

Discussion Papers

539

**Sandra Schaffner
Hannes Spengler**

**Der Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf
kompensatorische Lohndifferentiale und den Wert
eines statistischen Lebens:**

**eine mikroökonometrische Parallelanalyse mit
IABS und SOEP**

Berlin, Dezember 2005



DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

IMPRESSUM

© DIW Berlin, 2005

DIW Berlin
Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
Königin-Luise-Str. 5
14195 Berlin
Tel. +49 (30) 897 89-0
Fax +49 (30) 897 89-200
www.diw.de

ISSN Printausgabe 1433-0210
ISSN elektr. Ausgabe 1619-4535

Alle Rechte vorbehalten.
Abdruck oder vergleichbare
Verwendung von Arbeiten
des DIW Berlin ist auch in
Auszügen nur mit vorheriger
schriftlicher Genehmigung
gestattet.

Der Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf kompensatorische Lohndifferentiale und den Wert eines statistischen Lebens:

Eine mikroökonomische Parallelanalyse mit IABS und SOEP*

Sandra Schaffner[†]
Hannes Spengler[‡]

Zusammenfassung

Die Arbeit untersucht mittels IAB-Beschäftigtenstichprobe, Sozioökonomischem Panel und Informationen über tödliche Arbeitsunfälle die Existenz kompensatorischer Lohndifferentiale zur Bestimmung des Wertes eines statistischen Lebens (WSL) in Deutschland. Querschnittsregressionen auf Basis aller Erwerbstätigen ergeben mit 7,4 (IABS) bzw. 3,5 (SOEP) Mio. € WSL-Schätzungen in der Größenordnung von querschnittsbasierten US-Studien. Zur Berücksichtigung individueller Heterogenität werden Panelregressionen durchgeführt, die zu einem geringeren WSL (3,0 bzw. 2,3 Mio. €) führen und damit auf eine Verzerrung der Querschnittsschätzungen (national und international) hinweisen. Zusätzliche (Differenzen-)Schätzungen auf Basis von Berufswechslern bestätigen die Panelergebnisse. Die ermittelten WSL können in Kosten-Nutzen-Analysen von staatlichen Projekten zur Reduktion von Todesrisiken in Gesundheits-, Verbraucherschutz-, Umwelt-, Verkehrs- und Kriminalpolitik eingesetzt werden.

JEL: J17, J31, J28, I10, K00

*Für inhaltliche und methodische Hinweise möchten wir uns bei Thiess Büttner, Horst Entorf und Patrick Puhani bedanken. Ferner haben wir von der Unterstützung durch Daniel Langer profitiert, wofür wir uns ebenso bedanken möchten, wie für die Bereitstellung von Daten über Arbeitsunfälle durch Burkhard Hoffmann, Martin Butz, Wolfgang Jäger, Willi Standke und Jürgen Strack.

[†]Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI), sandra.schaffner@rwi-essen.de.

[‡]Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin und Technische Universität Darmstadt, hspengler@diw.de oder spengler@vwl.tu-darmstadt.de.

1 Einleitung

Der Wert eines statischen Lebens - der Value of Life - gibt den impliziten Wert eines unbestimmten menschlichen Lebens in Geldeinheiten an. Doch wie kann man dem Leben per se einen materiellen Wert zurechnen und warum sollte man dies überhaupt tun? In dieser Arbeit wird ein Verfahren vorgestellt, das den Wert eines menschlichen Lebens mit Hilfe von Lohnregressionen bestimmt.

Viele öffentliche Entscheidungen dienen der Reduzierung des Verletzungs- und Todesrisikos der Bevölkerung. Die Spanne reicht von Verkehrsregeln über Verbraucherschutzgesetze bis hin zu gesundheits- und umweltpolitischen Entscheidungen. Aus „ökonomischer Sicht“ sollten die Kosten und der Nutzen jeder Investitionsmöglichkeit oder Regulierungsmaßnahme vor ihrer Durchführung evaluiert werden. Die Kosten können meistens in Geldeinheiten beziffert werden, während es schwer fällt, diese einem pekunären Nutzen gegenüber zu stellen, da letzterer in vermiedenen Krankheits- und Todesfällen besteht. Wie groß ist jedoch der monetäre Wert der durch die Maßnahme geretteten Leben? Gesundheit und das Leben sind fest mit der betreffenden Person verbunden, folglich gibt es (in zivilisierten Gesellschaften) für Menschenleben keinen Markt und damit auch keinen Marktpreis. Auch darf der Wert eines menschlichen Lebens nicht einfach willkürlich (z.B. durch politische Entscheidungsträger) festgelegt werden. Er kann allerdings implizit mit Hilfe des Marktverhaltens der Individuen oder durch gezielte Befragungen bestimmt werden, indem Individuen Zahlungsbereitschaften zur Abwendung oder Verringerung bestimmter (in der Regel sehr kleiner) Todesrisiken offenbaren. Konkret lässt sich z.B. vermuten, dass Individuen auf einen höheren Lohn verzichten, indem sie eine risikoreichere Arbeit vermeiden. Diese Annahme ist Grundlage hedonischer Lohnregressionen zur Schätzung des WSL - der Methode, die auch in dieser Arbeit verwendet wird.

Während für viele Länder, insbesondere für die USA, der WSL bereits vielfach abgeschätzt wurde und auch zahlreiche Meta-Studien erschienen sind (z.B. Viscusi, 1993, Miller, 2000, Mrozek & Taylor, 2002, Viscusi & Aldy, 2003), gibt es für Deutschland nur vereinzelte Evidenz. Die Existenz kompensatorischer Lohndifferentiale wurde von Lorenz and Wagner (1988 & 1989), Wagner and Lorenz (1989), Bellmann (1994) und Grund (2001) untersucht. Jedoch lassen diese Studien (mit der Ausnahme von Bellmann, 1994) keine Rückschlüsse auf den WSL zu. Dieser wurde erstmals von Spengler (2004a) anhand von Querschnitts- und Panelregressionen bestimmt. Mit Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe in Verbindung mit Daten zu Arbeitsunfällen der Berufsgenossenschaften schätzte Spengler den Effekt des berufsspezifischen Arbeitsunfallrisikos auf den Bruttolohn. Aus den gefundenen signifikanten Koeffizienten wurde der WSL bestimmt. Darauf aufbauend soll mit dieser Arbeit neue empirische Evidenz bereitgestellt werden.

Das Hauptaugenmerk der Untersuchung liegt auf der Berücksichtigung des Einflusses individueller Heterogenität auf den WSL. Im Gegensatz zu bestehenden (internationalen) empirischen Studien, die fast ausnahmslos auf Querschnittsdaten basieren, werden in dieser Arbeit verschiedene Panelregressionen durchgeführt. Die Veränderungen des WSL bei Berücksichtigung individueller Heterogenität wurde bislang nur im Rahmen theoretischer Arbeiten diskutiert, die eher auf ein Unterschätzen des WSL in Querschnittsanalysen hinweisen (Garen, 1988 und Hwang, Reed, & Hubbard, 1992). Shogren and Stamland (2002) kommen in ihrer theoretischen Arbeit allerdings zu dem Schluss, dass der WSL bei Berücksichtigung individueller Heterogenität (bzw. unbeobachteter Produktivität) in Form von Panelregressionen sinkt. Wie zu sehen sein wird, stützen die Abschätzungen dieser

Arbeit die theoretischen Ergebnisse von Shogren and Stamland (2002).

Mit einem aus IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) bzw. Sozioökonomischen Panel (SOEP) und Arbeitsunfallinformationen der Berufsgenossenschaften zusammengesetzten Schätzdatensatz werden in dieser Arbeit zwei große Paneldatensätze zur Bestimmung des WSL verwendet, was eine umfassendere Aussage über kompensierende Lohndifferentiale und den WSL in Deutschland als in den vorangegangenen Studien möglich macht. Der bereits in Spengler (2004a) genutzte IABS-Datensatz wurde auch in dieser Arbeit verwendet, aber durch eine verbesserte Berechnung des Arbeitsunfallrisikos und das Hinzufügen weiterer Kontrollvariablen modifiziert.

Abschließend werden in Anlehnung an Villanueva (2004) speziell Berufswechler betrachtet, um ein besonderes Augenmerk auf die individuelle Heterogenität zu legen und damit den Einfluss des Arbeitsunfallrisikos auf den Lohn besser zu isolieren. Abhängige Variable ist dann nicht mehr das Niveau des Bruttolohnes, sondern die Lohndifferenz infolge des Berufswechsels. Durch diese Methode werden der Einfluss individueller Heterogenität weitestgehend eliminiert, unerwünschte Zeiteffekte entfernt und die theoretischen Ergebnisse von Shogren and Stamland (2002) erneut bestätigt.

Der durchschnittlichen WSL in Querschnittsschätzungen mit in der Literatur üblichen Fünf-Jahres-Mitteln als Risikovariablen liegen bei 7,3 Mio. € (IABS) bzw. 3,5 Mio. € (SOEP). Die Panelergebnisse liegen mit 3,0 Mio. € (IABS) und 2,3 Mio. € (SOEP) deutlich tiefer. Dieser Unterschied zwischen konventionellen Querschnittsschätzungen und den Panelschätzungen lässt sich offensichtlich auf den Einfluss (bzw. die Kontrolle) individueller Heterogenität zurückführen. Werden wie in vielen anderen Studien nur männliche Arbeiter betrachtet, ändern sich die WSL im Querschnitt auf durchschnittlich 5,3 Mio. € (IABS) bzw. 5,7 Mio. € (SOEP) und 2,2 Mio. € im Panel (IABS), wobei mit dem SOEP im Panel keine signifikanten Lohndifferentiale nachgewiesen werden können. Für Berufswechler liegen die WSL zwischen 2,0 und 3,1 Mio. €. Auffallend ist, dass aus Schätzungen mit der IABS stets signifikante Koeffizienten für das tödliche Arbeitsunfallrisiko resultieren, in den SOEP-basierten Schätzungen aber häufig insignifikante Effekte auftreten.

Im folgenden Abschnitt wird die Methode der kompensatorischen Lohndifferentiale zur Bestimmung des Werts eines statistischen Lebens vorgestellt. Die wichtigste erklärende Variable ist dabei das tödliche Arbeitsunfallrisiko. Die Vorgehensweise zur Errechnung dieser Größe ist ebenfalls Teil des folgenden Abschnitts. Die verwendeten Datensätze und die Erzeugung des Schätzdatensatzes sind Gegenstand des dritten Abschnittes. Abschnitt 4 enthält die ökonometrische Untersuchung. Die separate Betrachtung von Berufswechlern findet in Abschnitt 5 statt. Die zentralen Ergebnisse werden im sechsten und letzten Abschnitt zusammengefasst.

2 Theorie kompensatorischer Lohndifferentiale und Operationalisierung des Arbeitsunfallrisikos

Fragt man eine Person, wie viel sie bereit ist, für die Rettung ihres eigenen Lebens zu bezahlen, würde der Wert - einmal abgesehen von Budgetbeschränkungen - wahrscheinlich unendlich hoch ausfallen. Politische Entscheidungen betreffen aber nicht die Rettung

eines bestimmten Lebens, sondern die Risikoreduktion im Allgemeinen: die Rettung eines unbekanntem oder mehrerer unbekannter aus einer großen Zahl von Leben bei geringen Todesrisiken. Die Minimierung von Risiken ist kostenintensiv und ein vollkommen risikofreies Leben würde sämtliche ökonomische Ressourcen. Zur Bewertung des menschlichen Lebens gibt es verschiedene Bewertungsansätze. Dazu gehören der Humankapitalansatz, der Befragungsansatz (*Contingent-Valuation*) und die Marktansätze, die sich in den Konsumgüter-, Arbeitsmarkt- und Immobilienmarktansatz unterscheiden lassen. In dieser Arbeit wird der Arbeitsmarktansatz - *die Methode der kompensatorischen Lohndifferentiale* - vorgestellt und verwendet.¹

2.1 Kompensatorische Lohndifferentiale

Der Ansatz der kompensatorischen Lohndifferentiale kann auf eine allgemeine Aussage in Adam Smith's *Wealth of Nations* zurückgeführt werden:

„The wages of labour vary with the ease and hardship, the cleanliness and dirtiness, the honourableness and dishonourableness of the employment“ (Adam Smith, 1776/1976, S. 112).

Anders gesagt: Die Lohnrate reflektiert auch die Charakteristika einer Arbeitsstelle. Riskante und anderweitig unbeliebte Jobs bieten einen Lohnaufschlag, um eine Kompensation für die unerwünschten Arbeitsbedingungen zu gewährleisten.

Verminderung der Arbeitsunfallrisiken durch Sicherheitsmaßnahmen kosten die Unternehmen Geld. Da die Unternehmen aber ihren Gewinn aufrechterhalten wollen, sind sie nur bei einem Lohnverzicht der Arbeitnehmer bereit, die Sicherheit am Arbeitsplatz zu erhöhen. In Abbildung 1 sind die Isogewinnlinien FF und GG zweier Unternehmen zu sehen. Bei sinkendem Risiko p muss der Lohn w sinken, damit die aktuelle Isogewinnlinie beibehalten werden kann. Durch die Technologiebeschränkung steigt die Kurve bei sehr kleinem Risiko sehr stark an. Es ist kaum oder gar nicht mehr möglich das Risiko weiter zu senken bzw. die Kosten für ein weiteres Senken des Risikos sind sehr groß. Im Gegensatz dazu ist bei sehr hohem Risiko eine Senkung des Risikos mit einfachen und kostengünstigen Mitteln (z.B. durch ausreichende Beleuchtung, Schutzkleidung etc.) zu erreichen.² Je nach der Möglichkeit des Unternehmens die Sicherheit zu verbessern, bietet es riskantere oder sichere Arbeitsstellen an.

Den Isogewinnkurven der Unternehmen stehen die Indifferenzkurven der Arbeitnehmer gegenüber. Die Annahme, dass Arbeitnehmer bestrebt sind, ihren persönlichen Nutzen zu maximieren, impliziert, dass sie sowohl pekuniäre als auch nichtpekuniäre Aspekte der Arbeitsstelle in Betracht ziehen. Auf der einen Seite geht man davon aus, dass Arbeitnehmer *ceteris paribus* die Arbeitsstelle mit den höchsten Kompensationen, dem höchsten Lohn, wählen. Auf der anderen Seite sind Arbeiter grundsätzlich risikoscheu, haben aber unterschiedliche Präferenzen gegenüber den verschiedenen Eigenschaften einer Arbeitsstelle. In Abbildung 1 ist jeweils eine Indifferenzkurve EU_1 und EU_2 zweier Arbeitnehmer abgebildet. Der Nutzen auf einer Indifferenzkurve ist für den Arbeitnehmer immer gleich

¹Spengler (2004b) enthält eine ausführliche Diskussion sämtlicher Bewertungsansätze.

²Dieser Bereich wird durch gesetzliche Regelungen und Bestimmungen, die jedes Unternehmen zu erfüllen hat, weitgehend abgedeckt und existiert für die Unternehmen heutzutage nur noch theoretisch.

groß. So stellen sowohl ein relativ kleines Unfallrisiko als auch ein relativ hoher Lohn für den Arbeitnehmer einen hohen Nutzen dar. Dementsprechend durchläuft eine Indifferenzkurve einerseits Punkte mit sehr kleinem Risiko und relativ geringem Lohn und ebenso Punkte mit hohem Risiko und hohem Lohn.

Die Risiko-Lohnkombination, die letztendlich realisiert wird, ergibt sich aus Angebot und Nachfrage nach Arbeit. Realisiert werden folglich die Punkte, an denen sich Angebots- und Nachfragekurven tangieren. Aufgabe des Empirikers in hedonischen Lohnstudien ist es nun, die Steigung der Verbindungslinie der Tangentialpunkte - der sogenannten Kontraktkurve ($w(p)$) - zu schätzen, da diese genau dem Wert eines statistischen Lebens entspricht. Dies lässt sich (für den vereinfachten Fall einer linearen Kontraktkurve) folgendermaßen erklären: Angenommen die Arbeitnehmer seien bei einer Absenkung des tödlichen Unfallrisikos um $\frac{1}{10.000}$ dazu bereit, jeweils Lohneinbußen von jährliche 400 € in Kauf zu nehmen, dann ergibt sich die Steigung der Kontraktkurve zu $400 \text{ €} / 0,0001 = 4.000.000 \text{ €}$. Sind in diesem Unternehmen nun 10.000 Personen beschäftigt und eine Risikoreduktion um $\frac{1}{10.000}$ wird durchgesetzt, dann wird genau ein ($10.000 \times 0,0001 = 1$) statistisches Leben gerettet. Die Gesamtsumme, auf die die Beschäftigten als Lohn verzichten, beträgt demnach 4 Mio. € und entspricht genau der Steigung der Geraden, also dem Betrag in Euro, den die Beschäftigten für die Rettung eines statistischen Lebens zu zahlen bereit sind.

Selbstverständlich wird der Lohn eines Arbeiters aber nicht nur vom Unfallrisiko am Arbeitsplatz bestimmt, sondern auch und insbesondere von deiner Produktivität. Letztere ergibt sich aus der jeweiligen Humankapitalausstattung, welche wiederum z.B. durch Schulbildung, Ausbildung, Erfahrung und Alter determiniert wird. Neben den persönlichen Charakteristika beeinflussen aber auch betriebsspezifische Merkmale den Lohn. Es lässt sich demnach die allgemeine hedonische Lohngleichung

$$\ln w_i = \alpha + \sum_{m=1}^M \psi_m x_{im} + \gamma p_i + u_i, \quad (1)$$

formulieren, wobei $\ln w_i$ der logarithmierte Lohn des Arbeiters i ist, α eine Konstante darstellt, x_{im} die Merkmale des Arbeiters und seiner Arbeitsstelle verkörpert, p_i das tödliche Arbeitsunfallrisiko darstellt und u_i einen Zufallsfehler repräsentiert.

Wie in Lohnregressionen üblich, wird auch hier ein semi-logarithmisches Modell geschätzt, was impliziert, dass die endogene Größe, der Lohn, in logarithmierter und die erklärenden Variablen in nicht logarithmierter Form in die Regression eingehen. Die geschätzten Koeffizienten bei einer solchen Schätzung repräsentieren Semielastizitäten. Beträgt der geschätzte Koeffizient z.B. 0,1, dann bedeutet dies, dass eine zusätzliche Einheit der erklärenden Variablen zu einem Lohnanstieg von 10% führt.

2.2 Die Bestimmung des berufsspezifischen Arbeitsunfallrisikos

Um die Lohnregression aus Gleichung 1 durchführen zu können, muss das tödliche Arbeitsunfallrisiko bekannt sein. Doch handelt es sich hierbei um keine Größe, die üblicherweise für eine spezifische Person beobachtet werden kann. Allerdings besteht die Möglichkeit, die Zahl der Arbeitsunfälle und die Zahl der Beschäftigten pro Beruf in einer Periode zu

messen, um so einen Quotienten „Arbeitsunfälle pro Beschäftigte“ zu bestimmen. Dieses mittlere berufsspezifische Risiko kann dann als Näherungswert für das individuelle Risiko von (allen) Angehörigen dieses Berufes verwendet werden.

Arbeitsunfälle müssen, wenn sie zu einer Arbeitsunfähigkeit von mehr als drei Tagen (oder dem Tod) des Arbeitnehmers führen, an die Träger der gesetzlichen Unfallversicherung gemeldet werden. Diese sind die gewerblichen Berufsgenossenschaften, die unter dem Hauptverband der gewerbliche Berufsgenossenschaften (HVBG) zusammengeschlossen sind, die Unfallkassen der öffentlichen Hand, deren Dachverband der Bundesverband der Unfallkassen (BUK) ist, sowie die landwirtschaftlichen Berufsgenossenschaften. In den Unfallkassen der öffentlichen Hand sind Arbeiter und Angestellte des öffentlichen Dienstes unfallversichert³; in den landwirtschaftlichen Berufsgenossenschaften Gärtner, selbständige Landwirte, mithelfende Familienangehörige und andere Beschäftigte in der Landwirtschaft. Alle unselbstständig Beschäftigten, die keiner der oben genannten Gruppen angehören und Selbstständige, die sich freiwillig in der gesetzlichen Unfallversicherung versichern, sind bei einer der gewerblichen Berufsgenossenschaften versichert. Die Dachverbände sammeln die Unfalldaten ihrer zugeordneten Berufsgenossenschaften bzw. Unfallkassen u.a. zur Weitergabe an das Bundesministerium für Arbeit, stellen diese aber auf Anfrage - wie in unserem Fall - auch für Forschungsprojekte zur Verfügung.

Die Unfallzahlen der einzelnen Dachverbände sind als absolute Zahlen für die einzelnen Berufsordnungen nach der Klassifizierung der Berufe des Statistischen Bundesamtes von 1975 (KldB75) auf Dreistellerebene erhältlich.⁴ Zur Bestimmung der relativen Unfallhäufigkeit (also der Variablen p aus Gleichung 1) muss auch die Grundgesamtheit der Personen je Berufsordnung bestimmt werden. Da es aber keine berufsspezifischen Angaben über die Zahl der Versicherten in der gesetzlichen Unfallversicherung gibt, müssen die benötigten Angaben möglichst genau aus bestehenden Datenquellen bestimmt werden. Als potentielle Datensätze bieten sich hier die IABS und der Mikrozensus an. Aus beiden Datensätzen lässt sich die Zahl der Beschäftigten je Berufsordnung und Jahr recht genau hochrechnen. Da die die Zahl der Beschäftigten je Beruf sowohl nach IABS als auch nach Mikrozensus aufgrund der Abgrenzung der Stichproben unterschiedlich ist und jeweils nicht mit der Zahl der gesetzlich Unfallversicherten je Beruf übereinstimmt, muss eine Abwägung zwischen den Alternativen vorgenommen werden.

Die IABS enthält ausschließlich sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, wobei das entscheidende Kriterium die Rentenversicherungspflicht ist. Auch wenn man Berufe der Landwirtschaft ausklammert (Landwirte sind nicht allgemein sozialversicherungspflichtig, müssen sich jedoch gesetzlich unfallversichern), befinden sich unter den Mitgliedern der Berufsgenossenschaften neben den allgemein sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmern auch Unternehmer, die sich freiwillig unfallversichern. Dies trifft aufgrund der guten Konditionen der gesetzlichen Unfallversicherung vermutlich insbesondere auf klein- und mittelständische Unternehmer zu, die selbst in ihrem Betrieb als Arbeiter oder Handwerker mitarbeiten und (wie z.B. Unternehmer im Baugewerbe, Elektromeister oder Installateure) einem erhöhten Unfallrisiko ausgesetzt sind. Zieht man nun die IABS zur

³Hier sind neben den Angestellten des öffentlichen Dienstes auch Kinder, Schüler und Studierende versichert. Hinzu kommen noch Gefängnisinsassen, Behinderte in Werkstätten und verschiedene Gruppen, die dem Allgemeinwohl dienen. Im Jahr 2002 waren 5 Mio. der 28 Mio. Versicherten Arbeiter und Angestellte des öffentlichen Dienstes. (BUK, 2003)

⁴Die KldB75 unterscheidet 5 Berufsbereiche, 31 Berufsabschnitte (1-Steller-Ebene), 83 Berufsgruppen (2-Steller), 326 Berufsordnungen (3-Steller) und ca. 2.000 Berufsklassen (4-Steller). In der erweiterten Version der KldB der Bundesagentur für Arbeit werden 334 Berufsordnungen unterschieden.

Berechnung der Beschäftigten je Beruf heran, resultiert (aufgrund des zu kleinen Nenners) eine Überschätzung der Unfallrisiken für die betroffenen Berufsgruppen. Ähnliches gilt für Berufsgruppen mit einer hohen Zahl von geringfügig Beschäftigten, da diese zwar von der gesetzlichen Unfallversicherung abgedeckt, nicht aber in der IABS enthalten sind. Alternativ kann der Mikrozensus verwendet werden, der alle Erwerbstätige - also auch jene ohne allgemeine Sozialversicherungspflicht - enthält. Hier würden dann aber aufgrund der nicht freiwillig in der gesetzlichen Unfallversicherung versicherten Selbständigen die Nennergrößen über- und die relativen Risikomaße unterschätzt.⁵ *Ex ante* lässt sich schwer sagen, ob der durch die IABS oder der durch den Mikrozensus verursachte Fehler bei der Berechnung des Unfallrisikos schwerer wiegt.

Im Gegensatz zu Spengler (2004a) wird nachfolgend die IABS zur Berechnung der Berufsgruppenstärken herangezogen. Hierfür sprechen im Wesentlichen zwei Punkte:

- Die Berufskodierung des Mikrozensus erfolgt nur bis einschließlich 1991 nach KldB75, danach kommt dagegen eine neue Berufsklassifikation (KldB92)⁶ zur Anwendung, was einen komplizierten Umstiegsalgorithmus erfordert und infolge der fehlenden Trennschärfe zwischen KldB75 und KldB92 auch zu einer Zusammenfassung einiger Berufsordnungen führt.⁷ Dagegen wird in der IABS und in den Unfallzahlen durchgehend die KldB75 verwendet.
- Bei der IABS handelt es sich im Gegensatz zum Mikrozensus nicht um eine Stichtagsumfrage, sondern es werden Erwerbsverläufe und Beschäftigungsdauern aufgezeigt. Es kann also zu jedem Zeitpunkt die Zahl der Beschäftigten bestimmt werden. Da die Unfallzahlen immer den Zeitraum eines Jahres umfassen, ist wichtig zu wissen, wieviele Personen in diesem Zeitraum in dem jeweiligen Beruf beschäftigt waren. Besonders in Berufen, die vorwiegend im Freien ausgeübt werden, sind im Sommer mehr Personen beschäftigt als in den Wintermonaten. Dies ist bei der Berechnung der Beschäftigten je Beruf zu berücksichtigen, mit dem Mikrozensus aber nicht möglich.⁸

Die Berücksichtigung von episodenhafter unterjähriger Beschäftigung und Teilzeitarbeit führt dazu, dass die neue Größe nicht die Zahl der Beschäftigten zu einem Zeitpunkt, sondern die Zahl der Vollerwerbs-Mann-Jahre repräsentiert, was der Zahl der gesamten gearbeiteten Stunden eines Jahres durch die mittlere Zahl der gearbeiteten Stunden eines Vollerwerbstätigen, der über das gesamte Jahr beschäftigt ist, entspricht. Ist ein Arbeitnehmer beispielsweise vom 01.02. bis zum 15.04. eines Jahres vollerwerbstätig in einem Beruf beschäftigt, dann sind dies 74 Tage, die $74/365 = 0,20$ Vollerwerbs-Mann-Jahren entsprechen. Wäre er in dieser Zeit Teilzeitbeschäftigter der Kategorie zwei, würde es sich um $74/365 * 0,375 = 0,08$ Vollerwerbs-Mann-Jahre handeln.

⁵Der Mikrozensus enthält keine Angaben darüber, ob Selbständige freiwillig in der gesetzlichen Unfallversicherung sind.

⁶Gemäß der KldB92 werden die Berufe in 6 Bereiche, 33 Abschnitte, 88 Gruppen, 369 Berufsordnungen und 2.287 Berufsklassen eingeteilt.

⁷Zum Umstiegsalgorithmus siehe Spengler (2004a): Die Umformung und das damit verbundene Zusammenfassen von Berufsgruppen führt zu einem Verlust von 36 Berufsgruppen.

⁸Überdies gibt es Berufe, in denen vorwiegend Teilzeit gearbeitet wird - auch diese (in beiden Datensätzen enthaltene) Information muss in die Berechnung der Beschäftigtenzahlen einfließen. Die beiden Teilzeitkategorien in der IABS sind Teilzeitbeschäftigung mit weniger als der Hälfte und mit mehr als 50% der üblichen Arbeitszeit. Die erste Kategorie wird in den Berechnungen mit durchschnittlich 0,375% der Arbeitszeit und Kategorie zwei mit 0,75% der Arbeitszeit angenommen.

Tabelle 1 zeigt die auf dieser Grundlage errechneten Risiken tödlicher Arbeitsunfälle der fünfzig "gefährlichsten" Berufe. Nicht enthalten sind Berufe der Landwirtschaft und des Gartenbaus, da die betreffenden Berufsgenossenschaften anders als *HVBG* und *BUK* keine Berufsordnungen nach der KldB erheben. Weiterhin sind die Berufe nicht enthalten, die überwiegend von Beamten oder Selbstständigen ausgeübt werden (Lehrer, Polizisten, Unternehmer, Gastwirte, Hoteliers, Zahn- und Tierärzte sowie einige weitere Berufe).⁹ Vergleicht man die errechneten Risiken mit jenen in Spengler (2004a) zeigt sich, dass die Werte in der vorliegenden Studie offenbar robuster hinsichtlich Ausreißern sind. Der bei Spengler mit dem größten Todesrisiko behaftete Beruf der Maschinen-, Elektro- und Schiesshauer liegt mit einem mittleren Todesrisiko von 1,7 pro 1.000 Beschäftigten bedeutend höher als die in Tabelle 1 ausgewiesenen 0,33 Fälle pro 1.000 Mann-Jahre. Zweifel an der Güte der Mikrozensusberechnungen wirft dabei insbesondere die Tatsache auf, dass Maschinen-, Elektro- und Schiesshauer eigentlich eine Untergruppe der Bergleute sind, das Unfallrisiko letzterer in Spengler (2004a) jedoch mit 0,3 Fällen pro 1.000 Beschäftigten erheblich geringer ausfällt. Dagegen liegen die Risiken der beiden Berufsordnungen in den IABS-Berechnungen in Tabelle 1 in unmittelbarer Nähe zueinander. Auch Gerüstbauer - der gefährlichste Beruf in Tabelle 1 - besitzen mit 0,8 tödlichen Unfällen pro 1.000 Mann-Jahre einen geringeren Wert der Risikovariablen als in Spengler (2004a), wo 1,1 Fälle pro 1.000 Beschäftigten berichtet werden.

Der teilweise große Unterschied der Unfallrisiken zwischen den Berechnungen mit IABS und Mikrozensus kann neben einem unterschiedlichen Ausmaß von Fehlcodierungen der Berufsvariablen möglicherweise dadurch erklärt werden, dass sich der Mikrozensus bei Fragen zur Erwerbstätigkeit auf die letzte feiertagsfreie Woche im April bezieht. Jedoch ist die Zahl der Erwerbstätigen im April eines jeden Jahres deutlich kleiner als im Sommer oder Frühherbst des gleichen Jahres. Innerhalb dieser saisonabhängigen Berufe kommt es demnach im Mikrozensus zu Fehlern, da die Zahl der Beschäftigten (bezogen auf das gesamte Jahr) zu gering ausfällt. Aufgrund der exakteren Berechenbarkeit des jährlichen Arbeitsvolumens mittels der IABS in Verbindung mit der dargestellten empirischen Evidenz erscheint es sinnvoll einer IABS-basierten Berechnung der berufsspezifischen Arbeitsunfallrisiken den Vorzug zu geben.¹⁰

3 Arbeitsmarktdaten

Zur Bestimmung von kompensatorischen Lohndifferenzialen und dem Wert eines statistischen Lebens mittels hedonischer Lohnregressionen werden individuelle Arbeitsmarktdaten und Daten über tödliche Arbeitsunfallrisiken benötigt. Letztere wurden, wie in Abschnitt 2 ausgeführt, von den Dachverbänden der Berufsgenossenschaften bezogen. Die individuellen Arbeitsmarktdaten, der nachfolgenden Analyse stammen aus zwei unterschiedlichen Quellen. Dabei handelt es sich zum einen um die bereits angesprochene IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) und zum anderen um das Sozioökonomische Panel (SOEP). Beide Datensätze enthalten detaillierte Lohnangaben und betrachten Individuen

⁹Die Gründe der Nichtberücksichtigung einzelner Berufe werden ausführlich in Spengler (2004a) beschrieben.

¹⁰Hierfür spricht auch, dass aufgrund der Vorüberlegung zu Selbstständigen und geringfügig Beschäftigten eigentlich eine Überschätzung der Unfallrisiken mit der IABS erfolgen sollte. Dass die IABS-basierten Risiken jedoch eher geringer sind als in Spengler (2004a), deutet auf die Wichtigkeit der Berücksichtigung episodenhafter unterjähriger Beschäftigung hin, die nur mit der IABS möglich ist.

im Zeitverlauf.

Bei der **IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS)** des *Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (IAB) handelt es sich um eine 1%-Stichprobe aus dem seit 1973 bei der *Bundesagentur für Arbeit* gespeicherten Archivmaterial der Beschäftigtenstatistik aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Die Stichprobe umfasst den Zeitraum vom 01.01.1975 bis zum 31.12.1995¹¹ und beruht auf den Meldungen, die jeder Arbeitgeber im Rahmen des gesetzlich geregelten Meldeverfahrens zur Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung abzugeben hat. Nicht erfasst werden Beschäftigte, für die keine Sozialversicherungspflicht besteht. Dabei handelt es sich um Selbstständige, mithelfende Familienangehörige, Beamte, Richter, Berufssoldaten, Wehrpflichtige, Zivildienstleistende, geringfügig Beschäftigte und ordentlich Studierende.¹²

Bei den Informationen, die der IABS für die Person, ihren Betrieb und ihre Beschäftigung entnommen werden können, handelt es sich um i) Geschlecht, Geburtsjahr, Familienstand, Staatsangehörigkeit, ii) Beginn und Ende einer Beschäftigung (genaues Datum), iii) Schulbildung und Berufsausbildung, iv) Beruf der ausgeübten Tätigkeit (Berufskennziffer nach KldB75), v) Stellung im Beruf (Angestellter, Facharbeiter, . . .), vi) Teilzeitbeschäftigung (zwei Kategorien), vii) sozialversicherungspflichtiges Bruttoentgelt, viii) Betriebsnummer des Beschäftigungsbetriebes, ix) Wirtschaftszweig des Beschäftigungsbetriebes.

Die IABS zeichnet sich insbesondere dadurch aus, dass sie aufgrund der gesetzlichen Meldepflicht der Arbeitgeber in mancher Hinsicht eine sehr hohe Zuverlässigkeit der Daten garantiert. Dies betrifft insbesondere die Angaben über Entgelt, Geschlecht, Alter, Beschäftigungsende und -beginn. Geschlecht und Geburtsjahr des Arbeitnehmers sind Bestandteil seiner Sozialversicherungsnummer, auf deren Grundlage die Meldungen erfolgen. Hingegen ist die Zuverlässigkeit solcher Merkmale, die nur zu statistischen Zwecken erhoben werden, geringer. Dabei handelt es sich z.B. um Familienstand, Zahl der Kinder, Nationalität, Ausbildung und auch die genaue Berufsbezeichnung. Diese Angaben werden von den Personalabteilungen der Unternehmen unter Umständen nicht mit größter Sorgfalt behandelt, da sie nicht versicherungsrelevant sind. Weiterhin werden Berufswechsel innerhalb eines Meldezeitraums erst am Ende des jeweiligen Zeitraums festgestellt, da dieser Wechsel innerhalb eines Unternehmens keiner Meldung bedarf.

Das Entgelt wird in der IABS als durchschnittliches Tagesentgelt des Meldezeitraums angegeben (Bruttoentgelt dividiert durch die Zahl der Tage im Meldezeitraum). Die Nachkommastellen werden auf ganze DM abgeschnitten (maximaler Fehler 0,99 DM), was zu einem maximalen Fehler des Bruttomonatsentgelts von 30,69 DM führen kann. Durch die Anonymisierung wird das Entgelt nur innerhalb der Grenzen der Rentenversicherung für Arbeitnehmer und Angestellte ausgewiesen. Bei Entgelten, die die Beitragsbemessungsgrenze der Rentenversicherung überschreiten, wird das Entgelt genau auf der jeweiligen Grenze angegeben. Die oberen Grenzen der Rentenversicherung liegen zwischen monatlich

¹¹Der Wissenschaft steht auch eine zeitlich erweiterte Version der Stichprobe zur Verfügung, die den Zeitraum vom 01.01.1975 bis zum 31.12.2001 abdeckt. Dieser auch als IAB-Regionalstichprobe bekannte Datensatz enthält neben den zusätzlichen Jahren auch detaillierte Regionalinformationen, was allerdings (aufgrund der Erfordernis zur Anonymisierung des Datenmaterials) zu Lasten der Anzahl der Merkmalsausprägungen bestimmter Variablen geht. Da hiervon auch die Berufsvariable betroffen ist - 335 Berufsordnungen werden zu 130 Berufsaggregaten zusammengefasst - wurde von einer Benutzung der Regionalstichprobe abgesehen.

¹²Im Jahr 1995 waren 79,4% aller Erwerbstätigen im ehemaligen Bundesgebiet in der Beschäftigtenstatistik erfasst (Bender, Haas, & Klose, 1999).

nominal 2.800 DM im Jahr 1975 und 7.800 DM im Jahr 1995. Die untere Entgeltgrenze des Datensatzes ist die Geringfügigkeitsgrenze; Entgelte/Personen, die unter dieser Grenze liegen, sind in der Regel nicht in der IABS enthalten. Diese Grenze bewegt sich von 1975 bis 1995 zwischen 350 DM und 580 DM. Die Entgeltangaben sind in der IABS demnach nach oben zensiert und nach unten gestutzt.

Die Merkmalsausprägungen der Berufsvariablen in der IABS liegen - ebenso wie die Berufsinformationen der Unfalldaten der Berufsgenossenschaften - gemäß der dreistelligen KldB75-Systematik vor. Die Berufsvariable der IABS umfasst damit ursprünglich 334 Merkmalsausprägungen. Im Zuge der Anonymisierung werden jedoch 100 Berufe zu 41 neuen Berufsaggregaten zusammengefasst. Folglich lassen sich in der IABS 275 verschiedene Berufe unterscheiden, die als Schnittstelle für das Zuspielen der Arbeitsunfallinformationen zur Verfügung stehen.

Das **Sozioökonomische Panel (SOEP)** ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte in Deutschland. Sie wird im jährlichen Rhythmus seit 1984 bei denselben Personen und Familien in der Bundesrepublik durchgeführt. Das SOEP ist neben dem Mikrozensus die wichtigste Individualdatenerhebung für Deutschland. In der ersten Welle des SOEP im Jahre 1984 wurden 5.921 Haushalte mit 12.245 Personen befragt, wobei 3.915 dieser Personen Kinder waren. Die Haushalte werden jedes Jahr erneut befragt. Personen scheidet aus, wenn sie sterben oder ins Ausland ziehen. Durch Geburt oder anderweitiges Eintreten in einen der befragten Haushalte werden Personen neu in das SOEP aufgenommen. Neue Haushalte bilden sich, wenn sich ein alter Haushalt teilt, d.h. mindestens eine Person einem anderen Haushalt zugehörig wird bzw. einen neuen Haushalt gründet. Jugendliche werden erst selbst befragt, wenn sie das Alter von 16 Jahren erreichen. Vorher machen die Eltern Angaben bezüglich ihrer Kinder.

Die Zahl der Variablen im SOEP ist mit bis zu 100 Variablen auf Haushalts- und über 250 Variablen auf Personenebene sehr groß. Dem Standardfrageprogramm des SOEP können Informationen zu den Themengebieten Haushaltszusammensetzung, Erwerbs- und Familienbiographie, Erwerbsbeteiligung und berufliche Mobilität, Einkommensverläufe und soziale Sicherheit, Wohnsituation, gesellschaftliche Partizipation, Gesundheit und Lebenszufriedenheit entnommen werden. In jährlich wechselnden Schwerpunktprogrammen werden weitergehende Informationen z.B. über Familie und soziale Dienste, Zeitverwendung sowie Weiterbildung und Qualifikation erhoben. Zu dem für diese Arbeit relevanten Thema - der Erklärung des Lohns - sind analog zur IABS folgende Merkmale im SOEP enthalten: i) Geschlecht, Geburtsjahr, Familienstand, Staatsangehörigkeit, ii) Schulbildung und Berufsausbildung, iii) Beruf der im letzten Monat ausgeübten Tätigkeit als Haupterwerb, iv) Stellung im Beruf (verschiedene Abstufungen von Arbeitern, Angestellten und Beamten), v) Bruttoentgelt des letzten Monats (Haupterwerb), vi) Größe des Beschäftigungsbetriebes, vii) Wirtschaftszweig des Beschäftigungsbetriebes, viii) Dauer der Betriebszugehörigkeit.

Aufgrund der Tatsache, dass es sich beim SOEP um einen Befragungsdatensatz handelt, stößt man bei vielen Merkmalen wie z.B. Geschlecht, Alter und Beruf auf Inkonsistenzen. Dies trifft insbesondere auf Angaben über Kinder zu, die erst dann an Verlässlichkeit gewinnen, wenn diese das Alter von sechzehn Jahren erreichen und nicht mehr durch ihre Eltern vertreten werden. Aber nicht selten weisen auch die für die vorliegende Arbeit relevanten Angaben zu Erwachsenen erratischen Charakter auf. Ein konkretes Beispiel sind von Jahr zu Jahr schwankende Angaben von eigentlich zeitunveränderlichen Merk-

malen. Für derartige Fälle müssen geeignete Korrekturmechanismen gefunden und diese einheitlich auf alle betreffenden Fälle angewendet werden.¹³ Insbesondere besitzen die Entgeltangaben des SOEP im Vergleich zur IABS eine geringere Zuverlässigkeit. Falschangaben durch Unkenntnis des realen Bruttolohns, das grundsätzliche Hemmnis Auskunft über die persönliche Einkommenssituation zu geben, sowie Auf- und Abrunden sind die Hauptfehlerquellen. (Hinreichend präzise) Rundungen stellen jedoch nur dann ein Problem dar, wenn sie systematisch in eine Richtung erfolgen. Dass Rundungen im SOEP prinzipiell ein relevantes Phänomen darstellen, zeigt sich an der starken Häufung der Einkommensverteilung an den „glatten“ Beträgen. So sind 23% aller Bruttolohnangaben auf glatte Fünfhunderter- oder Tausenderbeträge gerundet. Die Berufskennziffern des SOEP ergeben sich einerseits aus einer Vercodung mit dem ISCO-88-Code¹⁴ und einer Vercodung nach der KldB92 und sind somit nicht unmittelbar mit den Unfalldaten kompatibel.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass sich IABS und SOEP insbesondere nach der Art der Datenerhebung und Datensatzumfang unterscheiden. Bei der IABS handelt es sich um ein „Nebenprodukt“ des gesetzlich geregelten Meldeverfahrens zur Sozialversicherung, während das SOEP aus einer jährlichen nicht amtlich erhobenen Haushaltsbefragung entsteht. Diese Entstehungsweisen führen auch zu den großen Unterschieden im Umfang der Datensätze. Das SOEP besitzt ein Vielfaches an Variablen der IABS und deckt annähernd alle Themen des täglichen Lebens ab, um damit für möglichst viele Forschungsbereiche Daten zur Verfügung zu stellen. Durchschnittlich werden in dem für diese Studie relevanten Zeitraum von 1985–1995 jährlich ca. 6.300 Haushalte mit ca. 11.600 Personen befragt¹⁵, davon sind allerdings weniger als 6.000 Personen erwerbstätig. Die IABS umfasst hingegen pro Jahr ca. 200.000 Personen, die erwerbstätig sind oder Sozialleistungen beziehen. Ein weiterer großer Unterschied der beiden Datensätze besteht darin, dass die IABS das ganze Jahr abdeckt, während das SOEP Ergebnis einer Stichtagsbefragung ist.¹⁶ In beiden Datensätzen gibt es Variablen, deren Zuverlässigkeit nicht sehr hoch einzuschätzen ist. Die Berufe sind im SOEP nach KldB92 kodiert, während die Berufe der IABS wie die Unfalldaten nach KldB75 verschlüsselt sind, wobei allerdings die vom IAB zu Anonymisierungszwecken durchgeführte Aggregation von Berufsordnungen zu beachten ist. Folglich gestaltet sich das Zusammenführen der IABS mit den Unfalldaten bedeutend einfacher als die Kombination von Unfalldaten und SOEP. Bei letzterer verbleiben durch Anwendung des Umsteigeschlüssels (nur noch) 209 Ausprägungen der Berufsvariablen.

Grundsätzlich wäre nach den obigen Ausführungen die IABS dem SOEP aufgrund ihres größeren Umfangs, ihrer präzisen Lohnangaben und ihrer besseren Kompatibilität mit den Unfalldaten wie in Spengler (2004a & 2004b) vorzuziehen. Allerdings eignet sich das SOEP gut, zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse. Desweiteren lassen sich mit der Betrachtung beider Datensätze Vergleiche zu den bereits vorhandenen Studien zu Lohndifferentialen ziehen, die entweder die IABS oder das SOEP als Datensatz verwenden.

¹³Beispiel für Geburtsjahr: Bei einmaligen Ausreißern werden diese korrigiert. Schwankt der Wert allerdings zwischen mehreren Werten, ist das erste angegebene Geburtsjahr ausschlaggebend.

¹⁴Bei ISCO-88 (*International Standard Classification of Occupation*) handelt es sich um das Klassifizierungsschema des *International Labour Office*(ILO). Dabei werden die Berufe auf vier Ebenen unterteilt: 10 Hauptgruppen, 28 Gruppen, 116 Untergruppen und 390 Berufsgattungen.

¹⁵Ab dem Jahr 2001 eine bedeutende Anhebung des Stichprobenumfangs auf über 20.000 Personen stattgefunden hat

¹⁶Dieser befindet sich in den frühen Wellen im Frühjahr eines jeden Jahres, während er sich bei den neueren Wellen von Person zu Person unterscheiden kann und über das ganze Jahr verteilt ist.

Auch bietet das SOEP eine bessere Möglichkeit zum Vergleich mit WSL-Studien anderer Länder, die in der Regel auf Befragungsdaten basieren.

4 Empirische Spezifikation und Schätzergebnisse

In diesem Abschnitt werden unter Verwendung der oben beschriebenen Datensätze Regressionen zur Bestimmung kompensatorischer Lohndifferentiale und des WSL durchgeführt. Neben der Nichtberücksichtigung bestimmter Berufe (siehe oben) fließen ausschließlich vollzeitbeschäftigte, nicht in Ausbildung befindliche Personen mit Arbeitgeber in Westdeutschland (inklusive West-Berlin) in die Schätzungen ein.

Tabelle 2 enthält die deskriptiven Statistiken der in der empirischen Untersuchung verwendeten Variablen. Angaben über Betriebszugehörigkeit und Arbeitserfahrung sind in der IABS nicht enthalten. Da die Daten aber bis in das Jahr 1975 zurückreichen, wurden diese beiden Variablen aus den vorhandenen Angaben generiert. Diese Angaben sind allerdings für Personen zensiert, die bereits vor dem 01.01.1975 sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren. Aus diesem Grund werden Dummy-Variablen, die eine mögliche Zensierung dokumentieren, eingeführt. Eine Person, die vom 01.01.1975 bis zum 31.12.1985 durchgehend bei einem Arbeitgeber beschäftigt ist, hat für 1985 die generierten Variablen Betriebszugehörigkeit und Arbeitserfahrung von elf Jahren.¹⁷ Die beiden Zensierung-Dummys werden auf 1 gesetzt, da beide Angaben möglicherweise zensiert sind. Wechselt die Person am 01.04.1986 den Arbeitgeber, beträgt die Arbeitserfahrung Ende 1986 12 Jahre und die Betriebszugehörigkeit 0,75 Jahre. Die Dummy für die Zensierung der Betriebszugehörigkeit ändert sich sodann auf 0. Im SOEP sind Angaben zur Betriebszugehörigkeit enthalten. Aus diesen Angaben wird die Arbeitserfahrung generiert, die ebenfalls zensiert sein kann.

Die hedonische Lohnregression wird mit folgender, bereits besprochener Schätzgleichung durchgeführt:

$$\ln w_i = \alpha + \mathbf{x}_i\beta + \gamma p_i + u_i \quad (2)$$

Diese Schätzgleichung ist Grundlage für die Querschnitts- und Poolregressionen. Durch die Verwendung des logarithmierten Lohns als abhängige Variable und eines mit 1.000 multiplizierten tödlichen Arbeitsunfallrisikos (Fälle pro 1.000 Vollerwerbs-Mann-Jahren) kann der Wert eines statistischen Lebens nicht mehr direkt aus dem geschätzten Koeffizienten des Unfallrisikos abgelesen werden. Der Koeffizient muss vielmehr mit 1.000 und dem Mittelwert des Einkommens multipliziert werden, wobei letzteres in den IABS-Schätzungen aufgrund der Zensierung der Lohnangaben zuvor zu korrigieren ist. Da es sich um Tagesentgelte handelt, ist zusätzlich noch eine Multiplikation mit 365 erforderlich. Der WSL errechnet sich demnach gemäß der Formel $WSL = \gamma \times 1.000 \times \bar{w}_{(korrr)} \times 365$.

Soll eine Panelregression durchgeführt werden, muss das Modell folgendermaßen modifiziert werden:

$$w_{it} = \mathbf{x}_{it}\beta + \gamma p_{it} + c_i + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

¹⁷Stichtag eines jeden Jahres ist der 31.12.

Der Lohn und die einzelnen erklärenden Variablen variieren in diesem Modell auch über Zeit t . Die Konstante α wird durch eine individuelle Konstante c_i ersetzt. Diese Konstante enthält alle nicht messbaren zeitkonstanten personenspezifischen Effekte, die den Lohn beeinflussen. Diese werden bei Lohnregressionen insbesondere durch Intelligenz und Motivation, der unbeobachteten Heterogenität, gebildet.

Die unbeobachtete Heterogenität c_i kann auf zwei verschiedene Arten in das Schätzmodell einfließen - als zufällige, die Beobachtung i charakterisierende Störgröße (sogenannter „*random effect*“ [RE]) oder als für jede Person i zu schätzender Parameter (sogenannter „*fixed effect*“ [FE]). Für die Modellierung unbeobachteter Heterogenität ist dabei in erster Linie ausschlaggebend, ob c_i mit den beobachteten erklärenden Variablen \mathbf{x}_{it} und p_{it} , $t = 1, 2, \dots, T$ korreliert ist oder nicht. Das RE-Modell verlangt die Unkorreliertheit zwischen beobachteten und unbeobachteten Regressoren, während im FE-Modell c_i mit den erklärenden Variablen korreliert sein darf. Panelregressionen mit Personen als Beobachtungseinheiten haben auch zeitkonstante Kovariate z.B. Merkmale der Person wie Geschlecht, Nationalität, Hautfarbe und Religion, die sich in der Regel nicht ändern, d.h. über den betrachteten Zeitraum konstant bleiben. Diese Merkmale werden bei festen Effekten (FE-Modell) als Teil der unbeobachteten Heterogenität behandelt und ein Effekt für diese Merkmale kann nicht mehr separat geschätzt werden.

Sind die individuellen Effekte und die Kovariate nicht korreliert, ist der RE-Schätzer effizient, ist dem nicht so, ist die RE-Schätzung verzerrt. Für den Einsatz einer FE-Regression würde also sprechen, dass keine Verteilungsannahmen erforderlich sind und der FE-Schätzer unverzerrt ist. Auf der anderen Seite kann innerhalb einer FE-Regression der Einfluss zeitkonstanter Kovariate nicht identifiziert werden. Es stellt sich nun zum ersten die Frage, ob die individuellen Effekte und die erklärenden Variablen korreliert sind. Wie oben bereits angedeutet, sind individuelle Einflussfaktoren des Lohns vor allem Intelligenz, Motivation, Arbeitseinstellung und familiärer Hintergrund. Hier ist eine Korrelation mit erklärenden Variablen wie Schulbildung, Alter, Nationalität wahrscheinlich, wenn nicht sogar offensichtlich. Auch eine Korrelation mit dem Unfallrisiko ist zu erwarten, da oben angegebene persönliche Merkmale auch die Wahl des Berufes und des damit verbundenen Risikos beeinflussen, was für den Einsatz des FE-Schätzers spricht.

Zu den erklärenden Variablen einer FE-Regression, für die ein Koeffizient geschätzt werden soll, dürfen keine zeitinvarianten und schwach zeitvarianten Variablen gehören, da für sie keine bzw. nur unpräzise Schätzergebnisse ermittelt werden können. Der Effekt dieser Variablen ist in den individuellen Effekten enthalten. Es stellt sich deshalb die Frage, wie es sich mit der Zeitvarianz der für die vorliegende Untersuchung zentralen erklärenden Variable - dem tödlichen Unfallrisikos - verhält. Muss dieses als nur schwach zeitvariant eingestuft werden? Die Schätzdatensätze verneinen dies: In den elf betrachteten Jahren finden im SOEP 8.965 Berufswechsel (von 13.365 Personen) und in der IABS 73.563 Berufswechsel (von 192.678 Personen) statt. Auch das Risiko innerhalb eines Berufs ändert sich von Jahr zu Jahr - es wird in der Regel geringer. Das Unfallrisiko kann demnach als zeitvariant angesehen werden und ein Effekt für das Unfallrisiko ist auch mittels einer FE-Panelregression messbar. Ein FE-Modell ist also einem RE-Modell vorzuziehen.

Ein zusätzliches Problem stellt sich nun in der Rechtszensierung der Lohnangaben. Etwa 10% aller Lohnangaben in der IABS sind rechtszensiert, was eine Berücksichtigung im Regressionsmodell erfordert. Aus diesem Grund wird in dieser Arbeit das *Censored-*

Regression-Modell¹⁸ verwendet, das diese spezielle Problematik berücksichtigt. Unter der Annahme einer Normalverteilung des Störterms des Modells werden entsprechende Korrekturen für den zensierten - d.h. unstetigen Teil der Verteilung - in der zu schätzenden (Log-)Likelihood Funktion vorgenommen. Für ein *Fixed-Effects-Censored-Regression*-Modell existiert jedoch kein unverzerrter parametrischer Schätzer. Stattdessen kommt ein von Wooldridge (2002) vorgeschlagener und auf Chamberlain (1980) zurückgehender parametrischer RE-Schätzer zur Anwendung, der sich durch die Aufhebung der restriktiven Forderung der Unkorreliertheit von c_i und \mathbf{x}_{it} auszeichnet, und aufgrund seiner Realisierbarkeit mit üblichen Softwarepaketen wie dem hier verwendeten Stata[®] anstelle des von Honoré (1992) vorgeschlagenen semi-parametrischen FE-Schätzer für *Truncated-* und *Censored-Regression*-Modelle zur Anwendung kommt.¹⁹

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse einiger Regressionen, die durchgeführt wurden. Jeweils für den IABS- und den SOEP-Schätzdatensatz ist eine Querschnittsregression des Jahres 1990, eine Pool-Regression und eine Panelregression aufgeführt. Endogene Variable ist jeweils das logarithmierte Tagesentgelt. Die Schätzkoeffizienten entsprechen weitgehend den Erwartungen: Männer verdienen mehr als Frauen, Verheiratete mehr als Ledige und die verschiedenen Altersdummies beschreiben das bekannte Alters-Verdienst-Profil mit zunehmenden Löhnen jüngerer und abnehmenden Löhnen älterer Arbeiter. Ferner führen ein höherer Bildungsabschluss und eine höhere Stellung im Beruf ebenso wie die Beschäftigung in einem größeren Betrieb zu höheren Löhnen.²⁰ Vor allem zeigt sich jedoch, dass ein höheres Arbeitsunfallrisiko zu den theoretisch hergeleiteten Lohnkompensationen führt. Die Schätzkoeffizienten des Unfallrisikos sind in beiden Datensätzen signifikant positiv. Es muss allerdings in Erwägung gezogen werden, dass in den Koeffizienten auch die Lohneffekte anderer mit dem tödlichen Arbeitsunfallrisiko potentiell korrelierter aber nicht explizit berücksichtigter unerwünschter Arbeitsbedingungen (Schmutz, Lärm, Hitze, ungünstige Arbeitszeiten etc.) mitgemessen werden. Entsprechende Indikatoren stehen jedoch für die IABS nicht und für das SOEP nicht über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg zur Verfügung.²¹

Die Tabellen 4 und 5 geben die aus den verschiedenen Regressionen ermittelten Koeffizienten für das tödliche Arbeitsunfallrisiko und die daraus errechneten Werte eines statistischen Lebens für alle Erwerbstätigen und männlichen Arbeiter wieder. Die geschätzten WSL auf Grundlage der IABS schwanken in den Querschnittsregressionen zwischen 3,9 und 8,8 Mio. €. Der Mittelwert liegt bei 5,9 Mio. € und liegt damit erwartungsgemäß

¹⁸Unter Annahme einer Normalverteilung des Störterms können Korrekturen für den zensierten Teil der Verteilung in der Likelihood-Funktion vorgenommen werden.

¹⁹Zur genauen Beschreibung und Anwendung des Chamberlain-Schätzers in Stata[®] siehe Spengler (2004a).

²⁰Nicht explizit ausgewiesen werden die Schätzkoeffizienten zusätzlicher Kontrollvariablen (Wirtschaftszweigindikatoren, Jahresdummies und Indikatoren für potentiell zensierte Angaben zu Betriebszugehörigkeit und/oder Arbeitserfahrung) sowie der für das Chamberlain-Modell notwendigen personenspezifischen Mittelwerte der erklärenden Variablen ($\bar{\mathbf{x}}_i$).

²¹Allerdings konnten Schätzungen durchgeführt werden, in die neben dem tödlichen auch das nicht-tödliche Unfallrisiko einfluss. Dabei erwies sich letzteres in den Querschnittsschätzungen (und gepoolten Schätzungen) als negativ signifikant und führte zu einer (teils erheblichen) Erhöhung des Koeffizienten des tödlichen Unfallrisikos. In den Panelschätzungen erwies sich das nicht-tödliche Unfallrisiko dagegen als insignifikant und ließ den Koeffizienten des tödlichen Risikos weitgehend unberührt. Da das Ziel dieser Studie in einer vorsichtigen Abschätzung des WSL und insbesondere in einer Kontrolle unbeobachteter Heterogenität mit Panelmethoden besteht, weisen wir nachfolgend nur Regressionsergebnisse ohne Beteiligung des nicht-tödlichen Unfallrisikos aus. Schätzungen unter Einbeziehung des nicht-tödlichen Unfallrisikos stellen wir auf Anfrage bereit.

im selben Bereich wie der WSL aus der Poolregression. Die Querschnittsschätzungen mit dem SOEP schwanken sehr stark und sind häufig insignifikant und teilweise sogar negativ. Der Koeffizient der Poolregression ist jedoch positiv signifikant und impliziert einen WSL von 2,8 Mio. €. Neben Regressionen mit kontemporärem Unfallrisiko wurden auch Schätzungen mit einem 5-Jahres-Mittel des Unfallrisikos durchgeführt. Durch die Mittelwertbildung werden die Koeffizienten der Querschnittsschätzungen stabiler und im Durchschnitt deutlich höher. Für die IABS ergibt sich nun ein WSL von 7,4 Mio. € bzw. 7,3 Mio. € für die gepoolte Regression, der ungefähr mit dem von Viscusi and Aldy (2003) berichteten Median von 7 Mio. US-Dollar aus zahlreichen US-Studien übereinstimmt. Auch der WSL der gepoolten SOEP-Regression steigt (von 2,8) auf 3,6 Mio. € an. Eine Erklärung für die zunehmenden WSL bei Mittelwertbildung der Risikovariablen besteht offensichtlich darin, dass der Einfluss zufälliger Schwankungen in der kontemporären Risikovariablen, der eine Verzerrung des Schätzkoeffizienten gegen Null bewirkt, abgemildert wird. Aus diesem Grund konzentrieren wir die weitere Diskussion auf die Schätzungen mit dem 5-Jahres-Mittel des Unfallrisikos.

Tabelle 5 gibt die WSL-Schätzungen für männliche Arbeiter - also die Gruppe am Arbeitsmarkt, für die die Existenz kompensatorischer Lohndifferentiale am plausibelsten erscheint - wieder. Im Vergleich zu den Schätzungen für aller Erwerbstätigen ergibt sich hier eine gegenläufige Bewegung für IABS und SOEP. Während die WSL in den IABS-Schätzungen deutlich absinken, zeigen die SOEP-Schätzungen nun auch für die einzelnen Querschnitte Signifikanz und nehmen deutlich zu. Dies führt dazu, dass die Durchschnitte der Querschnittsschätzungen und die gepoolten Schätzungen aus IABS und SOEP nun recht nah zusammenliegen und sich die WSL zwischen 5 Mio. € und 5,7 Mio. € befinden.

Auffallend ist jedoch, dass die WSL aus den Panelregressionen (jeweils letzte Zeilen der Tabellen 4 und 5) mit 3 Mio. € (IABS) bzw. 2,3 Mio. € für alle Erwerbstätigen und 2,2 Mio. € (IABS) für männliche Arbeiter bedeutend geringer sind als die Ergebnisse der Querschnittsregressionen und gepoolten Schätzungen, was die Frage nach dem *Warum* aufwirft. Kann man aus dieser Tatsache weiterhin folgern, dass der WSL für die USA auf Basis von Panelregressionen auch bedeutend geringer wäre? Dieses Ergebnis ist vor allem deshalb bemerkenswert, weil es bis heute keine verwertbaren aus Panelanalysen stammenden Schätzungen des Wertes eines statistischen Lebens gibt und zwei von drei Arbeiten, welche die Verzerrungswirkung einer Nichtberücksichtigung unbeobachteter individueller Heterogenität theoretisch oder empirisch untersuchen (Garen, 1988 und Hwang et al., 1992), den entgegengesetzten Effekt - d.h. einen höheren WSL im Panel - erwarten lassen. Die vorliegenden Schätzergebnisse können demnach als empirischer Nachweis der theoretischen Arbeit von Shogren and Stamland (2002) gewertet werden, die zu dem Schluss kommt, dass empirische Analysen, die individuelle Arbeitsrisiken mit berufsspezifischen Risikoindikatoren approximieren, zu einer substanziellen Überschätzung des WSL führen können, wenn (neben individueller Heterogenität bezüglich der Risikopräferenz) individuelle Heterogenität hinsichtlich des Geschicks im Umgang mit riskanten Arbeitssituationen vorliegt. Demnach findet eine systematische Selektion von Arbeitern, die besondere Fähigkeiten im Umgang mit riskanten Situationen, wie z.B. Abgeklärtheit (Garen (1988) spricht in diesem Zusammenhang von „coolheadedness“), Besonnenheit oder bestimmte physische Voraussetzungen wie große Körperkraft oder Schnelligkeit besitzen, in gefährliche Berufe statt. Diese Eigenschaften verleihen den besagten Arbeitern in gefährlichen Berufen eine höhere Produktivität (als „normalen“ Arbeitern), spielen für die Produktivität in ungefährlichen Jobs jedoch keine Rolle. Ohne eine Kontrolle individueller Heterogenität würde diese Form des Produktivitätsunterschieds fälschlicherweise in den

Koeffizienten der Risikoindikatoren mitgemessen und (aufgrund der positiven Korrelation zwischen (risikoabhängiger) Produktivität und Risiko einerseits und Produktivität und Lohn andererseits) zu deren Überschätzung führen.

Andererseits kann gegen den verwendeten Panelansatz der Einwand vorgebracht werden, dass die Abschätzung der kompensatorischen Lohndifferentiale allein auf der *within-variation* - sprich der zeitlichen Variation - des Unfallrisikos beruht, die eigentlich relevante Variation in Hinblick auf kompensatorische Lohndifferentiale aber in den Risiko- und Lohndifferenzen verschiedener Jobs besteht. Dieser Einwand verliert teilweise dadurch an Bedeutung, dass im Falle der vorliegenden Arbeit Datensätzen mit einer hohen Zahl von Berufswechslern zur Verfügung stehen. Dennoch könnte die durch Berufswechsel induzierte Variation von Unfallrisiko und Lohn durch Bewegungen überlagert werden, die zu Beeinträchtigung der Qualität von WSL-Schätzungen mit Panelmethoden führen. Denkbar ist z.B., dass sich ein gleichzeitiger Trend zu höheren Reallöhnen (infolge von Produktivitätssteigerungen) und niedrigeren Arbeitsunfallrisiken (durch Verbesserungen der Sicherheitstechnologie), sofern er sich nicht vollständig (z.B. durch Zeitdummies) kontrollieren lässt, in einer Abwärtsverzerrung kompensatorischer Lohndifferentiale niederschlägt. Um Verzerrungen des WSL durch „unerwünschte“ zeitliche Variation in Arbeitsunfallrisiko und Lohn zu minimieren, werden nachfolgend Schätzungen durchgeführt, die ausschließlich auf Berufswechslern basieren.

5 Lohndifferentiale und der Wert eines statistischen Lebens bei Berufswechslern

Die nachfolgenden Schätzungen konzentrieren sich auf eine Unterstichprobe der bisher analysierten Individuen. Betrachtet werden ausschließlich Berufswechsler - also jene Individuen, die von einem zum anderen Jahr ihren Beruf und damit auch das zugehörige berufsspezifische Arbeitsunfallrisiko ändern. Präzise ausgedrückt werden all jene Personen als Berufswechsler eingestuft, die zum 31.12. des betrachteten Jahres eine andere Berufskennziffer aufweisen als zum 31.12. des Vorjahres.²² Eine Konzentration auf Berufswechsler lohnt sich aus verschiedenen Gründen: Zum einen werden - wie bereits oben angesprochen - potentielle Verzerrungswirkungen durch autonome Trendbewegungen von Lohn und Arbeitsunfallrisiko minimiert. Zweitens erlaubt auch die Berufswechslerbetrachtung - indem zeitliche Differenzen der Variablen gebildet werden - eine Kontrolle unbeobachteter Heterogenität, wobei hier schwächere Annahmen an deren Zeitkonstanz genügen als im Panelmodell. Indem in den Berufswechslerschätzungen einjährige Differenzen der Variablen betrachtet werden, ist jegliche individuelle Heterogenität kontrollierbar, die zwischen den betreffenden beiden Jahren konstant bleibt, Veränderungen der nicht beobachteten persönlichen Eigenschaften, die sich in anderen Jahren abspielen, sind dagegen für die Qualität der Schätzergebnisse unschädlich. Schließlich sind Berufswechslerschätzungen, die als einfache gepoolte OLS-Schätzungen mit differenzierten Variablen durchgeführt werden, methodisch einfach und damit im Vergleich zu Panelschätzungen weniger sensibel hinsichtlich (dynamischer) Fehlspezifikationen.

²²Nicht berücksichtigt wird, ob zwischen den Jobs zu den beiden Stichtagen weitere Jobs liegen. Ebenso fließen keine Jobwechsel in die Analyse ein, die nicht unmittelbar erfolgen, wobei unmittelbar in unserem Fall bedeutet, dass zwischen dem alten und dem neuen Job keine einjährige oder längere Unterbrechung einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung (z.B. infolge von Arbeitslosigkeit) liegen darf.

Als endogene Variable wird nun wie beschrieben die Lohnveränderung $\Delta w = w_t - w_{t-1}$, die sich bei einem Berufswechsel ergibt, betrachtet. Neben der Risikoänderung $\Delta p = p_t - p_{t-1}$ sind als weitere erklärende Variablen Änderungen des Familienstandes, der Stellung im Beruf und des Berufsabschlusses Teil der Lohnregression. Darüber hinaus lässt sich aber auch vermuten, dass konstante bzw. kaum veränderliche Merkmale Lohndifferenzen infolge eines Jobwechsels bestimmen. Beispielsweise werden sich die Gründe für einen Berufswechsel mit Alter und Arbeitserfahrung der Arbeitnehmer unterscheiden. Berufswechsel bei jüngeren Arbeitnehmern werden eher zur Verbesserung der Berufschancen vollzogen, während Berufswechsel bei älteren Arbeitnehmern eher aufgrund von Kündigungen entstehen. Deshalb werden auch einige nicht differenzierte erklärende Variablen (Alter, Arbeitserfahrung und Familienstand) in die Berufswechlerschätzungen einbezogen. Schließlich werden zur Identifizierung von Änderung der Betriebsgrößenklasse und des Wirtschaftszweiges „ab-Dummies“ eingeführt, die genau dann den Wert eins annehmen, wenn der Wechsel von Betriebsgrößenklasse bzw. Wirtschaftszweig b nach a erfolgt.

Tabelle 6 gibt die deskriptive Statistik der in den Schätzungen verwendeten Variablen wieder. Die Zahl der Beobachtungen beträgt jetzt nur noch 55.789 (IABS) bzw. 5.617 (SOEP) für die betrachteten 10 Jahre.²³ Aus der Tabelle geht hervor, dass Berufswechsler einen mittleren Lohnzugewinn von 3,81 € (IABS) bzw. 4,58 € (SOEP) realisieren und das tödliche Unfallrisiko im Mittel konstant bleibt aber eine durchaus beachtliche Variation (insbesondere für manche Jobwechsler aufweist). Ferner wird ersichtlich, dass bezogen auf den IABS-Datensatz Jobwechsel in jeweils ca. 8% der Fälle mit einer Eheschließung, einem Aufstieg zum Facharbeiter oder dem Erwerb einer Berufsausbildung ohne Abitur einhergehen.

Im Vorfeld einer multivariaten Analyse ist interessant zu betrachten, ob bereits rein deskriptiv Hinweise auf kompensatorische Lohndifferentiale bei Berufswechslern festgestellt werden können. Zu erwarten wäre, dass Personen die in riskantere Jobs wechseln einen Lohnzuwachs und Arbeiter die weniger gefährliche Jobs annehmen einen Lohnabschlag oder zumindest eine geringere Lohnzunahme als die erstgenannte Gruppe zu verzeichnen haben. Wie Tabelle 7 entnommen werden kann, bestätigt sich diese Erwartung. Anhand der IABS zeigt sich, dass männliche Arbeiter, die in riskantere Jobs wechseln im Mittel ca. 50 Cent mehr Tageslohn beziehen als Wechsler, die weniger gefährliche Arbeitsverhältnisse aufnehmen. Dieser Unterschied ist zwar nicht groß aber dennoch statistisch signifikant.

Aus Tabelle 8 geht hervor, dass Änderungen des Unfallrisikos (mit einer Ausnahme) auch bei Kontrolle dritter Faktoren einen positiv signifikanten Einfluss auf die Änderung des Bruttolohnes bei Berufswechseln besitzen. Aus den Koeffizienten des tödlichen Unfallrisikos lassen sich die WSL gleichermaßen berechnen wie bei den vorigen Lohnregressionen. In Tabelle 9 werden sämtliche mit Berufswechslern ermittelten WSL und die zugrundeliegenden Koeffizienten zusammenfassend dargestellt. Konzentriert man sich erneut auf die Schätzungen mit dem 5-Jahres-Mittel des Unfallrisikos, ergeben sich WSL von 2,0 Mio. € (IABS) und 3,1 Mio. € (SOEP) für alle Erwerbstätigen sowie von 2,9 Mio. € (IABS) und 2,1 Mio. € (SOEP) für männliche Arbeiter. Somit fallen nun auch die IABS-Schätzungen für männliche Arbeiter höher aus als für alle Erwerbstätigen (in den Querschnitts- und Panelschätzungen des vorherigen Abschnitts war dies noch umgekehrt). Dieses Ergebnis erscheint sinnvoll, da kompensatorische Lohndifferential für diese Arbeitsmarktgruppe die höchste Relevanz besitzen sollten. Die Tatsache, dass die Berufswechlerschätzungen für männliche Arbeiter sowohl mit IABS als auch mit SOEP höhere

²³Da es sich um Variablen in ersten Differenzen handelt, ist 1986 das erste Beobachtungsjahr.

WSL hervorbringen als die Panleschätzungen ist ein Indiz dafür, dass letztere aufgrund trendbehafteter Zeitreihen (mit unterschiedlicher Richtung) nach unten verzerrt sind. Andererseits liegen die Wechslerschätzungen (im Falle der IABS deutlich) unter den mittleren Querschnittsschätzungen bzw. gepoolten Schätzungen, was den Verdacht erhärtet, dass eine Nichtberücksichtigung unbeobachteter Heterogenität bzw. individueller risikospezifischer Produktivitätsunterschiede zu einer Überschätzung des WSL führt.

6 Zusammenfassung

In dieser Arbeit werden hedonische Lohnregressionen zur Schätzung des Werts eines statistischen Lebens (WSL) - dem *Value of Life* - für alle Erwerbstätigen bzw. sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und männliche Arbeiter in Westdeutschland durchgeführt. Als Datengrundlage dienen die IAB-Beschäftigtenstichprobe und das Sozioökonomische Panel, die jeweils mit Arbeitsunfalldaten der Berufsgenossenschaften verbunden werden. Im Gegensatz zu vielen bereits existierenden Arbeiten, in denen lediglich mit Querschnittsdaten gearbeitet wird, bilden in dieser Arbeit zwei große Paneldatensätze, die Grundlage der Untersuchungen. Da die potentielle Verzerrung des WSL infolge einer Nichtberücksichtigung individueller Produktivitätsunterschiede in der theoretischen Literatur kontrovers diskutiert wird, führen wir neben konventionellen Querschnittsregressionen zur Kontrolle unbeobachteter Heterogenität auch Panelregressionen und Differenzschätzungen von Berufswechslern durch.

Problematisch ist, dass die für WSL-Studien zentrale Variable - das tödliche Arbeitsunfallrisiko - nicht beobachtet werden kann und deshalb mit dem durchschnittlichen Risiko innerhalb der Gruppe alle Angehörigen eines Berufes approximiert werden muss. Da unserer Studie jedoch eine Berufsvariable mit vielen Ausprägungen (241 für die IABS und 209 für das SOEP) zur Verfügung steht, sollte eine vergleichsweise gute Annäherung an das individuelle Risiko möglich sein. Ein weiteres generelles Problem von WSL-Studien mit Arbeitsmarktdaten besteht darin, dass im Koeffizienten des tödlichen Unfallrisikos auch die Lohneffekte anderer unerwünschter Arbeitsbedingungen, die in der Schätzung nicht kontrolliert werden, mitgemessen werden. Robustheitsprüfungen unserer Schätzergebnisse lassen diese Gefahr aber als eher gering erscheinen.

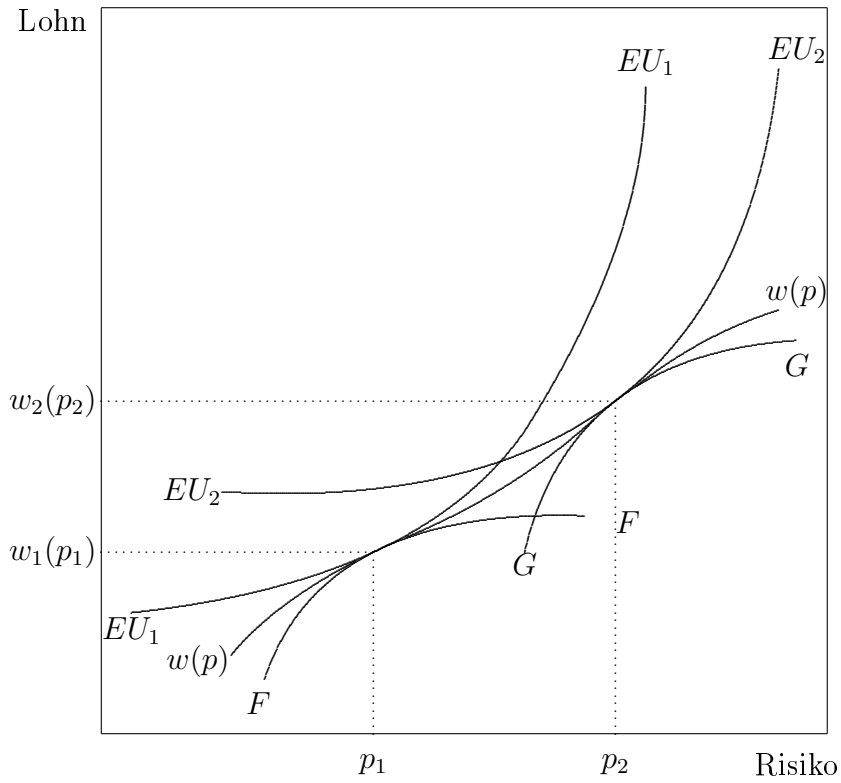
Die Querschnittsregressionen für alle Erwerbstätigen ergeben einen durchschnittlichen Wert eines statistischen Lebens von 7,4 Mio. € (IABS) bzw. 3,5 Mio. € (SOEP). Die IABS-Schätzungen liegen damit im Bereich des Medians der bestehenden US-Studien der ca. 7 Mio.\$ beträgt (siehe Viscusi & Aldy, 2003). Aus den erzielten Werten lässt sich erkennen, dass der verwendete Datensatz wie in Studien für die USA einen starken Einfluss auf die Höhe des WSL hat. Die WSL-Schätzungen mit IABS und SOEP nähern sich jedoch stark an, wenn man die Untersuchung auf männliche Arbeiter - jene Arbeitsmarktgruppe für die die tatsächliche Existenz kompensatorischer Lohndifferentiale am wahrscheinlichsten ist - eingrenzt (5,3 Mio. € (IABS) bzw. 5,7 Mio. € (SOEP)). Panelregressionen und Differenzschätzung für Berufswechsler (jeweils für männliche Arbeiter) führen zu teils deutlich geringeren WSL und legen die Vermutung nahe, dass eine Nichtberücksichtigung unbeobachteter Heterogenität in Form von individuellen risikospezifischen Produktivitätsunterschieden der Arbeiter zu einer Überschätzung des WSL in konventionellen Querschnittsanalysen führt. Von dieser Verzerrung sind möglicherweise auch die zahlreichen US-Studien betroffen, die fast ausschließlich auf Querschnittsdaten beruhen.

Vor dem Hintergrund des Ziels einer konservativen Abschätzung des Wertes eines statistischen Lebens und aufgrund der im vorherigen Abschnitt diskutierten Vorteile der Berufswechlerschätzungen im Vergleich zu den Panelschätzungen empfehlen wir für die Bundesrepublik Deutschland einen WSL von 2,9 Mio. €. Dieser Wert kann in künftigen Kosten-Nutzen-Analysen von staatlichen Maßnahmen zur Reduktion von Todesrisiken in sämtlichen relevanten Politikbereichen - wie z.B. der Gesundheits-, Verbraucherschutz-, Umwelt-, Verkehrs- und Kriminalpolitik - eingesetzt werden.

Literatur

- Bellmann, L. (1994). Entlohnung als Risikokompensation. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 27, 351–358.
- Bender, S., Haas, A., & Klose, C. (1999). Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1995. *ZA-Information*, 45, 104–115.
- Bundesverband der Unfallkassen (2003). *Geschäfts- und Rechnungsergebnisse 2002* (Tech. Rep.). Am 8.1.2004 aus dem Internet bezogen, von <http://www.unfallkassen.de/index2.html>
- Chamberlain, G. (1980). Analysis of Covariance with Qualitative Data. *Review of Economic Studies*, 47, 225–238.
- Garen, J. (1988). Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness. *Review of Economics and Statistics*, 70(1), 9–16.
- Grund, C. (2001). Do firms pay for perceived risks at work? *Schmalenbachs Business Review*, 53, 229–239.
- Honoré, B. E. (1992). Trimmed Lad and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 60(3), 533–565.
- Hwang, H., Reed, W. R., & Hubbard, C. (1992). Compensating Wage Differentials and Unobserved Productivity. *Journal of Political Economy*, 100(4), 835–858.
- Lorenz, W., & Wagner, J. (1988). Gibt es kompensierende Lohndifferentiale in der Bundesrepublik Deutschland? *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 108, 371–381.
- Lorenz, W., & Wagner, J. (1989). Kompensierende Lohndifferentiale und geschlechtsspezifische Einkommensdiskriminierung. In K. Gerlach & O. Hübler (Eds.), *Effizienzlohntheorie, Individualeinkommen und Arbeitsplatzwechsel* (pp. 248–270). Frankfurt.
- Miller, T. R. (2000). Variations between Countries in Values of Statistical Life. *Journal of Transport Economics and Policy*, 34(2), 169–188.
- Mrozek, J. R., & Taylor, L. O. (2002). What Determines the Value of Life? A Meta-Analysis. *Journal of Policy Analysis and Management*, 21(2), 253–270.
- Shogren, J. F., & Stamland, T. (2002). Skill and the Value of Life. *Journal of Political Economy*, 110(5), 1168–1173.
- Smith, A. (1976). *The wealth of nations*. Chicago: University of Chicago Press. (Original work published 1776)
- Spengler, H. (2004a). Kompensatorische Lohndifferential und der Wert eines statistischen Lebens in Deutschland. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung*, 37(3), 269–305.
- Spengler, H. (2004b). *Ursachen und Kosten der Kriminalität in Deutschland - drei empirische Untersuchungen* [Dissertation]. Im Internet erhältlich unter <http://elib.tu-darmstadt.de/diss/000531/>

- Villanueva, E. (2004). *Compensating Wage Differentials and Voluntary Job Changes: Evidence from West Germany* (Unpublished Manuscript).
- Viscusi, W. K. (1993). The Value of Risks to Life and Health. *Journal of Economic Literature*, 31, 1912–1946.
- Viscusi, W. K., & Aldy, J. E. (2003). The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World. *J. of Risk and Uncertainty*, 27(1), 5–76.
- Wagner, J., & Lorenz, W. (1989). Einkommensfunktionsschätzungen mit Längsschnittdaten für vollzeiterwerbstätige deutsche Männer. *Konjunkturpolitik*, 35(1–2), 99–109.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.). Cambridge, MA: MIT Press.



Darstellung in Anlehnung an Viscusi (1993).

Abbildung 1: Marktprozess zur Bestimmung kompensatorischer Lohndifferenziale

Tabelle 1: Jährliches tödliches Arbeitsunfallrisiko je 1.000 Vollerwerbs-Mann-Jahren in den 50 gefährlichsten Berufen, 1985-1995

Rang	Beruf nach KdlB75	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
1	Geruestbauer	,798	,364	,186	1,56
2	Binnenschiffer / Sonstige Wasserverkehrsberufe	,714	,249	,348	1,10
3	Decksleute (Schiffahrt)	,681	,428	,135	1,37
4	Nautiker	,513	,334	,155	1,07
5	Dachdecker	,418	,128	,179	,610
6	Bergleute	,361	,132	,146	,653
7	Maschinen-, Elektro-, Schiesshauer	,331	,254	,000	,945
8	Gastwirte, Hoteliers, Gaststaettenkaufleute	,311	,119	,126	,480
9	Luftverkehrsberufe	,290	,225	,000	,732
10	Sprengmeister (ausser Schiesshauer) / Sonstige Tiefbauer	,277	,069	,125	,404
11	Erdbewegungsmaschinenfuehrer	,267	,097	,110	,406
12	Steinbrecher / Erden-, Kies-, Sandgewinner / Erdoel-, Erdgasgewinner	,265	,141	,000	,511
13	Kraftfahrzeugfuehrer / Kutscher	,239	,020	,207	,266
14	Zimmerer	,238	,058	,169	,352
15	Mineralaufbereiter, Mineralbrenner	,238	,513	,000	1,76
16	Kranfuehrer	,226	,104	,000	,378
17	Weinkuehler / Sonstige Getraenkehersteller, Koster	,210	,218	,000	,603
18	Gleisbauer	,205	,186	,000	,595
19	Formstein-, Betonhersteller	,203	,115	,000	,342
20	Betonbauer	,201	,062	,129	,286
21	Erdbewegungsarbeiter / Sonstige Bauhilfsarbeiter, Bauhelfer, a.n.g.	,190	,033	,122	,239
22	Baumaschinenfuehrer	,184	,070	,072	,270
23	Kuenstlerische und zugeordnete Berufe der Buehnen-, Bild-, Tontechnik	,173	,297	,000	,983
24	Technische Schiffsoffiziere, Schiffsmaschinisten	,165	,222	,000	,741
25	Maurer	,158	,029	,129	,234
26	Stahlbauschlosser, Eisenschiffbauer	,155	,032	,110	,215
27	Lager-, Transportarbeiter	,152	,025	,118	,193
28	Zahnaerzte / Tieraerzte	,145	,145	,000	,459
29	Stauer, Moebelpacker	,141	,148	,000	,486
30	Isolierer, Abdichter	,136	,071	,000	,215
31	Bergbau-, Huetten-, Giessereitechniker	,135	,140	,000	,379
32	Tankwarte	,133	,109	,000	,412
33	Maschinen-, Behaelterreiniger und verwandte Berufe	,129	,071	,039	,265
34	Transportgeraetefuehrer	,127	,046	,064	,193
35	Strassenbauer	,127	,069	,042	,243
36	Eisen-, Metallherzeuger, Schmelzer	,122	,062	,040	,241
37	Mehl-, Naehrmitelhersteller	,121	,085	,000	,286
38	Sicherheitskontrolleure / Schornsteinfeger	,118	,098	,000	,351
39	Glaser	,117	,086	,000	,306
40	Bauschlosser	,115	,051	,043	,215
41	Eisenbahnbetriebsregler, -schaffner	,114	,052	,031	,208
42	Makler, Grundstuecksverwalter / Vermieter, Vermittler, Versteigerer	,113	,063	,048	,270
43	Branntsteinhersteller	,109	,090	,000	,278
44	Rohrnetzbauer, Rohrschlosser	,108	,036	,053	,161
45	Raumausstatter	,107	,099	,000	,335
46	Glas-, Gebaeudereiniger	,106	,061	,038	,219
47	Foerdermaschinen, Seilbahnmaschinisten / Sonst. Maschinisten	,102	,072	,000	,243
48	Brauer, Maelzer	,100	,138	,000	,420
49	Sonstige Lehrer	,097	,109	,000	,344
50	Walzer	,093	,043	,043	,169

Berechnungen auf Grundlage der *HVBG/BUK*-Unfalldaten in Kombination mit der *IAB-Beschäftigtenstichprobe*. Die Angaben beziehen sich auf 1.000 Vollerwerbs-Mann-Jahre der jeweiligen Berufsgruppe. Die Berufe sind in absteigender Reihenfolge des mittleren tödlichen Arbeitsunfallrisikos im Zeitraum 1985–1995 angeordnet.

Tabelle 2: Deskriptive Statistik ausgewählter Schätzdatensätze

	Querschnittsdatensatz 1990								Panel 1985–1995							
	IABS (N=106.262)				SOEP (N=3.124)				IABS (N=1.119.939)				SOEP (N=38.786)			
	Mw. (1)	Stw. (2)	Min. (3)	Max. (4)	Mw. (5)	Stw. (6)	Min. (7)	Max. (8)	Mw. (9)	Stw. (10)	Min. (11)	Max. (12)	Mw. (13)	Stw. (14)	Min. (15)	Max. (16)
Abhängige Variable																
Bruttotagesentgelt (in € von 2001)	80,6	27,9	8,90	130	72,5	30,3	10,0	523	79,6	27,4	8,22	135	70,4	31,3	9,34	701
Log(Bruttotagesentgelt)	4,32	,400	2,19	4,87	4,20	,410	2,31	6,26	4,31	,397	2,11	4,91	4,17	,424	2,23	6,55
Erklärende Variablen																
<i>Berufsspezifisches Unfallrisiko^a (×1.000)</i>																
Tödlicher Unfall (241 Berufsgruppen)	,052	,083	0	1,36	,053	,079	0	,839	,052	,090	0	2,17	,054	,087	0	1,69
Erwerbsunfähigkeit > 3 Tage (241 B.)	66,1	70,7	0	476	68,8	74,1	1,39	476	65,2	71,8	0	722	68,8	74,6	0	722
<i>Demographie</i>																
Männlich	,655	,475	0	1	,652	,476	0	1	,657	,475	0	1	,659	,474	0	1
Verheiratet	,536	,499	0	1	,575	,494	0	1	,541	,498	0	1	,586	,493	0	1
Deutsch	,918	,275	0	1	,894	,308	0	1	,916	,277	0	1	,894	,308	0	1
<i>Altersgruppen</i>																
15–20	,015	,122	0	1	,026	,160	0	1	,015	,124	0	1	,022	,146	0	1
20–25	,135	,341	0	1	,146	,353	0	1	,126	,332	0	1	,138	,344	0	1
25–30	,165	,371	0	1	,164	,370	0	1	,160	,367	0	1	,156	,363	0	1
30–35	,137	,344	0	1	,120	,325	0	1	,140	,347	0	1	,130	,336	0	1
35–40	,119	,323	0	1	,105	,307	0	1	,122	,328	0	1	,113	,316	0	1
40–45	,110	,313	0	1	,101	,301	0	1	,113	,316	0	1	,114	,318	0	1
45–50	,107	,310	0	1	,115	,319	0	1	,116	,320	0	1	,117	,322	0	1
50–55	,120	,325	0	1	,137	,344	0	1	,113	,316	0	1	,123	,328	0	1
55–60	,072	,258	0	1	,061	,239	0	1	,075	,264	0	1	,071	,257	0	1
60–70	,020	,138	0	1	,025	,155	0	1	,020	,139	0	1	,016	,125	0	1
<i>Bildung</i>																
<i>Höchster Bildungsabschluss</i>																
Ohne Berufsabschluss, ohne Abi	,200	,400	0	1	,206	,405	0	1	,198	,398	0	1	,178	,383	0	1
Ohne Berufsabschluss, mit Abi	,007	,081	0	1	,011	,103	0	1	,007	,081	0	1	,012	,107	0	1
Mit Berufsabschluss, ohne Abi	,701	,458	0	1	,657	,475	0	1	,702	,457	0	1	,665	,472	0	1
Mit Berufsabschluss, mit Abi	,026	,160	0	1	,033	,177	0	1	,027	,162	0	1	,032	,176	0	1
Fachhochschulabschluss	,031	,174	0	1	,043	,203	0	1	,031	,174	0	1	,053	,224	0	1
Universitätsabschluss	,035	,183	0	1	,050	,218	0	1	,036	,185	0	1	,059	,236	0	1
<i>Beruf und Betrieb</i>																
<i>Stellung im Beruf</i>																
Nicht-Facharbeiter	,231	,421	0	1	,189	,391	0	1	,223	,416	0	1	,182	,386	0	1
Facharbeiter	,260	,438	0	1	,243	,429	0	1	,259	,438	0	1	,237	,425	0	1
Meister/Polier	,022	,147	0	1	,012	,107	0	1	,023	,149	0	1	,012	,110	0	1
Angestellter	,487	,500	0	1	,519	,500	0	1	,496	,500	0	1	,529	,499	0	1
Betriebszugehörigkeit (in Jahren)	7,07	5,83	0	16,0	10,2	9,31	0	47	7,19	5,77	0	21,0	10,2	9,44	0	47,5
Arbeitsfernhung (in Jahren)	10,7	5,18	0	16,0	11,7	8,76	0	47	10,9	5,30	0	21,0	11,8	9,19	0	49,9
<i>Betriebsgröße</i>																
< 9	,132	,419	0	1					,136	,420	0	1				
10–19	,079	,269	0	1					,080	,272	0	1				
20–49	,115	,319	0	1					,117	,322	0	1				
50–99	,098	,298	0	1					,100	,299	0	1				
100–499	,250	,433	0	1					,250	,433	0	1				
500–999	,095	,293	0	1					,093	,291	0	1				
> 1.000	,231	,421	0	1					,224	,417	0	1				
1–19					,202	,402	0	1					,194	,395	0	1
20–199					,260	,439	0	1					,280	,449	0	1
200–1999					,261	,439	0	1					,263	,440	0	1
> 2.000					,276	,447	0	1					,263	,440	0	1

Berechnungen auf Grundlage der IAB-Beschäftigtenstichprobe und der HVBG/BUK-Unfalldaten. Soweit die Dimension einer Variablen nicht explizit benannt ist, handelt es sich um einen Anteilswert.

a Anzahl der Unfälle, die sich innerhalb eines Jahres pro Mann-Jahre in der betreffenden Berufsgruppe ereignen

Tabelle 3: Ergebnisse von Lohnregressionen mit Unfallrisikomaß für alle Erwerbstätigen

Abhängige Variable: $\ln(\text{Bruttotageslohn in € und Preisen von 2001})$								
	Querschnitt				Pool		Panel	
	IABS		SOEP		IABS	SOEP	IABS	SOEP
	1989 (1)	1995 (2)	1989 (3)	1995 (4)	89–95 (5)	89–95 (6)	89–95 (7)	89–95 (8)
Tödl. AU-Risiko $\times 10^3$ (5-Jahresmittel)	,2060 (,0124) ^a [,0583] ^a	,2651 (,0152) ^a [,0627] ^a	,0797 (,0785) [,0874]	,3702 (,1436) [,1598] ^b	,2402 (,0102) ^a [,0604] ^a	,1495 (,0515) ^a [,0663] ^b	,1000 (,0065) ^a	,0963 (,0308) ^a
Männlich	,3120 (,0026) ^a [,0177] ^a	,2880 (,0026) ^a [,0162] ^a	,2872 (,0182) ^a [,0315] ^a	,2954 (,0218) ^a [,0288] ^a	,3026 (,0020) ^a [,0165] ^a	,3107 (,0080) ^a [,0133] ^a	,3005 (,0016) ^a	,3171 (,0085) ^a
Verheiratet	,0145 (,0021) ^a [,0088] ^c	,0229 (,0021) ^a [,0079] ^a	,0068 (,0175) [,0149]	,0314 (,0194) ^a [,0206]	,0181 (,0015) ^a [,0077] ^b	,0089 (,0074) [,0120]	,0054 (,0008) ^a	,0159 (,0053) ^a
Deutsch	–,0344 (,0032) ^a [,0064] ^a	–,0129 (,0033) ^a [,0068] ^c	,0556 (,0275) ^b [,0293] ^c	–,0315 (,0211) [,0262]	,0198 (,0024) ^a [,0062] ^a	–,0042 (,0083) [,0134]	–,0165 (,0027) ^a	–,0268 (,0082) ^a
<i>Alter</i> (Referenz: 15–20-Jährige)								
20–25	,2162 (,0102) ^a [,0164] ^a	,1595 (,0148) ^a [,0224] ^a	,1123 (,0548) ^b [,0605] ^c	,1552 (,0636) [,0533] ^a	,1835 (,0052) ^a [,0126] ^a	,1000 (,0250) ^a [,0289] ^a	,1536 (,0022) ^a	,1337 (,0121) ^a
25–30	,2554 (,0104) ^a [,0188] ^a	,1996 (,0148) ^a [,0248] ^a	,2085 (,0558) ^a [,0615] ^a	,2357 (,0644) ^b [,0569] ^a	,2285 (,0055) ^a [,0158] ^a	,1632 (,0255) ^a [,0315] ^a	,1733 (,0025) ^a	,1714 (,0145) ^a
30–35	,2570 (,0106) ^a [,0176] ^a	,2046 (,0150) ^a [,0263] ^a	,2421 (,0566) ^a [,0564] ^a	,2476 (,0640) ^a [,0589] ^a	,2254 (,0056) ^a [,0150] ^a	,1787 (,0260) ^a [,0324] ^a	,1693 (,0029) ^a	,1953 (,0172) ^a
35–40	,2740 (,0108) ^a [,0186] ^a	,1892 (,0151) ^a [,0264] ^a	,2977 (,0572) ^a [,0563] ^a	,2352 (,0638) ^a [,0613] ^a	,2266 (,0058) ^a [,0155] ^a	,1849 (,0263) ^a [,0327] ^a	,1655 (,0032) ^a	,2028 (,0199) ^a
40–45	,2851 (,0109) ^a [,0196] ^a	,1936 (,0152) ^a [,0273] ^a	,3246 (,0593) ^a [,0609] ^a	,2338 (,0648) ^a [,0671] ^a	,2366 (,0059) ^a [,0164] ^a	,1818 (,0277) ^a [,0344] ^a	,1573 (,0036) ^a	,2076 (,0227) ^a
45–50	,2859 (,0109) ^a [,0199] ^a	,1881 (,0153) ^a [,0278] ^a	,2890 (,0604) ^a [,0591] ^a	,2895 (,0697) ^a [,0695] ^a	,2352 (,0060) ^a [,0172] ^a	,1902 (,0281) ^a [,0375] ^a	,1397 (,0040) ^a	,1950 (,0253) ^a
50–55	,2508 (,0110) ^a [,0207] ^a	,1833 (,0154) ^a [,0284] ^a	,2448 (,0582) ^a [,0610] ^a	,2044 (,0646) ^a [,0638] ^a	,2146 (,0061) ^a [,0176] ^a	,1557 (,0269) ^a [,0339] ^a	,1161 (,0045) ^a	,1835 (,0280) ^a
55–60	,2414 (,0112) ^a [,0216] ^a	,1471 (,0155) ^a [,0292] ^a	,2598 (,0638) ^a [,0700] ^a	,2251 (,0659) ^a [,0680] ^a	,1894 (,0063) ^a [,0188] ^a	,1832 (,0290) ^a [,0382] ^a	,0921 (,0049) ^a	,1755 (,0309) ^a
60–70	,1776 (,0145) ^a [,0243] ^a	,1060 (,0174) ^a [,0305] ^a	,2630 (,0796) ^a [,0794] ^a	,1916 (,1872) ^a [,1960]	,1384 (,0085) ^a [,0551] ^a	,1211 (,0536) ^b [,0629] ^b	,0633 (,0056) ^a ^a	,1341 (,0369) ^a
<i>Bild. abschl.</i> (Ref.: O. Ber. abschl., o. Abi.)								
Ohne Berufsabschl., mit Abi.	,1078 (,0162) ^a [,0222] ^a	,1337 (,0137) ^a [,0225] ^a	–,1168 (,1530) [,1535]	–,0017 (,1930) [,1951]	,1255 (,0101) ^a [,0208] ^a	,0708 (,0676) [,1258]	–,0463 (,0059) ^a	–,2039 (,0302) ^a
Mit Berufsabschl., ohne Abi.	,0598 (,0028) ^a [,0053] ^a	,0653 (,0030) ^a [,0057] ^a	,0753 (,0226) ^a [,0243] ^a	,0349 (,0223) [,0237]	,0613 (,0022) ^a [,0049] ^a	,0432 (,0095) ^a [,0152] ^a	,0252 (,0017) ^a	,0494 (,0093) ^a
Mit Berufsabschl., mit Abi.	,1768 (,0074) ^a [,0207] ^a	,1873 (,0062) ^a [,0154] ^a	,2268 (,0374) ^a [,0397] ^a	,0766 (,0505) [,0404] ^c	,1818 (,0049) ^a [,0173] ^a	,1349 (,0190) ^a [,0292] ^a	,0412 (,0033) ^a	,1259 (,0223) ^a
Fachhochschule	,3519 (,0066) ^a [,0218] ^a	,3525 (,0064) ^a [,0201] ^a	,3180 (,0395) ^a [,0447] ^a	,1513 (,0369) [,0427] ^a	,3516 (,0049) ^a [,0207] ^a	,1658 (,0165) ^a [,0273] ^a	,0736 (,0043) ^a	,1646 (,0165) ^a
Universität	,5024 (,0077) ^a [,0365] ^a	,4669 (,0067) ^a [,0282] ^a	,4324 (,0424) ^a [,0499] ^a	,2688 (,0474) ^a [,0526] ^a	,4728 (,0052) ^a [,0295] ^a	,3444 (,0186) ^a [,0310] ^a	,0943 (,0047) ^a	,3576 (,0173) ^a
<i>Stellung im Beruf</i> (Ref.: Nicht-Facharb.)								
Facharbeiter	,0572 (,0027) ^a [,0079] ^a	,0609 (,0028) ^a [,0075] ^a	,0578 (,0188) ^a [,0201] ^a	,0913 (,0248) ^a [,0275] ^a	,0584 (,0020) ^a [,0071] ^a	,0523 (,0085) ^a [,0119] ^a	,0046 (,0016) ^a	,0132 (,0048) ^a
Meister / Polier	,3051 (,0064) ^a [,0203] ^a	,2987 (,0064) ^a [,0177] ^a	,1365 (,1026) [,1058]	,2667 (,0577) ^a [,0519] ^a	,3058 (,0049) ^a [,0183] ^a	,2109 (,0227) ^a [,0343] ^a	,0920 (,0035) ^a	,0788 (,0134) ^a
Angestellter	,2617 (,0031) ^a [,0228] ^a	,2717 (,0033) ^a [,0209] ^a	,1921 (,0213) ^a [,0332] ^a	,3419 (,0292) ^a [,0343] ^a	,2639 (,0024) ^a [,0221] ^a	,2676 (,0106) ^a [,0152] ^a	,0542 (,0020) ^a	,1173 (,0061) ^a

Fortsetzung auf der nächsten Seite ...

Ergebnisse von Lohnregressionen mit Unfallrisikomaß – Fortsetzung

	Querschnitt				Pool		Panel	
	IABS		SOEP		IABS	SOEP	IABS	SOEP
	1989	1995	1989	1995	89–95	89–95	89–95	89–95
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Betriebszugehörigkeit	,0025 (,0009) ^a [,0019]	,0095 (,0007) ^a [,0011] ^a	–,0063 (,0060) [,0055]	,0061 (,0049) ^a [,0054]	,0066 (,0004) ^a [,0010] ^a	–,0037 (,0018) ^b [,0025]	–,0011 (,0002) ^a	–,0039 (,0010) ^a
Betriebszugehörigkeit ² × 10 ^{–1}	–,0021 (,0006) ^a [,0010] ^b	–,0047 (,0003) ^a [,0005] ^a	,0004 (,0003) [,0003]	,0000 (,0001) [,0001]	,0038 (,0002) ^a [,0004] ^a	,0002 (,0001) ^a [,0001] ^b	–,0004 (,0001) ^a	,0001 (,0000) ^b
Arbeitserfahrung	,0251 (,0013) ^a [,0025] ^a	,0256 (,0010) ^a [,0026] ^a	,0230 (,0069) ^a [,0062] ^a	,0189 (,0058) [,0059] ^a	,0254 (,0006) ^a [,0017] ^a	,0287 (,0021) ^a [,0027] ^a	,0647 (,0006) ^a	,0286 (,0017) ^a
Arbeitserfahrung ² × 10 ^{–1}	–,0017 (,0008) ^b [,0016]	–,0044 (,0004) ^a [,0014] ^a	–,0007 (,0003) ^b [,0003] ^b	–,0005 (,0002) ^a [,0002] ^a	–,0042 (,0003) ^a [,0008] ^a	–,0007 (,0001) ^a [,0001] ^a	–,0136 (,0001) ^a	–,0006 (,0000) ^a
<i>Betriebsgröße (IABS) (Ref.: ≤ 9 Besch.)</i>								
10–19	,1442 (,0046) ^a [,0116] ^a	,1490 (,0046) ^a [,0118] ^a			,1477 (,0027) ^a [,0122] ^a		,0261 (,0019) ^a	
20–49	,1982 (,0041) ^a [,0162] ^a	,2039 (,0041) ^a [,0147] ^a			,2041 (,0024) ^a [,0156] ^a		,0460 (,0022) ^a	
50–99	,2434 (,0041) ^a [,0200] ^a	,2527 (,0041) ^a [,0184] ^a			,2494 (,0024) ^a [,0196] ^a		,0599 (,0024) ^a	
100–499	,2837 (,0037) ^a [,0220] ^a	,2959 (,0037) ^a [,0192] ^a			,2917 (,0021) ^a [,0206] ^a		,0801 (,0023) ^a	
500–999	,3160 (,0041) ^a [,0213] ^a	,3305 (,0041) ^a [,0188] ^a			,3249 (,0024) ^a [,0202] ^a		,0874 (,0028) ^a	
≥ 1.000	,3724 (,0038) ^a [,0224] ^a	,3818 (,0038) ^a [,0195] ^a			,3798 (,0022) ^a [,0213] ^a		,1006 (,0029) ^a	
<i>Betriebsgröße (SOEP) (Ref.: ≤ 0 Besch.)</i>								
1–19			1,0982 (,3073) ^a [,3158] ^a	–,3213 (,3722) ^a [,3715]		,3401 (,2469) [,2532]		–,1594 (,0806) ^b
20–199			1,2145 (,3069) ^a [,3117] ^a	–,2651 (,3747) [,3743]		,4318 (,2468) ^b [,2530] ^b		–,1231 (,0805)
200–1999			1,2481 (,3067) ^a [,3111] ^a	–,1614 (,3716) [,3736]		,4802 (,2468) ^b [,2530] ^b		–,1096 (,0806)
≥ 2.000			1,2996 (,3070) ^a [,3121] ^a	–,0984 (,3739) [,3749]		,5623 (,2469) ^b [,2532] ^b		–,0954 (,0806)
14 Wirtschaftszweigdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Zensierungs-Dummies	2	2	1	1	2	1	2	1
Jahresdummies	nein	nein	nein	nein	ja	ja	ja	ja
\bar{x}_i	nein	nein	nein	nein	nein	nein	ja	nein
Anzahl der Beobachtungen	102.089	98.862	3.268	4.343	727.744	27.159	727.744	27.159
Anteil der rechtszensierten Beob.	,0913	,0904			,0962		,0962	

Berechnungen auf Grundlage der *IABS*, des *SOEP* und der *HVBG/BUK*-Unfalldaten. Bei sämtlichen Variablen mit Ausnahme des Unfallrisikos, der Betriebszugehörigkeit und der Arbeitserfahrung handelt es sich um Indikatorvariablen, die den Wert „1“ annehmen, wenn der mit dem Variablennamen ausgedrückte Zustand zutrifft. Eine Rechtszensierung der Entgeltangaben liegt nur in der *IABS* vor. Querschnittsschätzungen (Spalten 1–4) und gepoolte Schätzungen (Spalten 5–6): Werte in runden Klammern geben die robusten Standardfehler und Werte in eckigen Klammern die robusten Standardfehler unter Berücksichtigung von *Clustering* bezogen auf die Berufsordnung und bei gepoolten Schätzungen auch bezogen auf die Person an. Panelschätzungen (Spalten 7–8): Werte in runden Klammern geben die konventionellen Standardfehler des Chamberlain-Schätzers an.

- a Signifikanz zum 1%-Niveau
- b Signifikanz zum 5%-Niveau
- c Signifikanz zum 10%-Niveau

Tabelle 4: Schätzergebnisse für kompensatorische Lohndifferentiale und Wert des statistischen Lebens nach Datensatz und Datensatzstruktur (Querschnitt, Pool & Panel) für alle Erwerbstätigen

(Feldnr.)	Datensatz							
	IABS mit 241 Merkmalsausprägungen p.a.				SOEP mit 209 Merkmalsausprägungen p.a.			
	Kontemporär (1985–1995)		5–Jahres–Mittel (1989–1995)		Kontemporär (1985–1995)		5–Jahres–Mittel (1989–1995)	
Panel /	$\hat{\gamma}$	WSL	$\hat{\gamma}$	WSL	$\hat{\gamma}$	WSL	$\hat{\gamma}$	WSL
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(01–04)	,168	4685			,089	2.094		
QS85	(,010) ^a				(,079)			
	[,046] ^a				[,108]			
(05–08)	,149	4187			-,064	-1.528		
QS86	(,011) ^a				(,084)			
	[,052] ^a				[,100]			
(09–12)	,179	5084			,038	914		
QS87	(,011) ^a				(,086)			
	[,050] ^a				[,088]			
(13–16)	,193	5673			,024	620		
QS88	(,011) ^a				(,070)			
	[,050] ^a				[,078]			
(17–20)	,164	4812	,206	6063	,040	1.005	,080	2.011
QS89	(,012) ^a		(,012) ^a		(,073)		(,078)	
	[,052] ^a		[,058] ^a		[,081]		[,087]	
(21–24)	,223	6685	,224	6730	,121	3.093	,038	960
QS90	(,013) ^a		(,013) ^a		(,162)		(,193)	
	[,061] ^a		[,061] ^a		[,184]		[,221]	
(25–28)	,253	7568	,249	7447	,158	3.966	,154	3.870
QS91	(,013) ^a		(,013) ^a		(,113)		(,104)	
	[,066] ^a		[,062] ^a		[,101]		[,098]	
(29–32)	,129	3921	,229	6980	,108	2.393	,097	2.154
QS92	(,011) ^a		(,013) ^a		(,081)		(,086)	
	[,053] ^b		[,061] ^a		[,093]		[,100]	
(33–36)	,289	8825	,268	8200	,103	2.420	,092	2.151
QS93	(,014) ^a		(,015) ^a		(,107)		(,092)	
	[,063] ^a		[,063] ^a		[,131]		[,112]	
(37–40)	,225	6879	,276	8421	,023	546	,181	4.371
QS94	(,014) ^a		(,015) ^a		(,096)		(,103) ^c	
	[,066] ^a		[,067] ^a		[,094]		[,105] ^c	
(41–44)	,209	6484	,265	8233	,416	10.265	,370	9.130
QS95	(,014) ^a		(,015) ^a		(,173) ^b		(,144) ^a	
	[,051] ^a		[,063] ^a		[,195] ^b		[,160] ^b	
(45–48)	,198	5891	,245	7439	,096	2.344	,144	3.521
QSØ§	(,012) ^a		(,014) ^a		(,102)		(,114)	
	[,055] ^a		[,062] ^a		[,114]		[,126]	
(49–52)	,188	5561	,240	7274	,114	2.760	,150	3.617
Pool†	(,004) ^a		(,005)		(,037) ^a		(,051) ^a	
	[,049] ^a		[,061]		[,074]		[,102]	
(53–56)	,052	1550	,100	3026	,009	217	,096	2.329
Panel†	(,003) ^a		(,006) ^a		(,019)		(,031) ^a	

Berechnungen auf Grundlage der IABS, des SOEP und der HVBG/BUK-Unfalldaten. Spalten 1, 3, 5, 7: Schätzergebnisse für das (mit 1.000 multiplizierte) tödliche Arbeitsunfallrisiko wobei die Werte ohne Klammern die Koeffizienten, die Werte in runden Klammern die robusten Standardfehler und die Werte in eckigen Klammern die robusten Standardfehler unter Berücksichtigung von *Clustering* angeben. Spalten 2, 4, 6, 8: Werte des statistischen Lebens ermittelt als *Koeffizient* \times *Mittleres Jahreseinkommen* \times 1.000 in 1.000 €.

a Signifikanz zum 1%-Niveau

b Signifikanz zum 5%-Niveau

c Signifikanz zum 10%-Niveau

§ Mittelwerte der jeweiligen Querschnittsschätzungen.

† Keine robusten bzw. robusten und „geclusterten“ Standardfehler.

Tabelle 5: Schätzergebnisse für kompensatorische Lohndifferentiale und Wert des statistischen Lebens nach Datensatz und Datensatzstruktur (Querschnitt, Pool & Panel) für männliche Arbeiter

(Feldnr.)	Datensatz							
	IABS mit 241 Merkmalsausprägungen p.a.				SOEP mit 209 Merkmalsausprägungen p.a.			
	Kontemporär (1986–1995)		5–Jahres–Mittel (1990–1995)		Kontemporär (1986–1995)		5–Jahres–Mittel (1990–1995)	
Panel /	$\hat{\gamma}$ (1)	WSL (2)	$\hat{\gamma}$ (3)	WSL (4)	$\hat{\gamma}$ (5)	WSL (6)	$\hat{\gamma}$ (7)	WSL (8)
(01–04) QS85	,112 (,010) ^a [,039] ^a	3086			,020 (,090) [,112]	472		
(05–08) QS86	,085 (,011) ^a [,047] ^c	2357			-,195 (,092) ^b [,118] ^c	-4534		
(09–12) QS87	,097 (,010) ^a [,044] ^b	2704			-,038 (,096) [,087]	-888		
(13–16) QS88	,129 (,010) ^a [,042] ^a	3676			,007 (,061) [,070]	160		
(17–20) QS89	,119 (,011) ^a [,046] ^a	3427	,132 (,012) ^a [,053] ^b	3782	,141 (,069) ^b [,070] ^b	3464	,176 (,076) ^b [,075] ^b	4.327
(21–24) QS90	,153 (,012) ^a [,053] ^a	4504	,145 (,012) ^a [,055] ^a	4271	,290 (,081) ^a [,084] ^a	7282	,268 (,079) ^a [,091] ^a	6.717
(25–28) QS91	,188 (,013) ^a [,059] ^a	5512	,172 (,012) ^a [,058] ^a	5046	,168 (,116) [,131]	4144	,210 (,105) ^b [,117] ^c	5.198
(29–32) QS92	,111 (,010) ^a [,046] ^b	3282	,182 (,013) ^a [,052] ^a	5385	,217 (,116) ^c [,169]	4811	,185 (,112) ^c [,164]	4.098
(33–36) QS93	,224 (,014) ^a [,047] ^a	6583	,220 (,014) ^a [,047] ^a	6461	,208 (,109) ^c [,113] ^c	4769	,190 (,093) ^b [,108] ^c	4.358
(37–40) QS94	,165 (,013) ^a [,053] ^a	4818	,209 (,014) ^a [,051] ^a	6086	,201 (,106) ^c [,114] ^c	4656	,318 (,105) ^a [,114] ^a	7.364
(41–44) QS95	,143 (,013) ^a [,051] ^a	4236	,200 (,014) ^a [,054] ^a	5923	,252 (,079) ^a [,071] ^a	5908	,346 (,095) ^a [,072] ^a	8.101
(45–48) QSØ§	,139 (,012) ^a [,048] ^a	4017	,180 (,013) ^a [,053] ^a	5279	,211 (,097) ^b [,108] ^b	5005	,242 (,061) ^a [,067] ^a	5.738
(49–52) Pool†	,127 (,004) ^a [,043] ^a	3643	,170 (,005) ^a [,053] ^a	4983	,106 (,029) ^a [,070]	2.491	,237 (,039) ^a [,088] ^a	5.585
(53–56) Panel†	,040 (,003) ^a	1161	,075 (,006) ^a	2197	-,027 (,023)	-644	-,021 (,038)	-493

Berechnungen auf Grundlage der *IABS*, des *SOEP* und der *HVBG/BUK*-Unfalldaten. Spalten 1, 3, 5, 7: Schätzergebnisse für das (mit 1.000 multiplizierte) tödliche Arbeitsunfallrisiko wobei die Werte ohne Klammern die Koeffizienten, die Werte in runden Klammern die robusten Standardfehler und die Werte in eckigen Klammern die robusten Standardfehler unter Berücksichtigung von *Clustering* angeben. Spalten 2, 4, 6, 8: Werte des statistischen Lebens ermittelt als *Koeffizient* × *Mittleres Jahreseinkommen* × 1.000 in 1.000 €.

a Signifikanz zum 1%-Niveau

b Signifikanz zum 5%-Niveau

c Signifikanz zum 10%-Niveau

§ Mittelwerte der jeweiligen Querschnittsschätzungen.

† Keine robusten bzw. robusten und „geclusterten“ Standardfehler.

Tabelle 6: Deskriptive Statistik Schätzdatensätze der Berufswechsler

	IABS Pool (N=55.789)				SOEP Pool (N=5.617)			
	Mw. (1)	Stw. (2)	Min. (3)	Max. (4)	Mw. (5)	Stw. (6)	Min. (7)	Max. (8)
Abhängige Variable								
Differenz Bruttotagesentgelt (in € von 2001)	3,81	14,7	-103	113	4,58	17,2	-240	136
Differenz Log(Bruttotagesentgelt)	,063	,266	-2,11	2,52	,116	,356	-1,79	3,31
Erklärende Variablen								
<i>Differenz Berufsspezifisches Unfallrisiko^a (×1.000)</i>								
Tödlicher Unfall (241 Berufsgruppen)	-,002	,125	-2,17	1,86	-,002	,101	-1,25	1,33
<i>Änderung des Familienstandes</i>								
Eheschließung	,084	,278	0	1	,026	,158	0	1
Scheidung	,051	,219	0	1	,012	,108	0	1
<i>Aufstieg zum ...</i>								
... Facharbeiter	,080	,272	0	1	,061	,239	0	1
... Meister	,013	,113	0	1	,006	,075	0	1
... Angestellten	,087	,281	0	1	,081	,273	0	1
<i>Änderung der Bildungsstufe zu ...</i>								
... Ohne Berufsausb. mit Abitur	,003	,052	0	1	,000	,019	0	1
... Mit Berufsausb. ohne Abitur	,078	,268	0	1	,017	,129	0	1
... Mit Berufsausb. mit Abitur	,015	,121	0	1	,002	,049	0	1
... Fachhochschulabschluss	,010	,100	0	1	,002	,046	0	1
... Universitätsabschluss	,009	,092	0	1	,002	,048	0	1
<i>Merkmale der Person</i>								
Arbeitserfahrung	9,25	5,06	,088	21,0	8,88	9,57	0	47,5
Alter	34,1	10,3	16,5	67,5	38,1	11,6	13	68
Familienstand	,454	,498	0	1	,564	,496	0	1
<i>Jahresdummies</i>								
ja								
<i>Änderung der Betriebsgröße</i>								
42 Dummy-Variablen								

Berechnungen auf Grundlage der IAB-Beschäftigtenstichprobe, dem SOEP und der HVBG/BUK-Unfalldaten. Soweit die Dimension einer Variablen nicht explizit benannt ist, handelt es sich um einen Anteilswert.

a Anzahl der Unfälle, die sich innerhalb eines Jahres pro Mann-Jahre in der betreffenden Berufsgruppe ereignen

Tabelle 7: Durchschnittliche Änderung des Tagesentgelts bei Berufswechslern unter Berücksichtigung der Änderung des tödlichen Unfallrisikos bei einem Berufswechsel

Datensatz	Alle Erwerbstätigen			Männliche Arbeiter		
	Alle	Risiko steigt	Risiko fällt	Alle	Risiko steigt	Risiko fällt
IABS	3,81	3,90	3,73	2,99	3,26	2,73
SOEP	4,85	3,90	3,73	2,99	3,26	2,73

Tabelle 8: Ergebnisse von Regressionen der Lohndifferenz mit der Differenz des Unfallrisikos für alle Erwerbstätigen und männlichen Arbeiter, die den Beruf wechseln

Abhängige Variable: Differenz $\ln(\text{Bruttotageslohn})$ in € und Preisen von 2001				
	Aller Erwerbstätigen		Männliche Arbeiter	
	IABS	SOEP	IABS	SOEP
	(1)	(2)	(3)	(4)
Änderung des Unfallrisikos	,067 (,009) ^a	,153 (,079) ^c	,087 (,011) ^a	,216 (,113) ^b
Eheschließung	,001 (,004)	,021 (,046)	,008 (,005) ^c	-,019 (,050)
Scheidung	-,019 (,006) ^a	-,010 (,052)	-,013 (,006) ^b	-,068 (,061)
<i>Aufstieg zum ...</i>				
... Facharbeiter	,004 (,004)	,047 (,037)	,011 (,005) ^b	,063 (,040)
... Meister	,075 (,007) ^a	-,014 (,036)	,075 (,007) ^a	,005 (,035)
... Angestellten	,052 (,004) ^a		,049 (,005) ^a	
<i>Änderung der Bildungsstufe zu ...</i>				
... Ohne Berufsausb. mit Abitur	,021 (,028)	1,783 (,041) ^a	,038 (,039)	
... Mit Berufsausb. ohne Abitur	,013 (,005) ^a	,608 (,084) ^a	,012 (,006) ^b	,509 (,133) ^a
... Mit Berufsausb. mit Abitur	,040 (,010) ^a	1,841 (,261) ^a	,029 (,012) ^b	
... Fachhochschulabschluss	,038 (,011) ^a	,714 (,237) ^a	,046 (,011) ^a	
... Universitätsabschluss	,072 (,015) ^a	1,108 (,199) ^a	,081 (,016) ^a	
<i>Merkmale der Person</i>				
Arbeitserfahrung	-,007 (,000) ^a	-,002 (,001) ^a	-,006 (,000) ^a	-,001 (,001)
Alter	-,001 (,000) ^a	-,003 (,001) ^a	-,002 (,000) ^a	-,003 (,001) ^b
Familienstand	-,008 (,002) ^a	-,019 (,012) ^c	-,004 (,003)	-,049 (,022) ^b
Jahresdummies	ja	ja	ja	ja
Änderung des Wirtschaftszweiges - Dummies	ja	ja	ja	ja
Änderung der Betriebsgröße - Dummies	ja	ja	ja	ja
Anzahl der Beobachtungen	55.789	5.617	38.862	2.407

Berechnungen auf Grundlage der *IABS*, des *SOEP* und der *HVBG/BUK*-Unfalldaten. Bei sämtlichen Variablen mit Ausnahme des Unfallrisikos, dem Alter und der Arbeitserfahrung handelt es sich um Indikatorvariablen, die den Wert „1“ annehmen, wenn der mit dem Variablennamen ausgedrückte Zustand zutrifft. Werte in runden Klammern geben die robusten Standardfehler an.

- a Signifikanz zum 1%-Niveau
- b Signifikanz zum 5%-Niveau
- c Signifikanz zum 10%-Niveau

Tabelle 9: Schätzergebnisse für kompensatorische Lohndifferentiale und den Wert des statistischen Lebens nach Datensatz und Typ der Risikovariablen für alle Berufswechsler und Berufswechsler, die männliche Arbeiter sind

Datensatz	Unfallrisiko	alle Berufswechsler				Berufswechsler, die männl. Arbeiter sind			
		alle dieser Gruppe		freiw. Wechsler dieser Gruppe		alle dieser Gruppe		freiw. Wechsler dieser Gruppe	
		$\hat{\gamma}$ (1)	WSL (2)	$\hat{\gamma}$ (3)	WSL (4)	$\hat{\gamma}$ (5)	WSL (6)	$\hat{\gamma}$ (7)	WSL (8)
IABS	kontemporär (1986–1995)	,067 (,009) ^a	1.820	,065 (,012) ^a	1.880	,087 (,011) ^a	2.335	,077 (,014) ^a	2.181
	5-Jahres-Mittel (1990–1995)	,073 (,014) ^a	2.012	,072 (,014) ^a	1.985	,108 (,018) ^a	2.943	,093 (,022) ^a	2.665
SOEP	kontemporär (1986–1995)	,153 (,079) ^b	3.602	,320 (,204)	7.448	,216 (,113) ^b	4.914	,314 (,198)	7.016
	5-Jahres-Mittel (1990–1995)	,136 (,072) ^b	3.142	,339 (,189) ^b	7.662	,096 (,087)	2.145	,537 (,270) ^b	11.931

Berechnungen auf Grundlage der *IABS*, des *SOEP* und der *HVBG/BUK*-Unfalldaten. Spalten 1, 3, 5, 7: Schätzergebnisse für das (mit 1.000 multiplizierte) tödliche Arbeitsunfallrisiko wobei die Werte ohne Klammern die Koeffizienten und die Werte in runden Klammern die robusten Standardfehler angeben. Spalten 2, 4, 6, 8: Werte des statistischen Lebens ermittelt als $Koeffizient \times Mittleres\ Jahreseinkommen \times 1.000$ in 1.000 €.

- a Signifikanz zum 1%-Niveau
- b Signifikanz zum 5%-Niveau
- c Signifikanz zum 10%-Niveau