (10 Jahre), zerlegt in: Grund-/Hauptschule mit 9 Jahren, 3 Jahre Berufsschule mit einem Tag je Woche ergibt ein weiteres halbes Jahr zuzüglich eines durchschnittlich halben Jahres Anlernzeit bzw. Berufsgrundbildungsjahres, Berufsvorbereitender Maßnahmen u.a.
- Nur Abitur (13 Jahre)
- Abgeschlossene Berufsausbildung ohne Abitur (12,125 Jahre), abgeleitet aus der Dauer des Besuchs der Grund- und Hauptschule und der Berufsfachschule/Fachschule/Technikerschule mit durchschnittlich 12,5 Jahren und der Lehre mit 12 Jahren und angenommenen Gewichten mit 0,75 für Lehre und 0,25 für *Berufsfachschul-/Technikerschuldauer*
- Abgeschlossene Berufsausbildung mit Abitur (15,125), abgeleitet aus der Dauer des Besuchs des Gymnasiums und der Lehre mit 15 Jahren und des Besuchs der Berufsfachschule/Fachschule/Technikerschule mit 15,5 Jahren und angenommenen Gewichten mit 0,75 für Lehre und 0,25 für die *Berufsfachschul-/Technikerschuldauer*
- Fachhochschule (15 Jahre), zerlegt in: Fachhochschulreife 12 Jahre und 3 Jahre Fachhochschule
- Hochschule (18 Jahre), abgeleitet aus der Dauer des Besuchs des Gymnasiums von 13 Jahren und einer durchschnittlichen Hochschulbesuchsdauer von 5 Jahren⁶.

Die potentielle Berufserfahrung (EX) wird berechnet als Lebensalter abzüglich Bildungszeiten der standardisierten Ausbildungsgänge (Schulvariable) und abzüglich Schuleintrittsalter (6. Lebensjahr): ($EX = \text{Alter} - S - 6$). Bei dieser Approximation der tatsächlichen Berufserfahrung bleiben Faktoren wie die tatsächliche berufsrelevante Erfahrung, Zusammenhänge zwischen Lebensalter und Berufserfahrung (z. B. Obsoleszenz der Ausbildung) und Erwerbsunterbrechungen unberücksichtigt. Da letztere insbesondere bei Frauen eine große Rolle spielen, verbietet sich auch aus diesem Grunde eine Anwendung des gewählten Einkommensfunktionsansatzes auf die Frauen in der Beschäftigtenstatistik, wenn es nicht gelingt, Zeiten der Erwerbsunterbrechung in der Beschäftigtenstatistik sauber zu erfassen (Gerlach 1987).

⁶ Dies ist länger als die für die meisten Hochschulfächer erforderliche Regelstudienzeit. Allerdings gehört bei den Lehrern und Juristen die Referendarzeit zur Ausbildung; außerdem ist die Promotion entsprechend zu berücksichtigen.

Eine (0, 1)-Variable für den Wechsel des Wirtschaftszweiges im Zeitraum zwischen der letzten Einkommensmeldung im Jahre 1978 und der ersten Einkommensmeldung im Jahr 1979 soll die mit einem Wechsel des Wirtschaftszweiges verbundenen Verluste an spezifischem Humankapital und der am Anfang einer neuen Tätigkeit erfolgenden Investition in Humankapital erfassen.

Schließlich wurden die Risikovariablen, die sich auf tödliche und nicht-tödliche Arbeits- und Wegeunfälle sowie Berufskrankheiten beziehen, jeweils gleichzeitig in die Regressionsmodelle als unabhängige Variablen einbezogen, d.h. es werden zwei Regressionsmodelle, jeweils eines mit den Eintrittswahrscheinlichkeiten der genannten sechs Risiken und eines mit dem erachteten Verlust an Lebenserwartung bei den sechs Risiken, als unabhängige Variablen geschätzt. Ansonsten könnten die Regressionskoeffizienten verzerrt geschätzt werden, weil die in die erweiterte Einkommensfunktion aufgenommenen Risikovariablen in ihrem Einfluß auf das Einkommen überlagert werden vom Einfluß nicht aufgenommener Risikovariablen: „To isolate the wage premium for risk, the wage equation should include other attributes of the worker's job. Jobs that are risky tend to be unpleasant in other respects. One such variable is the other component of job risk“ (Viscusi 1993, 1919). Es ist aber auch festzustellen, daß wenige Studien mehr als eine Risikovariable berücksichtigen: „As a result, few studies in the literature include both risk measures“ (Viscusi 1993, 1919). Natürlich bestehen aber konzeptionelle Unterschiede zwischen dem Risiko eines Arbeitsunfalls, eines Wegeunfalls oder einer Berufskrankheit. Das Risiko von *Berufskrankheiten läßt sich für den einzelnen Erwerbstätigen nur sehr schlecht abschätzen*, zumal Berufskrankheiten sich oft erst sehr spät herausstellen. Bei Wegeunfällen entsteht für den einzelnen ein höheres Risiko, wenn eine längere Entfernung zwischen Wohn- und Arbeitsort in Kauf genommen wird, weil es am Wohnort weniger gut bezahlte Arbeitsplätze gibt.

4 Ergebnisse

Die deskriptiven Statistiken und die Schätzergebnisse für die erweiterten Einkommensfunktionen vollzeitbeschäftigter Männer in ausgewählten Arbeiterberufen sind in der Tabelle 1 und 2 wiedergegeben. Die Humankapitalvariablen haben das erwartete Vorzeichen. Die Schätzungen sind bei zweiseitigen Tests hochsignifikant. Der Regressionskoeffizient der Schulbildung, der sich nach dem Ansatz von Mincer (1974) auch als Ertragsrate schulischer Bildung interpretieren läßt, beträgt 0.044 und liegt damit sehr nahe bei den Ergebnissen von Lorenz/Wagner (1988) für die Datensätze Sozio-ökonomisches Panel und die Erhebung im Bundesland Bremen. Die Ergebnisse von Lorenz/Wagner (1988) für die Datensätze aus der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften und von Clement/Weißhuhn (1982), Bellmann/Buttler (1989), Bellmann/Möller (1993) sowie Bellmann/Reinberg/Tessaring (1994) für die Beschäftigtenstichprobe liegen höher, während Blien/Rudolph (1989) und Blien/Löwenstein (1991) mit demselben Datensatz sogar eine niedrigere Ertragsrate schulischer Bildung geschätzt haben.

Es wurden verschiedene Regressionsmodelle für die Risikovariablen „Eintrittswahrscheinlichkeiten“ (Modell 1) und „Verlust an Lebenserwartung“ (Modell 2) geschätzt. Es zeigt sich, daß von den 10 Regressionskoeffizienten sieben hochsignifikant sind, wobei lediglich beim Risiko nicht-tödlicher Arbeitsunfälle ein höheres Risiko zu einer niedrigeren Entlohnung führt.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

Variable	Mittelwert	Standardabweichung
Bruttomonatseinkommen	2.576,91	685.02
Schulbildung	12.00	1.25
Berufserfahrung	23.20	11.44
Branchenwechsel	0.12	0.32
<i>Eintrittswahrscheinlichkeiten (Modell 1)</i>		
Risiko tödlicher Arbeitsunfälle	15.82	15.50
Risiko tödlicher Wegeunfälle	8.37	2.57
Risiko tödlicher Berufskrankheiten	3.40	12.44
Risiko nicht-tödlicher Arbeitsunfälle	297.01	265.44
Risiko nicht-tödlicher Wegeunfälle	62.68	11.79
Risiko nicht-tödlicher Berufskrankheiten	66.27	226.47
<i>Verlust an Lebenserwartung (Modell 2)</i>		
Risiko tödlicher Arbeitsunfälle	5.32	5.36
Risiko tödlicher Wegeunfälle	3.02	0.82
Risiko tödlicher Berufskrankheiten	0.43	1.29
Risiko nicht-tödlicher Arbeitsunfälle	24.69	21.62
Risiko nicht-tödlicher Wegeunfälle	5.87	1.25
Risiko nicht-tödlicher Berufskrankheiten	2.91	10.05

Von den fünf insignifikanten Regressionskoeffizienten haben alle bis auf einen das erwartete positive Vorzeichen. Von der Größenordnung her sind die Koeffizienten größer als die von Lorenz/Wagner (1987) unter Verwendung der Eintrittswahrscheinlichkeiten für die Risiken ermittelten Koeffizienten für tödliche und nicht-tödliche Berufskrankheiten.⁷ Der Befund einer positiven Korrelation des Risikos von Wegeunfällen und der Entlohnung steht im Einklang mit der von Gerlach/Stephan (1992) ermittelten positiven Beziehung zwischen Wegezeiten und Entlohnung.

Welche Bedeutung haben die mit unterschiedlichen Vorzeichen geschätzten Regressionskoeffizienten? Dies kann simuliert werden, indem vom Durchschnittslohn der Stichprobe die Summe der mit den Eintrittswahrscheinlichkeiten der Risiken gewichteten Regressionskoeffizienten der entsprechenden Risiken abgezogen wird. Es ergibt sich ein negatives Lohndifferential in Höhe von 728,- DM im Jahr für die Eintrittswahrscheinlichkeiten als Risikovariablen (Modell 1) und ein positives Lohndifferential in Höhe von 2.048,- DM für den Verlust an Lebenserwartung in Jahren (Modell 2). Offensichtlich wirkt sich im Modell 1 das negative Vorzeichen

⁷ Mit Ausnahme der mittels des Least Absolute Deviation-Verfahren geschätzten Koeffizienten.

Tabelle 2: Schätzergebnisse von Einkommensfunktionen vollzeitbeschäftigter Männer (abhängige Variable: logarithmiertes Jahreseinkommen)

Variable	Modell 1	Modell 2
Schulbildung	0.044** (39.77)	0.044** (40.25)
Berufserfahrung	0.024** (50.76)	0.024** (50.60)
Berufserfahrung quadriert (x 100)	-0.074** (73.10)	-0.074** (73.06)
Branchenwechsel	-0.079** (18.69)	-0.078** (18.52)
Risiko tödlicher Arbeitsunfälle (x 100)	0.131** (5.57)	0.769** (9.53)
Risiko tödlicher Wegeunfälle (x 100)	0.150 (1.10)	0.315 (0.68)
Risiko tödlicher Berufskrankheiten (x 100)	0.101 (1.42)	-0.547 (1.16)
Risiko nicht-tödlicher Arbeitsunfälle (x 100)	-0.030** (10.96)	-0.563** (13.79)
Risiko nicht-tödlicher Wegeunfälle (x 100)	0.030 (1.06)	2.280** (6.30)
Risiko nicht-tödlicher Berufskrankheiten (x 100)	0.015** (3.01)	0.646** (7.55)
Konstante	3.889** (189.04)	3.803** (187.17)
Anzahl der Fälle	32.621	32.621
Bestimmtheitsmaß	0.358	0.358
Standardfehler	0.239	0.239

Bemerkungen: Im Modell 1 werden die Risikovariablen als Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten bestimmter Unfälle und Krankheiten je 100.000 Arbeitnehmer und Jahr und im Modell 2 als Verlust von Lebenserwartung je 1000 Arbeitnehmer und Jahr angegeben. Unter den Regressionskoeffizienten in Klammern stehen die absoluten t-Werte. ** bedeutet signifikant auf dem 1 %-Niveau.

der Variablen „Risiko nicht-tödlicher Arbeitsunfälle“ wegen seiner hohen Eintrittswahrscheinlichkeit stark aus, während im Modell 2 berücksichtigt wird, daß es dabei auch viele Unfälle gibt, die keinen oder nur einen geringen Verlust an Lebenserwartung zur Folge haben.

Tabelle 3: Risikowahrscheinlichkeiten und ihre Kompensation

Risiko	Eintrittswahrscheinlichkeit in %	Regressionskoeffizient ¹
tödliche Berufskrankheiten	0.003	0.0010
tödliche Wegeunfälle	0.008	0.0015
tödliche Arbeitsunfälle	0.016	0.0013
nicht-tödliche Wegeunfälle	0.063	0.0003
nicht-tödliche Berufskrankheiten	0.066	0.0001
nicht-tödliche Arbeitsunfälle	0.297	-0.0003

¹ Die Regressionskoeffizienten wurden aus der Tabelle 1 (Modell 1) übernommen.

Da die Arbeits- und Wegeunfälle sowie die Berufskrankheiten mit unterschiedlichen Eintrittswahrscheinlichkeiten verbunden sind, lassen sich in einem weiteren Schritt die theoretischen Überlegungen zum Einfluß der Wahrnehmungsverzerrung auf das Marktgleichgewicht empirisch überprüfen. In der Tabelle 3 sind die Risiken nach ihrer Eintrittswahrscheinlichkeit geordnet. Es zeigt sich, daß die Schätzwerte für die entsprechenden Regressionskoeffizienten der Einkommensfunktion Modell 1 mit höherer Eintrittswahrscheinlichkeit sinken⁸ und im Fall nicht-tödlicher Arbeitsunfälle sogar negativ werden. Damit stehen diese Ergebnisse nicht im Widerspruch zu den Ergebnissen der psychologischen Studien, die über Verzerrungen der individuellen Wahrnehmung von Risiken berichten.

5 Schlußfolgerungen

Die Ergebnisse dieser Untersuchung relativieren den empirischen Befund von Lorenz und Wagner (1988), die eine Existenz von kompensierenden Lohndifferentials für Arbeitsunfall- und Berufskrankheitsrisiken eher widerlegen und damit einen Gegensatz zu den US-amerikanischen Studien konstatieren.

Mit dem Einfluß von Regulierungen – wie Sicherheitsstandards –, der in den USA anders als in Deutschland aussieht, kann eine theoretische Erklärung für die unterschiedlichen empirischen Ergebnisse zwischen den beiden Ländern gegeben werden.

Ein weiterer Unterschied zwischen Deutschland und den USA besteht darin, daß in Deutschland Arbeitnehmer gegen Arbeitsunfälle und Berufskrankheiten vom Betrieb versichert werden, so daß die Arbeitnehmer weniger durch höhere Löhne für ein höheres Risiko entschädigt werden müßten.

Die eigenen empirischen Ergebnisse bestätigen einerseits im Hinblick auf Eintrittswahrscheinlichkeiten bei basierenden Risikovariablen die Ergebnisse von Lorenz/Wagner (1988) und stehen aber andererseits bei den auf einer verringerten Lebenserwartung basierenden Risikovariablen dazu im Widerspruch. Außerdem zeigen sich Unterschiede bei den Schätzergebnissen für die verschiedenen Risikoarten. Diese Unterschiede lassen sich jedoch bei den Eintrittswahrscheinlichkeiten als Risikovariablen mit der Wahrnehmungsverzerrung der Beschäftigten erklären. Die Höhe des kompensierenden Lohndifferentials ist umso geringer, je niedriger die Eintrittswahrscheinlichkeit des betreffenden Risikos ist. Selbstkritisch ist bei der vorliegenden Untersuchung darauf hinzuweisen, daß

- die berufsspezifischen Risikodaten für das jeweilige persönliche Arbeitsplatzrisiko zu ungenau sein könnten,
- zu wenig Arbeitsplatzcharakteristika in den Regressionsmodellen berücksichtigt werden (vgl. neben Lorenz/Wagner 1988 auch Hübler 1984 und Schmidt/Zimmermann 1991),
- aus Längsschnittdaten zu ermittelnde Größen wie individuelle Fähigkeiten nicht in die Regressionsmodelle einbezogen wurden (Gerlach/Stephan 1992) und daß
- die Verhandlungsposition der von Risiken Betroffenen zu berücksichtigen wäre (vgl. Wei/Siebert 1994 für eine Verbindung von Individual- und Betriebsdaten).

⁸ Das Risiko tödlich verlaufender Berufskrankheiten paßt nicht in diese Reihung.

Literaturverzeichnis

- Bellmann, L.; Gerlach, K. (1984): Einkommensfunktionen für Frauen und Männer mit individuellen und strukturellen Bestimmungsfaktoren. In: Bellmann, L., Gerlach, K., Hübler, O. (Hrsg.). Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland. Frankfurt a. M., S. 190-294
- Bellmann, L.; Möller, J. (1993): Institutional Influences on Interindustry Wage Differentials. Regensburger Diskussionspapiere zur Wirtschaftswissenschaft Nr. 257
- Bellmann, L.; Buttler, F. (1989): Lohnstrukturflexibilität – Theorie und Empirie der Transaktionskosten und Effizienzlöhne. In: MittAB 2, S. 202-217
- Bellmann, L.; Reinberg, A.; Tessaring, M. (1994): Bildungsexpansion, Qualifikationsstruktur und Einkommensverteilung – Eine Analyse mit Daten des Mikrozensus und der Beschäftigtenstatistik. In: Lüdeke, R. (Hrsg.). Bildung, Bildungsfinanzierung und Einkommensverteilung. Schriften des Vereins für Socialpolitik, Bd. 221/II. Berlin. S. 13-70.
- Blien, U.; Rudolph, H. (1989): Einkommensentwicklung bei Betriebswechsel und Betriebsverbleib im Vergleich: Empirische Ergebnisse aus der Beschäftigtenstichprobe des IAB für die Gruppe der Arbeiter. In: MittAB 4. S. 553-567
- Blien, U.; Löwenbein, O. (1991): Betriebliche Seniorität und Arbeitslosigkeit: Ergebnisse auf der Basis des Sozioökonomischen Panels und der Beschäftigtenstichprobe des IAB. In: Helberger, C.; Bellmann, L.; Blaschke, D. (Hrsg.), Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 144, S. 160-181
- Clement, W.; Tessaring, M.; Weißhuhn, G. (1980): Zur Entwicklung der qualifikationspezifischen Einkommensrelationen in der Bundesrepublik Deutschland. In: MittAB 2. S. 184-212
- Clement, W.; Weißhuhn, G. (1982): Analyse der qualifikationspezifischen Einkommensrelationen in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Beschäftigtenstatistik 1974/77. In: MittAB 1, S. 36 – 49
- Cramer, U. (1986): Probleme der Genauigkeit der Beschäftigtenstatistik. In: Allgemeines Statistisches Archiv, 69. Jahrgang, S. 56-68.
- Fischhoff, B. et al (1981): Acceptable risk. Cambridge
- Fitzenberger, B.; Hujer, R.; MaCurdy, Th. E.; Schnabel, R. (1994): The Dynamic Structure of Wages in Germany 1976-1984: A Cohort Analysis, mimeo
- Gerlach, K. (1987): A note on male-female wage differences in West Germany. In: Journal of Human Resources, Vol. 22. S. 584-587
- Gerlach, K.; Stephan, G. (1992): Pendelzeiten und Entlohnung – eine Untersuchung mit Individualdaten für die Bundesrepublik Deutschland. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. Bd. 210. S. 18-34
- Hamermesh, D.S.; Rees, A. (1993): The Economics of Work and Pay. 5th ed. New York
- Hübler, O. (1984): Zur empirischen Überprüfung alternativer Theorien der Verteilung der Arbeitseinkommen. In: Bellmann, L.; Gerlach, K.; Hübler, O. (Hrsg.). Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland. Frankfurt a. M., S. 17-189
- Kahneman, D.; Tversky, A. (1979): Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. In: Econometrica 47. S. 263-291
- Kahneman, D.; Slovic, P.; Tversky, A. (1982): Judgement under uncertainty: heuristics and biases. Cambridge
- Lorenz, W.; Wagner, J. (1987): Berufskrankheiten und Arbeitseinkommen: Eine ökonometrische Untersuchung zur Theorie kompensierender Lohndifferentials. Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover, Diskussionspapier Nr. 110

- Lorenz, W.; Wagner, J. (1988): Gibt es kompensierende Lohn-differentiale in der Bundesrepublik Deutschland? In: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Vol. 108. S. 371-381
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. New York/London
- Moore, M.J.; Viscusi, W.K. (1990): *Compensation Mechanisms for Job Risks: Wages, Workers' Compensation and Product Liability*. Princeton N.J.
- Schaaf, E. u.a. (1986): *Schadenindex zum Vergleich beruflich bedingter Risiken*. Köln
- Schmidt, Ch.; Zimmermann, K.F. (1991): *Work Characteristics, Firm Size and Wages*. In: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, S. 705-710
- 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
- Veiling, J.; Bender, S. (1994): *Berufliche Mobilität zur Anpassung struktureller Diskrepanzen am Arbeitsmarkt*. In: *MittAB* 3. S. 212-231
- Viscusi, W.K. (1979): *Employment Hazards: An Investigation of Market Performance*. Cambridge
- Viscusi, W.K. (1993): *The Value of Risks to Life and Health*. In: *Journal of Economic Literature*, Vol. 31. S. 1912-1946
- Wagner, J.; Lorenz, W. (1988): *The earnings function under test*. In: *Economic Letters*, Vol. 27, S. 95-99
- Wei, X.; Siebert, W. St. (1994): *The Determinants of Workplace Accidents*. Vortrag bei der 6. Jahrestagung der European Association of Labour Economists, Warschau. 22 – 26 .09. 1994