

Schaffner, Sandra; Spengler, Hannes

Working Paper

Der Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf kompensatorische
Lohndifferentiale und den Wert eines statistischen Lebens: Eine
mikroökonometrische Parallelanalyse mit IABS und SOEP

Darmstadt Discussion Papers in Economics, No. 152

Provided in Cooperation with:

Darmstadt University of Technology, Department of Law and Economics

Suggested Citation: Schaffner, Sandra; Spengler, Hannes (2005) : Der Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf kompensatorische Lohndifferentiale und den Wert eines statistischen Lebens: Eine mikroökonometrische Parallelanalyse mit IABS und SOEP, Darmstadt Discussion Papers in Economics, No. 152, Technische Universität Darmstadt, Department of Law and Economics, Darmstadt

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32052>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Darmstadt Discussion Papers in Economics

**Der Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf kompensatorische
Lohndifferentiale und den Wert eines Statistischen Lebens :
Eine mikroökonometrische Parallelanalyse mit IABS und SOEP**

Sandra Schaffner, Hannes Spengler

Nr. 152

Arbeitspapiere
des Instituts für Volkswirtschaftslehre
Technische Universität Darmstadt



Applied
Research in
Economics

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

Eine mikroökonometrische 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 Projekten zur Risikoreduktion in Gesundheits-, Umwelt- und Verkehrspolitik eingesetzt werden.

JEL: J17, J31, I10

*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), Hohenzollernstraße 1-3, 45128 Essen; Telefon: +49/201/8149-282; Fax: +49/201/8149-200; Email: sandra.schaffner@rwi-essen.de; <http://www.rwi-essen.de/schaffner>

[‡]Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin und Technische Universität Darmstadt, Institut für VWL, Residenzschloss, Marktplatz 15, 64283 Darmstadt; Telefon: +49/6151/16-2636; Fax: +49/6151/16-5652; Email: spengler@vwl.tu-darmstadt.de; <http://www.tu-darmstadt.de/fb/fb1/vwl2/>

1 Einleitung

Der Wert eines statischen Lebens - der Value of Life - gibt den 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. Die Spanne reicht von Verkehrsregeln über Nahrungsmittelgesetze bis hin zu gesundheits- und umweltpolitischen Entscheidungen. Aus „ökonomischer Sicht“ sollten die Kosten und der Nutzen jeder Investitionsmöglichkeit vor der Entscheidung betrachtet werden. Die Kosten können meistens in Geldeinheiten beziffert werden, während es schwer fällt, diese einem pekunären Nutzen gegenüber zu stellen, da letztere in vermiedenen Krankheits- und Todesfällen bestehen. 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 für Menschenleben keinen Markt und damit auch keinen Marktpreis, weshalb sich die Frage nach dem Wert eines Lebens nicht so einfach beantworten lässt. Der Wert eines menschlichen Lebens kann nicht einfach willkürlich festgelegt werden. Er kann allerdings mit Hilfe des Marktverhaltens der Individuen oder durch gezielte Befragungen bestimmt werden. Über die Ausgaben, die Individuen für zusätzliche Sicherheit tätigen, lassen sich ihre Präferenzen ermitteln. 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 Werts eines statistischen Lebens (WSL) - die Methode, die auch in dieser Arbeit verwendet wird. Während für viele Länder, insbesondere die USA, der WSL bereits vielfach abgeschätzt wurde und bereits 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 (2004) anhand von Querschnitts- und Panelregressionen bestimmt. Mit Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe in Verbindung mit Daten zu Arbeitsunfällen der Berufsgenossenschaften und Unfallkassen schätzte er den Effekt des berufsspezifischen Arbeitsunfallrisikos auf den Bruttolohn. Aus den gefundenen Koeffizienten wurde der WSL sowohl in den Querschnitten als auch im Panel bestimmt. Darauf aufbauend soll mit dieser Arbeit neue empirische Evidenz bereitgestellt werden.

Insbesondere liegt das Hauptaugenmerk auf der Berücksichtigung individueller Heterogenität. Im Gegensatz zu bestehenden (internationalen) empirischen Studien zum WSL, 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 in Form von Panelregressionen sinkt. Wie zu sehen sein wird, folgen die geschätzten WSL in dieser Arbeit dieser Theorie.

Mit einem zusammengesetzten Schätzdatensatz aus IAB-Beschäftigtenstichprobe

(IABS) bzw. Sozioökonomischen Panel (SOEP) und Arbeitsunfallinformationen der Berufsgenossenschaften 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 bei Spengler (2004) verwendete IABS-Datensatz wurde auch in dieser Arbeit verwendet, aber durch eine verbesserte Berechnung des Arbeitsunfallrisikos und das Hinzufügen weiterer Kontrollvariablen modifiziert.

Abschließend werden zurückgehend auf Villanueva (2004) speziell Berufswechsler 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 nun der Unterschied des Lohns nach und vor einem Berufswechsel. Durch diese Methode werden der Einfluss individueller Heterogenität weitestgehend eliminiert und unerwünschte Zeiteffekte entfernt.

Der durchschnittliche WSL in den Querschnitten für die Jahre 1985 bis 1995 beträgt in der Schätzung mit dem IABS-Schätzdatensatz 5,9 Mio. € bzw. 2,3 Mio. € im SOEP-Schätzdatensatz. Bei der Schätzung mit einem in der Literatur üblichen Fünf-Jahres-Mittel als Risikovariablen liegen die WSL bei 7,3 Mio. € (IABS) bzw. 3,5 Mio. € (SOEP). Die Panelergebnisse liegen mit 3,0 Mio. € (IABS) und 2,3 Mio. € (SOEP) unter den jeweiligen Querschnittswerten. Dieser Unterschied lässt sich offensichtlich auf den Einfluss individueller Heterogenität zurückführen. Werden wie in vielen anderen Studien nur männliche Arbeiter betrachtet, ändern sich die WSL im mittleren Querschnitt auf 5,3 Mio. € (IABS) bzw. 5,7 Mio. € (SOEP) und im Panel auf 2,2 Mio. €. Für den SOEP-Datensatz können im Panel für männliche Arbeiter keine signifikanten Lohndifferentiale nachgewiesen werden. Für Berufswechsler liegen die WSL bei 2,0 Mio. € (IABS) und 3,1 Mio. € (SOEP). Für freiwillige Berufswechsler lässt sich der WSL auf 2,0 Mio. € bzw. 7,6 Mio. € bestimmen. Auffallend ist, dass die Mehrzahl der geschätzten Koeffizienten im SOEP-Schätzdatensatz insignifikant sind, während im IABS-Schätzdatensatz signifikante Koeffizienten für das tödliche Arbeitsunfallrisiko geschätzt werden.

Im folgenden Abschnitt wird die Methode der kompensatorischen Lohndifferentiale zur Bestimmung des Werts eines menschlichen 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 Berufswechslern findet in Abschnitt 5 statt. Die zentralen Ergebnisse werden im sechsten und letzten Abschnitt zusammengefasst.

2 Theorie 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 oder mehrerer unbekannter Leben aus einer großen Zahl von Personen bei geringen Todes-

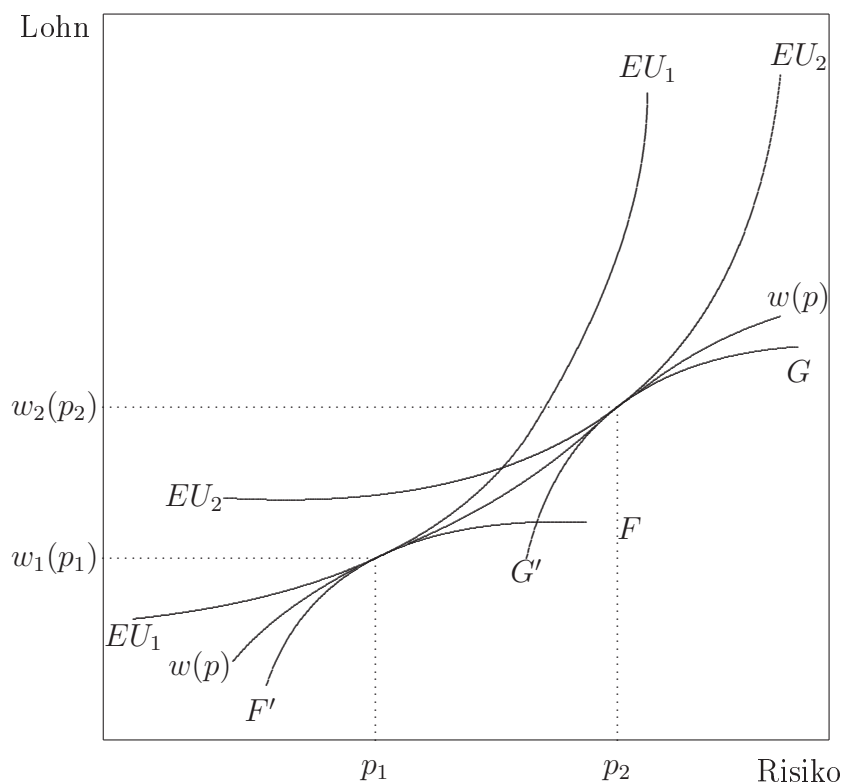
risiken. Die Minimierung von Risiken kostet Geld und ein vollkommen risikofreies Leben würde sämtliche ökonomische Ressourcen verschlingen. Zur Bewertung des menschlichen Lebens gibt es verschiedene Bewertungsansätze. Dazu gehören der Humankapitalansatz, die implizite gesellschaftliche Bewertung, der Befragungsansatz (Contingent-Valuation) und die Marktansätze, die sich in den Konsumgüter-, Arbeitsmarkt- oder Immobilienmarktansatz unterscheiden. In dieser Arbeit wird der Arbeitsmarktansatz, die *Methode der kompensatorischen Lohndifferentiale*, vorgestellt und verwendet.

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 anders unbeliebte Jobs bieten einen Lohnaufschlag, um eine Kompensation für die unerwünschten Arbeitsbedingungen zu gewährleisten.



Darstellung in Anlehnung an Viscusi (1993).

Abbildung 1: Marktprozess zur Bestimmung kompensatorischer Lohndifferentiale

Eine Verminderung des Arbeitsunfallrisikos in Form von Sicherheitsmaßnahmen kosten die Unternehmen Geld. Da die Unternehmen aber ihren Gewinn nicht verringern

möchten, 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 auf einer Isogewinnlinie sinken. 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 sehr einfachen und kostengünstigen Mitteln (z.B. durch ausreichende Beleuchtung, Schutzkleidung etc.) zu erreichen. Dieser Bereich wird durch gesetzliche Regelungen und Bestimmungen, die jedes Unternehmen zu erfüllen hat, weitgehend abgedeckt und existiert für die Unternehmen heutzutage nur noch theoretisch. 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 monetäre als auch nichtmonetäre Aspekte der Arbeitsstelle betrachten. Auf der einen Seite geht man davon aus, dass Arbeitnehmer bei konstant halten aller anderen Eigenschaften 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 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 bei sehr kleinem Risiko und relativ geringem Lohn und ebenso Punkte bei hohem Risiko kombiniert mit einem 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 der Empiriker in hedonischen Lohnstudien ist es nun, die Kurve dieser Tangentialpunkte zu schätzen. Die Summe der Tangentialpunkte ist in Abbildung 1 mit der Kurve $w(p)$ dargestellt.

Ökonometrische Modelle, die eine lineare Kurve der Tangentialpunkte schätzen, beobachten gleiche Tradeoff-Raten für alle Risikolevel. Der Wert von $\frac{\delta w_i}{\delta p_i}$ an einem gegebenen Punkt (p_i, w_i) , also die Steigung der Tangente an diesem Punkt, ist der lokale Tradeoff, der den Lohn bei diesem Risikolevel bestimmt.

Die Steigung der Kontraktkurve entspricht genau dem Wert eines statistischen Lebens. Dies lässt sich folgendermaßen erklären: Bei einer marginalen Änderung des Unfallrisikos beispielsweise um 0,01 %, ist ein durchschnittlicher Arbeitnehmer bereit, Lohnneinbußen in Kauf zu nehmen. Betragen die Lohnneinbußen jährliche 400 €, ist die Steigung $400 \text{ €} / 0,0001 = 4.000.000 \text{ €}$. Sind in diesem Unternehmen nun 10.000 Personen beschäftigt und eine Risikoreduktion um 0,01% wird durchgesetzt, dann wird genau ein $(10.000 * 0,0001 = 1)$ statistisches Leben gerettet. Die Gesamtsumme, auf die die Beschäftigten als Lohn verzichten, beträgt 4 Mio. € und entspricht so genau der Steigung der Geraden, also dem Betrag in Euro, den die Beschäftigten für die Rettung eines statistischen Lebens bereit sind zu zahlen.

Der Lohn wird aber nicht nur von dem Unfallrisiko am Arbeitsplatz bestimmt. Vielmehr bestimmt auch und insbesondere die Produktivität des Einzelnen dessen Lohn. Die

Produktivität wiederum ergibt sich aus der jeweiligen Humankapitalausstattung, welche durch Schulbildung, Ausbildung, Erfahrung und Alter approximiert wird. Neben den persönlichen Merkmalen beeinflussen aber auch betriebspezifische Merkmale den Lohn. Als Grundlage des Modells ergibt sich somit folgende Lohngleichung:

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

Der logarithmierte Lohn $\ln w_i$ des Arbeiters i wird mit einer Konstanten α und verschiedenen Charakteristika des Arbeiters i und seiner Arbeitsstelle in x_{im} erklärt. Das Todesrisiko innerhalb der Beschäftigung von Arbeiter i ist p_i und u_i ein Zufallsfehler, der ungemessene Faktoren beinhaltet.

Wie in Lohnregressionen üblich, wird auch hier ein semi-logarithmisches Modell geschätzt, was besagt, dass die endogene Größe, der Lohn, in logarithmierter Form und die erklärenden Größen nicht logarithmiert in die Regression eingehen. Die geschätzten Koeffizienten lassen sich bei einer solchen Schätzung so interpretieren, dass eine zusätzliche Einheit der Erklärenden zu einem Lohnanstieg in Höhe des geschätzten Koeffizienten im Verhältnis zum bereits realisierten Lohn führt. Beträgt der Koeffizient z.B. 0,01, dann bedeutet dies, dass eine zusätzliche Einheit der Erklärenden zu einem Lohnanstieg von 1% führt.

2.2 Die Bestimmung des berufsspezifischen Arbeitsunfallrisikos

Um oben beschriebene Lohnregressionen durchzuführen, ist es notwendig, dass tödliche Arbeitsunfallrisiko zu kennen. Doch handelt es sich hierbei um keine Größe, die üblicherweise für eine Person oder einen Beruf angegeben wird oder ohne weiteres angegeben werden kann, da sich das Risiko nicht direkt beobachten lässt. 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. Diese Größe kann dann annähernd als Risikogröße verwendet werden. Allerdings handelt es sich dabei nicht um das Risiko eines Einzelnen. Arbeits- und Wegeunfälle sowie Berufskrankheiten werden, wenn sie zu einer Arbeitsunfähigkeit von mehr als drei Tagen (oder dem Tod) führen, an die Träger der Unfallversicherung gemeldet. Dies sind die gewerblichen Berufsgenossenschaften, die unter dem Hauptverband der gewerbliche Berufsgenossenschaften (HVBG) zusammengeschlossen sind, die Unfallkassen der öffentlichen Hand, die unter dem Bundesverband der Unfallkassen (BUK) tätig sind und die landwirtschaftlichen Berufsgenossenschaften. In den Unfallkassen der öffentlichen Hand sind Arbeiter und Angestellte des öffentlichen Dienstes unfallversichert¹; in den landwirtschaftlichen Berufsgenossenschaften Gärtner, selbstständige Landwirte, mithelfende Familienangehörige und andere Beschäftigte in der Landwirtschaft. Alle unselbstständig Beschäftigten, die keiner der oben genannten Gruppen angehören und Selbstständige, die sich freiwillig unfallversichern, sind bei einer gewerblichen Berufsgenossenschaft versichert.

¹Hier 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)

In den Dachverbänden dieser drei Gruppen der Unfallversicherer werden die Unfallzahlen der Berufsgenossenschaften bzw. Unfallkassen gesammelt und ausgewertet.

Die Unfallzahlen der einzelnen Dachverbände sind als absolute Zahlen für die einzelnen Berufsordnungen nach KldB75 erhältlich. Zur Bestimmung der relativen Unfallhäufigkeit muss die Grundgesamtheit der Berufsgruppe bestimmt werden. Da es aber keine Angaben über die Zahl der Versicherten der verschiedenen Berufsgruppen in der Unfallversicherung gibt, ist es nötig, die Zahl der Versicherten aus gegebenen Datenquellen möglichst genau zu bestimmen. Als mögliche Datensätze bieten sich hier die IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) und der Mikrozensus an. Aus beiden Datensätzen lässt sich die Zahl der Beschäftigten recht genau hochrechnen. Doch handelt es sich bei der gesuchten Größe um die Zahl der Unfallversicherten und nicht der Beschäftigten pro Beruf und Kalenderjahr.

Die Zahl der Beschäftigten kann aus der IABS hochgerechnet werden, da es sich um eine 1%-Stichprobe aller Sozialversicherungspflichtigen handelt. Auch wenn man Berufe der öffentlichen Hand und der Landwirtschaft ausklammert, befinden sich unter den Mitgliedern der Berufsgenossenschaften neben den sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmern auch Unternehmer, die sich freiwillig unfallversichern. Dies trifft vermutlich insbesondere auf klein- und mittelständische Unternehmer zu, die selbst in ihrem Betrieb als Arbeiter oder Handwerker mitarbeiten. Berufsgruppen, die einem erhöhten Unfallrisiko ausgesetzt sind, wie Unternehmer im Baugewerbe, Elektromeister oder Installateure werden vorwiegend diese Option nutzen.

Eine aus der IABS hochgerechnete Grundgesamtheit der Unfallversicherten entspricht also nicht der wahren Grundgesamtheit. Berufe, die von vielen geringfügig Beschäftigten ausgeübt werden, sind in der IABS ebenfalls unterrepräsentiert. Unternehmer, die sich freiwillig versichern sind in der IABS im Gegensatz zu den Datensätzen der Unfallkassen nicht enthalten. Als Alternative zur Berechnung der Grundgesamtheit mit Hilfe der IABS bietet sich aber nur die Berechnung mit dem Mikrozensus wie in Spengler (2004) an. Der Mikrozensus beinhaltet alle Erwerbstätigen gleichermaßen - also auch die Nichtsozialversicherungspflichtigen, die in der Regel auch nicht unfallversichert sind. Es lässt sich schwer sagen, welcher Fehler bei der Berechnung des Unfallrisikos schwerer wiegt.

Ausschlaggebend für die Verwendung der IABS zur Berechnung der Berufsgruppenstärken sind in dieser Arbeit aber die folgenden zwei Punkte:

- Die Berufskodierung des Mikrozensus ab dem Jahr 1993 entspricht nicht der der Unfallzahlen und der IABS, was einen komplizierten Umstiegsalgorithmus erfordert, der letztendlich auch zu einer Zusammenfassung einiger Berufsgruppen führt, da sich die einzelnen Berufsspezifikationen etwas unterscheiden. Während in der IABS und den Unfallzahlen der KldB75, eine Berufsvercodung des statistischen Bundesamtes aus dem Jahr 1975, verwendet wird, trifft dies auf den Mikrozensus nur bis 1991 zu. Ab dem Jahr 1993 wird der KldB92, die neue Vercodung des statistischen Bundesamtes, als Schlüssel verwendet.²
- 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

²Zum Umstiegsalgorithmus siehe Spengler (2004): Die Umformung und das damit verbundene Zusammenfassen von Berufsgruppen führt zu einem Verlust von 36 Berufsgruppen.

die Unfallzahlen immer den Zeitraum eines Jahres umfassen, ist wichtig zu wissen, wieviel 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 Grundgesamtheit zu berücksichtigen, was mit dem Mikrozensus nicht möglich ist. Überdies gibt es Berufe in denen vorwiegend Teilzeit gearbeitet wird - auch dies muss natürlich in die Berechnung mit eingehen. Dies ist mit der IABS, die zumindest zwei Teilzeitkategorien beinhaltet, möglich.³ Wobei Teilzeit auch im Mikrozensus berücksichtigt wird.

Der Fehler, der durch Nichtberücksichtigung dieser Aspekte entsteht, scheint bedeutend größer als das Unterschätzen der Grundgesamtheit durch unfallversicherte Unternehmer im Zuge der Verwendung des Mikrozensus.

Die Berücksichtigung von Teilzeitarbeit führt dazu, dass die neue Größe nicht der Zahl der Beschäftigten zu einem Zeitpunkt, sondern der Zahl der Vollerwerbs-Mann-Jahre, 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.⁴

Berufe, die vorwiegend von Beschäftigten des öffentlichen Dienstes ausgeführt werden oder landwirtschaftliche Berufe können in der späteren Analyse natürlich nicht berücksichtigt werden, da diese Gruppen in der IABS gar nicht oder kaum erfasst werden. Dementsprechend ist der Fehler im Unfallrisiko sonst zu groß.

Tabelle 1 zeigt die errechneten Risiken tödlicher und nichttödlicher Arbeitsunfälle der fünfzig "gefährlichsten" Berufe geordnet nach dem tödlichen Arbeitsunfallrisiko. Nicht enthalten sind Berufe der Landwirtschaft und des Gartenbaus. Weiterhin sind die Berufe nicht enthalten, die überwiegend von Beamten oder Selbstständigen ausgeübt werden (Lehrer, Polizisten, Unternehmer, Gastwirte, Hoteliers, Zahn- und Tierärzte, ...). Vergleicht man die errechneten Risiken mit den Risiken in Spengler (2004) zeigt sich, dass die Risiken in der Regel enger zusammenliegen, während die mit dem Mikrozensus errechneten Risikowerte besonders im Spitzenbereich bedeutend größer sind. Der bei Spengler mit dem größten Todesrisiko behaftete Beruf der Maschinen-, Elektro- und Schiesshauer liegt mit einem mittleren Todesrisiko von 2,5 pro 1.000 Beschäftigte bedeutend höher als die in dieser Arbeit berechneten 0,389 pro 1.000 Mann-Jahre. Allerdings ist zu beachten, dass Spengler nur die Jahre 1985-1991 betrachtet. Der teilweise große Unterschied der Risikodaten lässt sich mitunter dadurch erklären, dass der Mikrozensus sich bei Fragen zur Erwerbstätigkeit auf die letzte feiertagsfreie Woche im April bezieht. Jedoch ist die Zahl der Arbeitslosen im April eines jeden Jahres bedeutend größer als im Sommer und Frühherbst des gleichen Jahres. Innerhalb dieser Berufe kann es demnach zu Fehlern kommen, da die Zahl der Beschäftigten in diesem Fall zu klein gemessen wird. Im Allgemeinen

³Die beiden Teilzeitkategorien in der IABS sind folgendermaßen eingeteilt: Teilzeitbeschäftigungen mit weniger als der Hälfte der üblichen Arbeitszeit und Teilzeitbeschäftigungen 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.

⁴Ist ein Arbeitnehmer beispielsweise vom 01.02. bis zum 15.04. eines Jahres vollerwerbstätig in einem Beruf, 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.

Tabelle 1: Berufsspezifische Unfallrisiken nach Schwere des Unfalls je 1.000 Vollerwerbs-Mann-Jahre der Berufsordnung, im Zeitraum 1985 -1995: die 50 Berufsgruppen mit dem höchsten Unfallrisiko (aus 241 Berufsordnungen)

Beruf (KdB75-Kennziffer)	Tödliche Unfälle					nichttödliche Unfälle				
	Rg. (1)	Mw. (2)	Stw. (3)	Min. (4)	Max. (5)	Rg. (6)	Mw. (7)	Stw. (8)	Min. (11)	Max. (10)
Gerüstbauer (453)	1	,924	,429	,212	1,86	2	404	58	313	487
Binnenschiffer (724) / Sonst.Wasserverkehrsber. (725)	2	,851	,309	,400	1,35	81	104	27	64	131
Decksleute (Seeschiff.) (723)	3	,819	,522	,170	1,69	109	63	26	32	100
Nautiker (721)	4	,638	,403	,171	1,36	136	40	9	23	55
Dachdecker (452)	5	,484	,151	,202	,712	6	289	32	249	336
Bergleute (71)	6	,424	,152	,173	,750	23	192	36	144	246
Masch.-,Elekt.-,Schießhauer (72)	7	,389	,289	,000	1,08	29	175	91	92	340
Luftverkehrsberufe (726)	8	,359	,286	,000	,937	203	10	4	4	19
Sprengmeister, Sonstige Tiefbauer (464)	9	,324	,082	,144	,475	21	198	33	151	268
Steinbrecher, -hauer, Erd.-,Kies-,Sandgewinner, Erdöl-, Erdgasgewinner (81)	10	,320	,166	,000	,596	76	111	13	94	145
Erdbeweg.-,Baggerführer (545)	11	,316	,117	,131	,479	50	146	22	113	178
Mineralaufbereiter (91)	12	,289	,635	,000	2,18	93	86	10	64	101
Zimmerer (451)	13	,283	,070	,198	,425	5	333	23	283	366
Kfz-Führer (714) / Kutscher (715)	14	,283	,023	,245	,314	59	135	9	122	149
Kranführer (544)	15	,257	,115	,000	,415	49	146	24	104	183
Gleisbauer (463)	16	,243	,226	,000	,725	89	89	29	45	151
Formst.-,Betonhersteller (112)	17	,240	,135	,000	,406	17	206	42	158	264
Betonbauer (442)	18	,234	,072	,147	,328	16	212	23	183	248
Erdbewegungsarbeiter, Bauhilfearbeiter o.nä.An. (471)	19	,226	,040	,145	,286	22	197	18	166	232
Bühnen-,Film-,Tontechnik (835)	20	,220	,377	,000	1,25	149	30	6	19	46
Baumaschinenführer (546)	21	,219	,082	,083	,322	42	152	24	121	198
Techn.Schiffsoffiziere (722)	22	,201	,272	,000	,909	144	33	9	23	49
Maurer (441)	23	,185	,035	,151	,276	20	202	27	157	236
Stahlbauschlosser (275)	24	,181	,037	,127	,248	30	172	39	127	229
Lager-,Transportarbeiter (744)	25	,179	,029	,140	,229	54	142	12	127	160
Weinküfer, Sonst.Getränkehersteller (421)	26	,172	,177	,000	,502	8	272	58	172	344
Zahnärzte, Tierärzte (842)	27	,171	,171	,000	,541	79	107	14	81	124
Stauer, Möbelpacker (743)	28	,165	,173	,000	,566	70	115	16	84	136
Bergbau-,Hüttentechniker (625)	29	,162	,171	,000	,460	156	25	6	17	35
Isolierer, Abdichter (482)	30	,161	,086	,000	,260	13	222	35	175	285
Maschinenreiniger (937)	31	,156	,088	,046	,321	82	102	17	69	126
Tankwarte (686)	32	,154	,124	,000	,472	115	56	14	30	84
Straßenbauer (462)	33	,154	,084	,051	,292	68	116	19	84	139
Transp.Geräteführer (742)	34	,149	,053	,075	,224	48	146	15	128	172
Mehl-,Nährmittelherst. (432)	35	,146	,101	,000	,338	14	214	39	165	292
Sicherheitskontrolleure, Schornsteinfeger (803)	36	,141	,116	,000	,415	83	98	12	77	116
Eisen-, Metallerzeuger (191)	37	,139	,071	,045	,275	39	156	23	110	186
Bauschlosser (271)	38	,136	,061	,051	,256	12	250	60	140	326
Eisenbahnbetriebsregler (712)	39	,135	,061	,036	,244	130	43	5	32	51
Glaser (485)	40	,133	,097	,000	,342	4	334	21	307	373
Makler, Vermieter, Vermittler (704)	41	,132	,074	,057	,318	124	50	8	35	64
Rohrnetzbauer,-schlosser (263)	42	,130	,043	,064	,194	47	147	16	120	175
Glas-, Gebäudereiniger (934)	43	,129	,075	,045	,264	38	156	20	124	192
Fördermaschinisten (542) / Sonstige Maschinisten (543)	44	,126	,088	,000	,297	80	105	53	56	211
Raumausstatter (491)	45	,125	,116	,000	,391	26	184	17	159	205
Brannsteinhersteller (111)	46	,121	,100	,000	,309	43	151	15	130	174
Walzer (192)	47	,108	,051	,050	,201	67	117	27	83	172
Schuhmacher (372)	48	,106	,144	,000	,451	86	95	17	68	124
Papier-, Zellstoffherst. (161)	49	,105	,054	,000	,161	32	170	53	78	244
Maler, Lackierer, Warenmaler, -lackierer, Furnierer (511)	50	,105	,039	,050	,171	33	166	12	143	190

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.

scheinen die Risiken, die anhand der IABS berechnet wurden plausibler, da die Variation zwischen den gefährlichen Berufsgruppen auch innerhalb der Berufe über die Jahre nicht so groß ist. Als Indiz hierfür kann z.B. gewertet werden, dass Schießhauer, die ja auch Bergleute sind, und eben allgemeine Bergleute in ihrer Risikohöhe direkt beieinander liegen.

3 Arbeitsmarktdaten

Zur Bestimmung von kompensatorischen Lohndifferentialen und dem Wert eines statistischen Lebens mittels hedonischer Lohnregressionen werden individuelle Arbeitsmarktdaten wie auch das jeweilige Unfallrisiko der beruflichen Tätigkeit benötigt. Letztere werden wie in Abschnitt 2 ausgeführt von den Dachverbänden der Berufsgenossenschaften zur Verfügung gestellt. In dieser Arbeit wurden zwei unterschiedliche Datensätze mit individuellen Arbeitsdaten verwendet. Dies ist zum einen die IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) und zum anderen das Sozioökonomische Panel (SOEP). Beide Datensätze besitzen detaillierte Lohnangaben und betrachten Individuen im Zeitverlauf.

Bei der **IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS)** handelt es sich um eine 1%-Stichprobe aus dem seit 1973 bei der *Bundesanstalt für Arbeit* gespeicherten Archivmaterial der Beschäftigtenstatistik der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Die Beschäftigtenstatistik wird vom *Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (IAB), für Forschungszwecke aufgearbeitet. Die Stichprobe umfasst den Zeitraum vom 01.01.1975 bis zum 31.12.1995 und beruht auf den Meldungen, die jeder Arbeitgeber im Rahmen des gesetzlich geregelten Meldeverfahrens zur Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung abzugeben hat. Nicht erfasst werden in der Beschäftigtenstatistik Selbstständige, mithelfende Familienangehörige, Beamte, Richter, Berufssoldaten, Wehrpflichtige, Zivildienstleistende, geringfügig Beschäftigte und ordentlich Studierende. Im Jahr 1995 waren 79,4% aller Erwerbstätigen im ehemaligen Bundesgebiet in der Beschäftigtenstatistik erfasst (Bender, Haas, & Klose, 1999).

Seitens der BA wird die Beschäftigtenstatistik in die sogenannte Historikdatei überführt. Letztere zeichnet sich dadurch aus, dass alle Meldungen, die eine bestimmte Sozialversicherungsnummer (d.h. eine bestimmte Person)⁵ betreffen, in chronologischer Reihenfolge zu einem „Erwerbskonto“ zusammengefasst sind. Die Historikdatei umfasst alle Beschäftigten, die im Zeitraum zwischen 1975 und 1995 mindestens einmal sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren. Aus der Historikdatei wurde eine systematische 1%-Stichprobe gezogen, die einen auswertbaren Zeitraum von einundzwanzig Jahren (01.01.1975 bis 31.12.1995) für Westdeutschland und von vier Jahren (01.01.1992 bis 31.12.1995) für Ostdeutschland umfasst.

Folgende Informationen können der IABS hinsichtlich der Person, ihres Betriebs und ihrer Beschäftigung entnommen werden:

- Geschlecht, Geburtsjahr, Familienstand, Staatsangehörigkeit

⁵Streng genommen ist die Austauschbarkeit der Termini „Sozialversicherungsnummer“ und „Person“ nicht zulässig, da eine Person unter bestimmten Umständen mehr als eine Sozialversicherungsnummer besitzen kann. Deshalb sei darauf hingewiesen, dass im Falle der nachfolgenden Verwendung des Begriffs „Person“ eigentlich die Versicherungsnummer gemeint ist.

- Beginn und Ende einer Beschäftigung (genaues Datum)
- Schulbildung und Berufsausbildung
- Beruf der ausgeübten Tätigkeit (Berufskennziffer nach KldB75)
- Stellung im Beruf (Angestellter, Facharbeiter, ...)
- Teilzeitbeschäftigung (zwei Kategorien)
- Sozialversicherungspflichtiges Bruttoentgelt
- Betriebsnummer des Beschäftigungsbetriebes
- Wirtschaftszweig des Beschäftigungsbetriebes

Die Berufe sind in der IABS mit dem KldB75-Schlüssel des Statistischen Bundesamtes in dreistellige Berufskennziffern kodiert. Die Berufe werden damit in 334 Berufskennziffern umgewandelt. Aufgrund der Anonymisierung der IABS werden 100 Berufe zu 41 neuen Berufsgruppen zusammengefasst. Dementsprechend lassen sich in der IABS 275 verschiedene Berufe unterscheiden.

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 Grenze der Rentenversicherung überschreiten, wird das Entgelt genau auf der jeweiligen Grenze angegeben. Die oberen Grenzen der Rentenversicherung liegen zwischen monatlich nominal 2.800 DM im Jahr 1975 und 7.800 DM im Jahr 1995.

Die untere Grenze des Datensatzes ist die Geringfügigkeitsgrenze; Entgelte, 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.

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. 3.915 dieser Personen sind Kinder. Die Haushalte werden jedes Jahr erneut befragt. Personen scheiden 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 ist sehr groß und auch sind bestimmte Variablen nur in einigen Wellen vertreten. Dem SOEP können Informationen zu folgenden Themengebieten entnommen werden:

- Haushaltszusammensetzung
- Erwerbs- und Familienbiographie
- Erwerbsbeteiligung und berufliche Mobilität
- Einkommensverläufe und soziale Sicherheit
- Wohnsituation
- gesellschaftliche Partizipation
- Gesundheit
- Lebenszufriedenheit

In jährlich wechselnden Schwerpunktthemen werden darüber hinaus Informationen bereitgestellt, z.B. über

- Familie und soziale Dienste
- Zeitverwendung
- Weiterbildung und Qualifikation
- Soziale Sicherung

Mit bis zu hundert Variablen für den Haushalt und über 250 Variablen für die befragten Personen ist das SOEP in jedem Jahr sehr umfangreich gestaltet. Zu dem für diese Arbeit relevanten Thema - der Erklärung des Lohns - sind analog zur IABS mitunter folgende Merkmale Teil des SOEP

- Geschlecht, Geburtsjahr, Familienstand, Staatsangehörigkeit
- Schulbildung und Berufsausbildung

- Beruf der im letzten Monat ausgeübten Tätigkeit als Haupterwerb
- Stellung im Beruf (verschiedene Abstufungen von Arbeitern, Angestellten und Beamten)
- Bruttoentgelt des letzten Monats (Haupterwerb)
- Größe des Beschäftigungsbetriebes
- Wirtschaftszweig des Beschäftigungsbetriebes
- Dauer der Betriebszugehörigkeit

Die Berufskennziffern des SOEP ergeben sich einerseits aus einer Vercodung mit dem ISCO-88-Code⁶ und einer Vercodung mit KldB92⁷.

Bei Durchsicht der Daten zeigt sich, dass die Angaben über Kinder teilweise sehr widersprüchlich sind. Plausibel erscheinen die Daten erst, wenn das Alter von sechzehn Jahren erreicht wird und die Jugendlichen selbst befragt werden. Da es sich in diesem Fall aber um eine Arbeitsmarktbetrachtung handelt, werden Personen nur bei Erwerbstätigkeit betrachtet, also wenn sie mindestens ein Alter von sechzehn Jahren erreicht haben, weshalb fehlerhafte Daten der Kinder keine Auswirkung auf die Untersuchung haben.

Dennoch ist festzustellen, dass besonders die Angaben über das Geburtsjahr auch für einige Erwachsene von Welle zu Welle schwanken. Jedoch finden sich hier die meisten Fehler bei Personen über 65 Jahren, die in der Regel nicht mehr dem Erwerbsleben angehören. Bei einmaligen Ausreißern im Geburtsjahr werden diese korrigiert. Schwankt der Wert allerdings zwischen mehreren Werten, ist das erste angegebene Geburtsjahr ausschlaggebend. Ähnlich wird bei anderen Eigenschaften verfahren, in denen bei konstanten Merkmalen schwankende Werte vorliegen. Im Gegensatz zur IAB-Beschäftigtenstichprobe sind viele Merkmale wie Geschlecht, Alter, Beruf und besonders das Entgelt nicht so zuverlässig. Die Daten basieren lediglich auf den Angaben, die die einzelnen Personen gemacht haben. Bei Entgeltangaben scheuen sich Personen häufig vor der Angabe oder schätzen den Betrag nur ungefähr ab. Falschangaben durch Unkenntnis des realen Bruttolohns, das Auf- und Abrunden und das grundsätzliche Hemmnis sind die Hauptfehlerquellen. Die Rundungen kann man als weißes Rauschen ansehen, da davon auszugehen ist, dass in positive und negative Richtung gleichermaßen gerundet wird. Gegenteiliges lässt sich zumindest nicht aus den Daten erkennen. Dies zeigt sich an der starken Häufung der Einkommensverteilung an den "glatten" Beträgen. Etwa 23% aller Bruttolohnangaben sind auf glatte Fünfhunderter oder Tausender gerundet. Die Angaben sind stichtagsbezogen; die Einkommensangaben betreffen immer den vorangegangenen Monat des Befragungszeitpunktes. Dieser befindet sich in den frühen Wellen im Frühjahr eines jeden Jahres, während sich bei den neueren Wellen der Befragungszeitraum auf das ganze Jahr erstreckt.

Um das SOEP der IABS anzupassen und Verzerrungen durch fehlende Teilzeitangaben zu eliminieren, werden geringfügig Beschäftigte im Schätzdatensatz nicht berücksichtigt.

⁶Bei 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.

⁷Hierbei handelt es sich um die Klassifizierung der Berufe nach dem *Statistischen Bundesamt* von 1992. Die Berufe werden in 6 Bereiche, 33 Abschnitte, 88 Gruppen, 369 Berufsordnungen und 2.287 Berufsklassen unterteilt.

IABS und SOEP unterscheiden sich insbesondere in der Art der Datenerhebung und der Größe des Datensatzes. Bei der IABS handelt es sich um ein “Nebenprodukt“ der Meldung zur Sozialversicherung - also einem gesetzlich geregelten Vorgang - , während das SOEP aus einer jährlichen nicht amtlichen 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 jedes Jahr ca. 4500 Haushalte mit ca. 11.000 Personen befragt, davon sind allerdings weniger als 6.000 erwerbstätig. Die IABS umfasst hingegen ca. 200.000 Personen jährlich, 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. In beiden Datensätzen gibt es Variablen, deren Zuverlässigkeit nicht sehr hoch eingeschätzt wird. Die Berufe sind im SOEP nach KldB92 kodiert, während die Berufe der IABS wie die Unfallzahlen mit KldB75 verschlüsselt sind, wobei die IABS und die generierten Unfalldaten noch einige Zusammenfassungen von Berufsordnungen der IAB enthalten⁸. Das Zusammenführen des Individualdatensatzes mit den Unfalldaten gestaltet sich für die IABS so bedeutend einfacher. Bei der Zusammenführung des SOEP-Datensatzes mit den Unfalldaten, bleiben durch die Umwandlung der Berufskennziffern am Ende noch 209 verschiedene Berufsordnungen.

Grundsätzlich wäre nach den oben genannten Ausführungen die IABS dem SOEP aufgrund ihres größeren Umfangs und ihrer präzisen Lohnangaben wie in Spengler (2004) vorzuziehen. Allerdings eignet sich das SOEP sehr gut, um Ergebnisse zu vergleichen und einzuordnen. 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. Auch bietet das SOEP eine bessere Möglichkeit zum Vergleich mit Datensätzen anderer Länder, die in der Regel aus ähnlichen Befragungen stammen.

4 Empirische Spezifikation und Schätzergebnisse

In diesem Abschnitt werden unter Verwendung der oben beschriebenen Datensätze Regressionen zur Bestimmung der kompensatorischen Lohndifferentiale und dem Wert eines statistischen Lebens durchgeführt.

Tabelle 2 enthält die deskriptiven Statistiken der in der empirischen Untersuchung verwendeten erklärenden Variablen. Angaben über Betriebszugehörigkeit und Arbeitserfahrung sind in der IABS nicht enthalten. Da die Daten aber bis in das Jahr 1975 zurück reichen, 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 Jahren⁹. Die beiden

⁸Da die Unfallrisiken aus den absoluten Unfällen und der hochgerechneten Grundgesamtheit der IABS generiert werden, sind auch die Berufsgruppen analog zur IABS zusammengefasst.

⁹Stichtag eines jeden Jahres ist immer der 31.12.

Zensierungs-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 kann der Wert eines statistischen Lebens nicht mehr direkt aus dem geschätzten Koeffizienten des Unfallrisikos gelesen werden. Der Koeffizient muss vielmehr mit dem Mittelwert des Einkommens multipliziert werden. Aufgrund der Zensierung in der IABS wird der Mittelwert hier noch korrigiert. Da es sich um Tagesentgelte handelt, ist zusätzlich noch eine Multiplikation mit 365 nötig.

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

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

Der Lohn und die einzelnen erklärenden Variablen sind in diesem Modell auch von dem jeweiligen Zeitpunkt t abhängig. Die Konstante α wird durch eine individuelle Konstante c_i ersetzt. Diese Konstante enthält alle nicht messbaren personenspezifischen Effekte, die den Lohn beeinflussen. Diese werden bei Lohnregressionen insbesondere durch Intelligenz und Motivation, der unbeobachteten Heterogenität, gebildet. Die Konstante α existiert eigentlich immer noch, sie ist jetzt Teil von c_i .

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 Beobachtung jede Person i zu schätzender Parameter (sogenannter „*fixed effect*“ [FE]). Nach dem modernen Verständnis der Mikroökonomie ist für die Modellierung unbeobachteter Heterogenität 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 demnach eine 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.

Tabelle 2: Deskriptive Statistik ausgewählter Schätzdatensätze

	Querschnittsdatensatz 1990												Panel 1985–1995					
	IABS (N=106,262)						SOEP (N=2,474)						IABS (N=1,119,939)					
	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	4,167	,424	2,23	6,55		
Erklärende Variablen																		
<i>Berufsspezifisches Unfallrisiko (×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	,069	,075	0	,722		
Verheiratet	,536	,499	0	1	,575	,494	0	1	,541	,498	0	1	,659	,474	0	1		
Deutsch	,918	,275	0	1	,894	,308	0	1	,916	,277	0	1	,586	,493	0	1		
<i>Altersgruppen</i>																		
15–20	,135	,342	0	1	,026	,160	0	1	,138	,344	0	1	,894	,308	0	1		
20–25	,135	,341	0	1	,146	,353	0	1	,126	,332	0	1	,022	,146	0	1		
25–30	,165	,371	0	1	,164	,370	0	1	,160	,367	0	1	,138	,344	0	1		
30–35	,137	,344	0	1	,120	,325	0	1	,140	,347	0	1	,156	,363	0	1		
35–40	,119	,323	0	1	,105	,307	0	1	,122	,328	0	1	,130	,336	0	1		
40–45	,110	,313	0	1	,101	,301	0	1	,113	,316	0	1	,113	,316	0	1		
45–50	,107	,310	0	1	,115	,319	0	1	,116	,320	0	1	,114	,318	0	1		
50–55	,120	,325	0	1	,137	,344	0	1	,113	,316	0	1	,117	,322	0	1		
55–60	,072	,258	0	1	,061	,239	0	1	,075	,264	0	1	,123	,328	0	1		
60–70	,020	,138	0	1	,025	,155	0	1	,020	,139	0	1	,071	,257	0	1		
<i>Bildung</i>																		
Höchster Bildungsabschluss	,200	,400	0	1	,206	,405	0	1	,198	,398	0	1	,016	,125	0	1		
Ohne Berufsabschluss, ohne Abi	,007	,081	0	1	,011	,103	0	1	,007	,081	0	1	,178	,383	0	1		
Ohne Berufsabschluss, mit Abi	,701	,458	0	1	,657	,475	0	1	,702	,457	0	1	,012	,107	0	1		
Mit Berufsabschluss, ohne Abi	,026	,160	0	1	,033	,177	0	1	,027	,162	0	1	,665	,472	0	1		
Mit Berufsabschluss, mit Abi	,031	,174	0	1	,043	,203	0	1	,031	,174	0	1	,032	,176	0	1		
Fachhochschulabschluss	,035	,183	0	1	,050	,218	0	1	,036	,185	0	1	,053	,224	0	1		
Universitätsabschluss																		
<i>Beruf und Betrieb</i>																		
Stellung im Beruf	,231	,421	0	1	,189	,391	0	1	,223	,416	0	1	,059	,236	0	1		
Nicht-Facharbeiter	,260	,438	0	1	,243	,429	0	1	,259	,438	0	1	,182	,386	0	1		
Facharbeiter	,022	,147	0	1	,012	,107	0	1	,023	,149	0	1	,237	,425	0	1		
Meister/Polier	,487	,500	0	1	,519	,500	0	1	,496	,500	0	1	,012	,110	0	1		
Angestellter	7,07	5,83	0	16,0	10,2	9,306	0	47	7,19	5,77	0	21,0	,529	,499	0	1		
Betriebszugehörigkeit (in Jahren)	10,7	5,18	0	16,0	11,7	8,755	0	47	10,9	5,30	0	21,0	10,201	9,435	0	47,5		
Arbeitsverfahrung (in Jahren)																		
<i>Betriebsgröße</i>																		
≤ 9	,227	,419	0	1	,229	,420	0	1	,080	,272	0	1						
10–19	,079	,269	0	1	,079	,269	0	1	,117	,322	0	1						
20–49	,115	,319	0	1	,115	,319	0	1	,100	,299	0	1						
50–99	,098	,298	0	1	,098	,298	0	1	,250	,433	0	1						
100–499	,250	,433	0	1	,250	,433	0	1	,093	,291	0	1						
500–999	,095	,293	0	1	,095	,293	0	1	,224	,417	0	1						
≥ 1.000	,231	,421	0	1	,202	,402	0	1					11,8	9,19	0	49,9		
1–19					,260	,439	0	1					,194	,395	0	1		
20–199					,261	,439	0	1					,280	,449	0	1		
200–1999					,276	,447	0	1					,263	,440	0	1		
≥ 2.000																		

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

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 lässt sich eine Korrelation mit erklärenden Variablen wie Schulbildung, Alter, Nationalität nicht ausschließen. 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 geliefert werden. Der Effekt dieser Variablen ist in den individuellen Effekten enthalten. Es stellt sich die Frage, wie es sich für die interessierenden Variablen des tödlichen und nichttödlichen Unfallrisikos verhält. Kann dieses als schwach zeitvariant interpretiert werden, da in der Regel der Beruf beibehalten wird? 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 auch bei einer FE-Panelregression messbar. Ein FE-Modell war 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*-Modell¹⁰ 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. Wie oben bereits diskutiert, soll aber ein FE-Modell zur Anwendung kommen.

Für ein *Fixed-Effects-Censored-Regression*-Modell existiert jedoch kein unverzerrter parametrischer Schätzer. Honoré (1992) hat jedoch konsistente semi-parametrische Schätzer für *Truncated*- und *Censored-Regression*-Modelle entwickelt, welche auch dem vorliegenden Schätzproblem gerecht werden würden. In den üblichen Softwarepaketen wie dem hier verwendeten Stata[®] ist dieses Modell jedoch nicht implementiert und müsste programmiert werden. 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.¹¹

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse einiger Regressionen, die durchgeführt wurden. Jeweils für den IABS- und den SOEP-Schätzdatensatz ist eine Querschnittsregression des Jah-

¹⁰Unter Annahme einer Normalverteilung des Störterms können Korrekturen für den zensierten Teil der Verteilung in der Likelihood-Funktion vorgenommen werden

¹¹Zur genauen Beschreibung und Anwendung des Schätzers in Stata[®] siehe Spengler (2004)

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 (1)	1995 (2)	1989 (3)	1995 (4)	89–95 (5)	89–95 (6)	89–95 (7)	89–95 (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
Arbeits Erfahrung	,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
Arbeits Erfahrung 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)</i> (Ref.: ≤ 9 Besch.)								
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)</i> (Ref.: ≤ 0 Besch.)								
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	ja
$\hat{\sigma}$	,2818	,2823	,3143	,3514	,2833	,5009		
$\hat{\sigma}_a$							,2357	,3208
$\hat{\sigma}_u$							,1280	,1884
Anzahl der Beobachtungen	102.089	98.862	3.589	4.945	727.744	30.234	727.744	30.234
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 Arbeits Erfahrung 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 RECRM an.

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

res 1990, eine Pool-Regression und eine Panelregression aufgeführt. Endogene Variable ist jeweils das logarithmierte Tagesentgelt. Die Schätzkoeffizienten entsprechen weitgehend den Erwartungen. So lässt sich erkennen, dass ein höheres Arbeitsunfallrisiko zu den erwarteten Lohnkompensationen führt. Die Schätzkoeffizienten des Unfallrisikos sind in beiden Datensätzen signifikant. Männer verdienen mehr als Frauen, während verheiratet zu sein in der IABS einen positiven und im SOEP einen negativen Koeffizienten besitzt. Die verschiedenen Altersdummies sind durchweg signifikant und höhere Bildungsabschlüsse führen zu einem höheren Einkommen. Auch die Betriebsgröße des beschäftigenden Unternehmens hat Einfluss auf den Lohn. Die Zensierungsdummies stammen aus der Generierung von Betriebszugehörigkeit und Arbeitserfahrung innerhalb der IABS. Die Erfahrungen wurden aus den Daten bis ins Jahr 1975 zurück generiert. Die Zensierungsdummies nehmen den Wert eins an, wenn die Erfahrungen zensiert sind, da keine Angaben über die Beschäftigungen vor dem Jahr 1975 vorhanden sind.

Die Tabellen 4 und 5 geben die aus den verschiedenen Regressionen gefundenen Koeffizienten für das tödliche Arbeitsunfallrisiko und die daraus geschätzten Werte eines statistischen Lebens für alle Erwerbstätigen und männlichen Arbeiter an. Die geschätzten WSL auf Grundlage der IABS schwanken in den Querschnittsregressionen zwischen 3,9 und 7,6 Mio. €o. Der Mittelwert liegt bei 5,9 Mio. €o und liegt damit im selben Bereich wie der WSL aus der Poolregression. Die Querschnitte im SOEP schwanken sehr stark und sind teilweise negativ, wobei die geschätzten Koeffizienten insignifikant sind, während der durch die Poolregression ermittelte WSL von 2,8 Mio.€o bei statistischer Signifikanz des Koeffizienten errechnet wurde. Zusätzlich wurden noch Querschnittsregressionen mit einem 5-Jahres-Mittel des Unfallrisikos durchgeführt. Die Schwankungen zwischen den einzelnen Querschnitten werden geringer, allerdings können auch die ersten vier Jahre nicht betrachtet werden, keine vorhergehenden Risikoinformationen bekannt sind, um Fünf-Jahres-Mittel zu errechnen. Sowohl die durchschnittlichen Querschnittswerte als auch die WSL für die Poolregressionen erhöhen sich. Ähnliche Effekte zeigen sich auch bei der Betrachtung von männlichen Arbeitern in Tabelle 5. Allerdings sind hier viele Koeffizienten für das SOEP insignifikant. Grundsätzlich liegt der WSL in der IABS für männliche Arbeiter aber deutlich unter dem für alle Erwerbstätigen. Hingegen zeigt sich im SOEP-Schätzdatensatz statistische Signifikanz und die Koeffizienten steigen. Bei Verwendung der gemittelten Risiken nähern sich die geschätzten WSL im Querschnitt und im Pool im SOEP- und IABS-Schätzdatensatz an. Nur im Panel des SOEP können für männliche Arbeiter keine signifikanten Koeffizienten geschätzt werden. Die aus den Querschnittsregressionen geschätzten WSL für alle Erwerbstätigen befinden sich im Bereich der US- Studien. So bewegt sich der Wert eines statistischen Lebens nach Viscusi and Aldy (2003) um einen Median von 7 Mio. US-Dollar in \$ von 2000) bei Schätzungen für die USA.

Auffallend ist jedoch, dass die geschätzten Werte aus den Panelregressionen bedeutend geringer sind als die der Querschnittsregressionen, 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 fast keine aus Panelanalysen stammenden Schätzungen des Wertes eines statistischen Lebens gibt und zwei von drei Arbeiten, welche die Verzerrungswirkung einer Nichtberücksichtigung unbeobachteter individueller Heterogenität empirisch oder theoretisch 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 kommen, dass empirische Analysen, die individuelle Arbeitsrisiken mit berufsspezifischen Risikoindikatoren approximieren, zu einer substantiellen Überschätzung des WSL führen können, wenn (neben individueller Heterogenität bezüglich der Risikopräferenz) individuelle Heterogenität hinsichtlich des Geschicks im Umgang mit riskanten Arbeitssituationen vorliegt. Die Überschätzung kommt deshalb zustande, weil sich - in einer (vereinfachten) Welt mit einem ungefährlichen und einem gefährlichen Job - der Lohn aller Arbeiter im gefährlichen Job an dem (marginalen) Arbeiter mit der maximalen Kompensationsforderung ausrichtet und der geschätzte WSL damit (bei Erfüllung einer unproblematischen Annahme) höher liegt als der Durchschnitt der individuellen WSL der Arbeiter im gefährlichen Job.

Ein weiterer Erklärungsansatz für die niedrigeren Risikokoeffizienten in Panelschätzungen besteht möglicherweise in dem von Garen (1988) angesprochenen Phänomen der „coolheadedness“. Demnach findet eine systematische Selektion von Arbeitern, die besondere Fähigkeiten im Umgang mit riskanten Situationen, wie z.B. Besonnenheit oder Geschicklichkeit 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 (wie auch aller anderen Koeffizienten) allein auf der Variation des individuellen Jobrisikos über die Zeit beruht, die eigentlich relevante Variation in Hinblick auf kompensatorische Lohndifferentiale aber die interpersonelle Variation des Jobrisikos ist und deshalb - trotz der Tatsache, dass dann keine Kontrolle unbeobachteter Heterogenität möglich ist - Querschnittsanalysen und gepoolte Regressionen Panelschätzungen vorzuziehen sind. Dieser Einwand verliert jedoch an Bedeutung, wenn die Analysen - wie im Falle der vorliegenden Arbeit - auf Grundlage von Datensätzen erfolgen, in denen eine sehr hohe Zahl von Berufswechseln beobachtet wird. Als weiterer Einwand gegen die Betrachtung von Panelregressionen kann sein, dass Berufe mit einem erhöhten Arbeitsunfallrisiko vorwiegend Arbeiterberufe sind und der Lohn in diesen Bereichen in der Mehrheit der Fälle durch Tarifverträge und nicht persönliche Lohnverhandlungen bestimmt wird. Sollte dies zutreffen, ist der Einfluss von individueller Heterogenität nicht sehr groß. Die Ergebnisse der Panel-Regressionen deuten aber auf den Einfluss individueller Heterogenität hin. Vor diesem Hintergrund und in Anbetracht des Zieles einer konservativen Abschätzung des Wertes eines statistischen Lebens sollte im Rahmen von Schadens- und Kosten-Nutzen-Analysen den Ergebnissen der Panelschätzungen besondere Beachtung geschenkt werden.

Kompensatorische Lohndifferentiale, die lediglich den Einfluss von höheren Arbeitsunfallrisiken betrachten, werden in der Regel zu hoch geschätzt, da auch andere Kompensationen im Lohn enthalten sind. Diese sind insbesondere Lohnkompensationen für Schicht- oder Nacharbeit, schmutzige Arbeit und andere unangenehme Arbeitsbedingungen. Nach diesen erklärenden Variablen wird in den verwendeten Datensätzen nicht gefragt, weshalb man von einer Überschätzung der Differentiale ausgehen kann, da sich vermuten lässt, dass das Unfallrisiko z.B. mit schmutziger Arbeit und Schichtarbeit positiv korreliert ist.

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

So wird Schicht- und Nachtarbeit vorwiegend in Produktionsanlagen mit großen Maschinen, die ein gewisses Unfallrisiko bergen, durchgeführt. Allerdings ist Schichtarbeit auch viel in Pflegeberufen (in Krankenhäusern und Heimen) als auch im Dienstleistungssektor (besonders im Personenverkehr) vorzufinden.

Durch die Einführung der Wirtschaftszweig-Dummies werden diese Effekte und der Einfluss der Gewerkschaften verringert. Da Tarifverträge in der Regel branchenweit abgeschlossen werden, ist der Einfluss der Gewerkschaften in den Dummy-Variablen weitgehend abgedeckt. Der Einfluss anderer Kompensationen wird durch diese Dummies zwar verringert, aber nicht eliminiert.

Wie bereits angesprochen, ist anzunehmen, dass Lohnkompensationen für ein erhöhtes Unfallrisiko bei den in dieser Studie betrachteten Berufsgruppen nur bei Arbeitern gezahlt wird. Dementsprechend ist den Ergebnissen nur für männliche Arbeiter in Tabelle 5 besondere Beachtung zu schenken. Die Risiken, die in typischen Angestelltenberufen existieren, sind weitgehend nicht kausal auf die Tätigkeit (den Beruf) zurückzuführen, sondern ergeben sich durch Stürze etc. und werden dementsprechend nicht durch den Arbeitgeber kompensiert.

5 Lohndifferentiale und der Wert eines statistischen Lebens bei Berufswechslern

Um den Einfluss des Unfallrisikos auf den Lohn weiter einzugrenzen und zu separieren, werden im Folgenden nur Berufswechsler betrachtet: Also jene Individuen, die von einem zum anderen Jahr ihren Beruf (Berufsordnung) und damit auch das zugehörige berufs-spezifische Arbeitsunfallrisiko ändern. Hierbei werden die Personen erfasst, die innerhalb eines Jahres (also zwischen den Betrachtungstichtagen) einen Beruf mit anderer Berufskennziffer als im Vorjahr ergriffen haben. Die Betrachtung dieser bestimmten Gruppe lohnt sich aus zweierlei Gründen: Zum einen werden alle Selektionsprobleme, die sich sonst bei Lohnregressionen ergeben, ausgeklammert und zum anderen kann der Einfluss von individueller Heterogenität annähernd eliminiert werden. Selektionsprobleme, die in der bisherigen Betrachtung vollkommen außer Acht gelassen wurden, resultieren bei Lohnregressionen aus der Tatsache, dass nicht alle potentiellen Erwerbstätigen auch erwerbstätig sind. Vielmehr nehmen Personen gar nicht am Erwerbsleben teil, sind arbeitslos oder nicht im Datensatz enthalten, weil keine Sozialversicherungspflicht besteht. Unterscheiden sich aber Erwerbstätige bzw. Personen, die im Datensatz erfasst werden, systematisch von Nichterwerbstätigen bzw. nicht erfassten Personen, führt dies zu einer Selektionsverzerrung. Diese Problematik, die besonders für Frauen und ihrer Partizipation am Erwerbsleben schon vielfach betrachtet wurde, ist aber auch für andere Gruppen von Bedeutung. Einfluss auf die *Partizipationsentscheidung* - wobei es sich nicht um eine bewusste Entscheidung der Individuen handeln muss - der Individuen hängt von verschiedenen Merkmalen der Person ab. Werden nun aber nur Berufswechsler und die Abhängigkeit ihrer Lohndifferenz von der Änderung der Erklärenden geschätzt, gibt es keine Selektionsverzerrungen mehr. Als zweiter und wichtiger Grund für die Anwendung dieses Verfahrens lässt sich bei Betrachtung von Berufswechslern wie bei einer Fixed-Effect-Regression der Einfluss unbeobachteter Heterogenität eliminieren, da nur die Lohnveränderung des Einzelnen betrachtet wird und seine individuellen nicht messbaren Merkmale in erster Linie

Tabelle 6: Durchschnittliche Änderung des Unfallrisikos bei Berufswechslern unter Berücksichtigung der Lohnänderung

Datensatz	Unfallrisiko	alle Berufswechsler			Berufswechsler, die männl. Arbeiter sind		
		alle dieser Gruppe	Entgelt steigt	Entgelt sinkt	alle dieser Gruppe	Entgelt steigt	Entgelt sinkt
IABS	kontemporär (1986–1995)	-2,01	-,590	-4,64	-1,71	1,07	-6,05
	5-Jahres-Mittel (1990–1995)	-1,23	-,522	-2,43	1,61	4,16	-2,00
SOEP	kontemporär (1986–1995)	1,45	5,16	-5,84	-7,49	-,007	-20,3
	5-Jahres-Mittel (1990–1995)	8,16	12,6	-,561	12,2	17	2,1

Anzahl der Unfälle, die sich innerhalb eines Jahres pro 1.000.000 Mann-Jahre in der betreffenden Berufsgruppe ereignen

seinen absoluten Lohn aber nicht die Änderung seines Lohnes beeinflussen. Im Gegensatz zur Fixed-Effect-Regression wird hier nur der Effekt der Risikoänderung durch einen Berufswechsel auf den Lohn betrachtet, während bei der Panelregression auch die zeitliche Variation der Risiken innerhalb eines Berufes als Erklärende des Lohns beinhaltet ist. Bei einem Betrachtungszeitraum von lediglich 11 Jahren scheint dies allerdings nicht sehr sinnvoll, da auch nicht anzunehmen ist, dass ein Arbeitnehmer wahrnimmt, dass das tödliche Arbeitsunfallrisiko innerhalb seines Berufes um einen geringen Prozentsatz steigt oder sinkt. Insbesondere weil das Risiko aus den stattgefundenen Unfällen errechnet wird und dementsprechend nur eine Annäherung an das wahre Risiko des Einzelnen ist. Die Veränderungen über die Zeit rühren einerseits aus Technologieänderungen und auf der anderen Seite auf Schwankungen, die sich zufällig ergeben, wobei zu erkennen ist, dass das durchschnittliche Arbeitsunfallrisiko im Laufe der Jahre sinkt. Die Betrachtung der Berufswechsler ist demnach der Fixed-Effect-Regression vorzuziehen, um den Einfluss des Arbeitsunfallrisikos auf den Lohn zu betrachten.

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 exogene Variablen Änderungen in der Größe und dem Wirtschaftszweig des beschäftigenden Betriebs und Änderungen des Bildungsabschlusses, des Familienstandes und der Stellung im Beruf des Individuums Teil der Lohnregression. Die Veränderungen der jeweiligen Arbeitsstelle und auch innerhalb der persönlichen Ausbildung sind sicherlich wichtige Erklärende des persönlichen Lohnunterschiedes bei einem Berufswechsel. Doch lässt sich auch vermuten, dass konstante bzw. kaum veränderliche Merkmale den persönlichen Lohnunterschied beeinflussen. Die Gründe für einen Berufswechsel werden bei unterschiedlichem Alter und unterschiedlicher Arbeitserfahrung vermutlich auch unterschiedlich sein. So geschieht ein Berufswechsel bei jüngeren Arbeitnehmern eher um die persönlichen Berufschancen zu verbessern, während Berufswechsel bei älteren Arbeitnehmern eher aufgrund von Kündigungen entstehen. Jüngere Arbeitnehmer haben größere Chancen auf dem Arbeitsmarkt als ältere. Dies führt dazu, dass sie sich bei Lohnverhandlungen in einer besseren Position befinden. Zur Identifizierung der Änderung des Wirtschaftszweiges bzw. der Betriebsgrößenklasse werden Dummies "wb" eingeführt, die genau dann den Wert eins annehmen, wenn der Wechsel von Wirtschaftszweig (bzw. Betriebsgrößenklasse) b nach a erfolgt.

Aus den Tabellen 6 und 7 lässt sich ein Zusammenhang zwischen der Lohn- und der Risikoänderung bei einem Berufswechsel vermuten. So haben Berufswechsler, die nach einem Wechsel einem höheren Unfallrisiko ausgesetzt sind einen durchschnittlich höhe-

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

Datensatz	alle Berufswechsler			Berufswechsler, die männl. Arbeiter sind		
	alle dieser Gruppe	tödl. Unfallrisiko steigt	tödl. Unfallrisiko sinkt	alle dieser Gruppe	tödl. Unfallrisiko steigt	tödl. Unfallrisiko sinkt
IABS	1,28	3,74	-,981	-1,41	,239	-2,93
SOEP	3,81	3,90	3,73	2,99	3,26	2,73

ren Einkommenszuwachs als die Berufswechsler, die zu einem weniger risikoreichen Beruf wechseln. In dem IABS-Schätzdatensatz ist dieser Lohnzuwachs sogar negativ.

Tabelle 8 gibt die deskriptive Statistik der verwendeten Datensätze wieder. Die Zahl der Beobachtungen beträgt jetzt nur noch 55.789 (IABS) bzw. 6.070 (SOEP) für die betrachteten 10 Jahre.¹² Die Gruppe der relevanten Individuen wird nun noch weiter eingeschränkt, indem auch noch „freiwillige“ Berufswechsler gesondert betrachtet werden. Hierbei handelt es sich um Berufswechsel, die durch Kündigung oder Versetzungswunsch des Arbeitnehmers zustande gekommen sind. Da dies in der IABS im Gegensatz zum SOEP aber nicht messbar ist, werden hier unter freiwilligen Berufswechslern jene zusammengefasst, die weniger als fünf Tage zwischen den verschiedenen Beschäftigungen nicht erwerbstätig waren. Dies ist nur eine ungenaue Approximation der freiwilligen Berufswechsler, kann aber in der IABS nur über die Dauer zwischen den Beschäftigungsverhältnissen definiert werden, weil in der IABS keinerlei Angaben über die Beendigung des Arbeitsverhältnis vorhanden sind. Die deskriptive Statistik dieser Unterdatensätze, die nur noch Berufswechsler und „freiwillige“ Berufswechsler enthalten, wird in Tabelle 8 angegeben. Es lässt sich erkennen, dass der Lohnzuwachs der „freiwilligen“ Berufswechsler bei einem Berufswechsel höher ist als der der gesamten Berufswechsler und dass die Einschränkung auf freiwillige Wechsler im SOEP viel stärker ist als in der IABS. Durch die oben beschriebenen unterschiedlichen Definitionen dieses Merkmals lässt sich dieser Unterschied erklären.

Tabelle 9 gibt die Regressionsergebnisse für die Berufswechsler wieder. Die Änderung des Unfallrisikos hat einen positiv signifikanten Einfluss auf die Änderung des Bruttolohnes bei einem Berufswechsel. Mit zunehmendem Alter wird der Lohnzuschlag bei einem Berufswechsel geringer, was durchaus den Erwartungen entspricht. Ebenso hat die Tatsache, verheiratet zu sein, einen signifikant negativen Einfluss auf die Lohnänderung bei einem Berufswechsel. Dies lässt sich durch die geringere Flexibilität von Verheirateten erklären. Aus den Koeffizienten des tödlichen Unfallrisikos lassen sich die WSL gleichermaßen berechnen wie bei den vorigen Lohnregressionen. Die WSL für Berufswechsler sind in Tabelle 10 aufgeführt und liegen mit 2,0 bzw. 3,1 Mio. € im Bereich der FE-Panelergebnisse. Dies entspricht den Erwartungen, da bei der FE-Panelregression und der der Differenzen-Regression der Berufswechsler jeweils nur die Änderung von Entgelt und Arbeitsunfallrisiko betrachtet wird. Die Panelregression unterscheidet sich nur dadurch, dass auch die zeitliche Variation der Risiken innerhalb eines Berufes, die bei der Betrachtung der Berufswechsel keine Rolle mehr spielt, Einflussgröße ist. Weiterhin besteht ein Unterschied darin, dass feste Größen wie Alter, Familienstand und Arbeitserfahrung als Erklärende des Lohnunterschieds bei Berufswechslern gewählt werden. Diese Vorgehensweise wird durch die geschätzten signifikanten Koeffizienten bestätigt.

¹²Da es sich um die ersten Differenzen handelt, ist jetzt der erste Beobachtungszeitpunkt 1986.

Tabelle 8: Deskriptive Statistik Schätzdatensätze der Berufswechsler

	alle Berufswechsler				freiwillige Berufswechsler				alle Berufswechsler				freiwillige Berufswechsler			
	IABS Pool (N=55.789)		IABS Pool (N=41.083)		SOEP Pool (N=6.070)		SOEP Pool (N=841)									
	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																
Differenz Bruttotagesentgelt (in € von 2001)	3,81	14,7	-103	113	4,50	13,8	-97,6	113	4,58	17,2	-240	136	9,78	21,7	-182	124
Differenz Log(Bruttotagesentgelt)	,063	,266	-2,11	2,52	,070	,227	-2,11	2,52	,116	,356	-1,79	3,31	,243	,489	-1,47	2,69
Erklärende Variablen																
<i>Differenz Berufsspezifisches Unfallrisiko (×1.000)</i>																
Tödlicher Unfall (241 Berufsgruppen)	-,002	,125	-2,17	1,86	-,003	,120	-2,17	1,86	-,002	,101	-1,25	1,33	-,008	,104	-1,10	1,33
<i>Änderung des Familienstandes</i>																
Eheschließung	,084	,278	0	1	,081	,272	0	1	,026	,158	0	1	,040	,197	0	1
Scheidung	,051	,219	0	1	,046	,210	0	1	,012	,108	0	1	,016	,127	0	1
<i>Aufstieg zum ...</i>																
... Facharbeiter	,080	,272	0	1	,068	,251	0	1	,061	,239	0	1	,066	,249	0	1
... Meister	,013	,113	0	1	,015	,122	0	1	,006	,075	0	1	,001	,037	0	1
... Angestellten	,087	,281	0	1	,090	,286	0	1	,081	,273	0	1	,141	,348	0	1
<i>Änderung der Bildungsstufe zu ...</i>																
... Ohne Berufsausb. mit Abitur	,003	,052	0	1	,002	,050	0	1	,000	,019	0	1	0	0	0	0
... Mit Berufsausb. ohne Abitur	,078	,268	0	1	,068	,252	0	1	,017	,129	0	1	,010	,100	0	1
... Mit Berufsausb. mit Abitur	,015	,121	0	1	,015	,122	0	1	,002	,049	0	1	,011	,106	0	1
... Fachhochschulabschluss	,010	,100	0	1	,011	,102	0	1	,002	,046	0	1	,009	,095	0	1
... Universitätsabschluss	,009	,092	0	1	,009	,094	0	1	,002	,048	0	1	,011	,103	0	1
<i>Merkmale der Person</i>																
Arbeitsferfahrung	9,25	5,06	,088	21,0	10,0	4,98	,263	21,0	8,88	9,57	0	47,5	1,62	3,53	0	31,5
Alter	34,1	10,3	16,5	67,5	35,0	10,3	16,5	67,5	38,1	11,6	13	68	30,4	8,30	13	57
Familienstand	,454	,498	0	1	,492	,500	0	1	,564	,496	0	1	,412	,493	0	1
<i>Jahresdummies</i>																
<i>Änderung der Betriebsgröße</i>																
								ja								
								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 10: 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		freiwill. Wechsler dieser Gruppe		alle dieser Gruppe		freiwill. 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) ^c	3.602	,320 (,204)	7.448	,216 (,113) ^c	4.914	,314 (,198)	7.016
	5-Jahres-Mittel (1990–1995)	,136 (,072) ^c	3.142	,339 (,189) ^c	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

Für die Berufswechsler werden nur Poolregressionen durchgeführt, die alle Berufswechsel innerhalb der 10 Jahre berücksichtigen. Der WSL für „freiwillige“ Berufswechsler liegt im IABS-Datensatz etwas unter dem für alle Berufswechsler, während in dem SOEP-Schätzdatensatz der WSL bei dieser weiteren Einschränkung stark ansteigt. Allerdings sind die geschätzten Koeffizienten im SOEP-Schätzdatensatz insignifikant. Die unterschiedlichen Auswirkungen auf die Koeffizienten lässt sich wiederum auf die abweichenden Einschränkungskriterien zurückführen.

Alles in allem zeigen diese zusätzlichen Schätzungen weiter die Existenz von kompensatorischen Lohndifferentiale auf und verbessern die durch Panel-Regressionen gefundenen Ergebnisse weiter, da die zeitlichen Effekte innerhalb einer Berufsgruppe in dieser Betrachtung weitgehend ausgeblendet werden. Die separate Betrachtung von Berufswechslern ist die strengste Form, um die Existenz kompensierender Lohndifferentiale zu zeigen und auch hier kann deren Existenz für Westdeutschland aufgezeigt werden.

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. Zur Kontrolle unbeobachteter Heterogenität werden neben den Querschnittsregressionen auch Panelregressionen durchgeführt, die durch Dif-

ferenzenschätzungen von Berufswechslern erweitert werden.

Kritisch bei dieser Betrachtung ist sicherlich, dass bei der Erzeugung der Berufsrisiken Fehler gemacht wurden, die sich nicht genau beziffern lassen. So wird nicht das individuelle Risiko bestimmt, sondern das Unfallrisiko am Arbeitsplatz anhand der Berufskennziffern zugeordnet. Allerdings entspricht dies einer guten Näherung, die das individuelle Risiko besser approximiert als viele internationale Studien, die Arbeitsunfallrisiken lediglich auf Wirtschaftszweig-Ebene zuordnen, während hier im endgültigen IABS-Schätzdatensatz 241 Berufsordnungen und im SOEP-Schätzdatensatz 209 Berufsordnungen unterschieden werden können.

Die Querschnittsregressionen für alle Erwerbstätigen ergeben einen durchschnittlichen Wert eines statistischen Lebens von 7,4 Mio. €o (IABS) bzw. 3,5 Mio. €o (SOEP) (jeweils in €o von 2001). Die gefundenen Werte des IABS-Schätzdatensatzes sind mit vorhandenen internationalen Studien vergleichbar. So liegt der Median der US-Studien bei ca. 7 Mio. \$ (in \$ von 2000) (Viscusi & Aldy, 2003). Aus den erzielten Werten lässt sich erkennen, dass der verwendete Datensatz ähnlich wie in Studien für die USA Auswirkungen auf die Bestimmung des WSL hat. Hierbei ist zu beachten, dass sich beide Datensätze in ihrem Aufbau, der Zahl der Beobachtungen und der Entgeltvariablen stark unterscheiden.

Die Panelregression führen zu Werten von 3,0 Mio. €o (IABS) bzw. 2,3 Mio. €o (SOEP) für den WSL und liegen damit deutlich unter den Querschnittsschätzungen, was durch den Einfluss individueller Heterogenität erklärt werden kann, deren Nichtberücksichtigung offensichtlich zu einer Überschätzung des WSL führt. Während in den Panelregressionen auch ein möglicherweise unerwünschter Einfluss von der zeitlichen Variation ausgehen kann, gewährleistet die isolierte Betrachtung von Berufswechslern, dass dieser Effekt ausgeschaltet wird. Die Differenzenschätzung von Berufswechslern führt zu einem WSL von 1,8 Mio. €o in der IABS und 3,1 Mio. €o im SOEP.

Diese umfassende Betrachtung kompensatorischer Lohndifferentiale und dem Wert eines statistischen Lebens zeigt, dass die Berücksichtigung individueller Heterogenität zu einer Minderung des WSL führt und lässt die Verzerrung bereits gefundener WSL aus internationalen Querschnittsstudien vermuten.

Grundsätzlich ist zu beachten, dass auch andere unliebsame Arbeitsbedingungen (Arbeit im Freien oder unter Tage, schmutzige Arbeit etc.) positiv mit dem Todesrisiko korreliert sind, und deren Effekte auch in den geschätzten Koeffizienten enthalten sind.

Die Ergebnisse können zum einen in Schadensanalysen einfließen und darüber hinaus einen Startpunkt für zukünftige Kosten-Nutzen-Analysen von staatlichen Maßnahmen zur Reduktion von Todesrisiken im Bereich der Gesundheits-, Umwelt-, Kriminal- und Verkehrspolitik bilden.

Literatur

- Amemiya, T. (1985). *Advanced Econometrics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
Baltagi, B. (1997). *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: Wiley.
Becker, G. S. (1999). *Human Capital*. The University of Chicago Press, Chicago, London.
Bellmann, L. (1994). Entlohnung als Risikokompensation. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 27, 351–358.

- Bender, S., & Haas, A. (2002). Die IAB-Beschäftigtenstichprobe. In G. Kleinhenz (Ed.), *IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (pp. 3–12). (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. BeitrAB 250). Nürnberg.
- 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 10.06.2004 aus dem Internet bezogen, von http://www.hvb.g.de/d/pages/service/download/g_r/index.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 Lohndifferenziale in der Bundesrepublik Deutschland? *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 108, 371–381.
- Lorenz, W., & Wagner, J. (1989). Kompensierende Lohndifferenziale 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. (2004). Kompensatorische Lohndifferenziale und der Wert eines statistischen Lebens in Deutschland. *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 37(3).
- Villanueva, E. (2004). Compensating Wage Differentials and Voluntary Job Changes: Evidence from West Germany.
- 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. *Journal 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.

ISSN: 1438-2733