

Kompensatorische Lohndifferenziale und der Wert eines statistischen Lebens in Deutschland

*Hannes Spengler**

Diese Arbeit ist die erste empirische Untersuchung, die den Wert eines statistischen Lebens (WSL) für die Bundesrepublik Deutschland ermittelt. Die Analysen werden auf der Grundlage eines aus IAB-Beschäftigtenstichprobe und Arbeitsunfallinformationen der Berufsgenossenschaften zusammengesetzten Datensatzes durchgeführt. Die Panelschätzungen ergeben einen durchschnittlichen WSL für sozialversicherungspflichtige Arbeitnehmer von 1,65 Mio. €. Dieser Wert liegt deutlich unter den zu Vergleichszwecken durchgeführten Querschnittsuntersuchungen (Mittelwert 4,5 Mio. €) und legt nahe, dass (auch) die bisherigen Ergebnisse von US-Studien (Median 7 Mio. US-\$), die fast ausschließlich auf Querschnittsdaten beruhen, aufgrund der fehlenden Kontrolle unbeobachteter Heterogenität nach oben verzerrt sind. Die ermittelten WSL-Ergebnisse können in Kosten-Nutzen-Analysen von Projekten zur Risikoreduktion, z.B. in Gesundheits-, Umwelt-, Verkehrs- und Kriminalpolitik, einfließen.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Kompensatorische Lohndifferenziale
- 3 Daten
 - 3.1 Arbeitsmarktdaten
 - 3.2 Unfalldaten
 - 3.3 Berechnung relativer Unfallhäufigkeiten und Erzeugung des Schätzdatensatzes
- 4 Empirische Spezifikation und Ergebnisse
- 5 Schlussfolgerungen

* Der Beitrag wurde im August 2004 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Dezember 2004 zur Veröffentlichung angenommen. Er liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

Für inhaltliche und methodische Hinweise möchte ich mich bei Thiess Büttner, Horst Entorf, Zulfia Gubaidulina, Friedhelm Pfeiffer, Patrick Puhani und zwei anonymen Gutachtern bedanken. Ferner habe ich von Diskussionen mit Sandra Schaffner und der Unterstützung durch Daniel Langer profitiert, wofür ich mich ebenso bedanken möchte, wie für die Bereitstellung von Daten über Arbeitsunfälle durch Burkhard Hoffmann, Martin Butz, Wolfgang Jäger, Willi Standke und Jürgen Strack sowie Sonderauswertungen verschiedener Mikrozensen durch Paul Lüttinger.

Sämtliche zur Durchführung dieser Studie verwendeten Stata®-Do- und Stata®-Dta-Dateien (außer der IAB-Beschäftigtenstichprobe) sind auf der Internetseite des Verfassers (http://www.tu-darmstadt.de/fb/fb1/vw12/deutsch/inhalte/forschung/forschung_spengler.html) in der Rubrik „Datensätze und Programme“ erhältlich.

1 Einleitung

Unter Ökonomen – mancherorts auch im Bereich der Politik – besteht Konsens dahingehend, dass kostenintensive staatliche Programme vor ihrer Einführung – wenn immer es möglich ist – einer Kosten-Nutzen-Analyse unterzogen werden sollten. Nicht selten besteht das erklärte Ziel solcher Programme darin, die Gesundheitsrisiken der Bevölkerung zu reduzieren. Beispiele hierfür sind im Bereich der Gesundheitspolitik (z.B. Kampagnen gegen das Rauchen), Umweltpolitik (z.B. Emissionsauflagen für Industriebetriebe) und Verkehrspolitik (z.B. Verbot der Benutzung von Mobiltelefonen beim Führen eines KfZ) anzutreffen. Da der Nutzen dieser Programme in erster Linie in vermiedenen Krankheits- und Todesfällen besteht, können Vergleiche mit den Programmkosten nur dann gezogen werden, wenn Pekuniarisierungen des Wertes von körperlicher Unversehrtheit und insbesondere des menschlichen Lebens per se durchgeführt werden.

Nun mag die Bewertung des Lebens für die angeführten Zwecke zwar geboten erscheinen – aber darf und kann man dem menschlichen Leben überhaupt einen monetären Wert zuweisen? Wie zu sehen sein wird, können sowohl ethische als auch konzeptionelle Einwände dadurch zerstreut werden, dass es nicht eine bestimmte Person oder Institution ist, die explizit und mehr oder weniger willkürlich den Wert eines Menschenlebens festsetzt. Vielmehr geht es darum, die von Individuen auf Märkten und in Befragungen im Zusammenhang mit ihrer Gesundheit und Sicherheit offengelegten Präferenzen geeignet zu interpretieren. Indem Individuen riskante Arbeiten vermeiden und dafür auf zusätzlichen Lohn verzichten, indem sie Geld für Sicherheitstechnik ausgeben oder von einer günstigen, aber unsicheren in eine teure Wohngegend mit weniger Kriminalität umziehen, äußern sie Zahlungsbereitschaften für die Reduktion von Gesundheitsrisiken, die einer impliziten Bewertung des Lebens gleichkommen.

Wenn in dieser Arbeit vom Wert des Lebens gesprochen wird, ist nicht der Wert eines spezifischen Lebens (z.B. das des Autors), sondern der Wert eines undefinierten statistischen Lebens gemeint. Was aber ist unter dem „Wert eines statistischen Lebens“ (WSL) zu verstehen? Nicht gemeint ist die Ansicht eines Individuums über den Wert seines eigenen Lebens. Sieht man einmal von Menschen ab, die ihren Tod tatsächlich herbeisehnen und lässt ferner Budgetbeschränkungen außer Betracht, so würden selbstverständlich astronomisch hohe Beträge geäußert. Ganz anders verhält es sich jedoch, wenn Menschen nicht mit sicher eintretenden Ereignissen, wie der Wahl zwischen Leben und sofortigem Tod, sondern mit

sehr geringen Wahrscheinlichkeiten konfrontiert werden. Man stelle sich hierzu mit Viscusi (1998: 46) die – zugegeben etwas konstruierte, aber für Erklärungszwecke sehr hilfreiche – Situation vor, dass 10.000 Menschen in einem Fußballstadion versammelt sind, von denen ein zufälliger mit dem Tode bedroht sei. Nun wird jeder Stadionbesucher nach seiner Zahlungsbereitschaft befragt, das drohende Todesrisiko von der Gemeinschaft abzuwenden. Sicher ist nun keines der Individuen mehr gewillt, beliebig hohe Summen zu zahlen, da es sich ja nur um eine vergleichsweise geringe Todeswahrscheinlichkeit von $\frac{1}{10.000}$ handelt. Angenommen, die Besucher besäßen eine durchschnittliche Zahlungsbereitschaft von 300 € für die Abwendung des Risikos, dann würden 10.000 Personen insgesamt 3 Mio. € dafür zahlen, dass ein Todesrisiko von $\frac{1}{10.000}$ auf 0 reduziert bzw. ein *statistisches* Leben ($\frac{1}{10.000} \times 10.000 = 1$) gerettet wird. Demnach beträgt der WSL in diesem Beispiel 3 Mio. €. ¹ Ginge es jedoch um die Rettung eines tatsächlich verschütteten Bergarbeiters, so wäre es natürlich undenkbar und in höchstem Maße unmoralisch, die Rettungsaktivitäten bei Erreichen von Aufwendungen in Höhe von 3 Mio. € mit dem Hinweis auf einen wissenschaftlich ermittelten Wert des Lebens einzustellen. Allerdings handelt es sich in diesem Fall auch nicht um ein undefiniertes statistisches, sondern um ein konkretes Leben, das mit einer Todeswahrscheinlichkeit von 1 bedroht ist, wenn ihm nicht geholfen würde. Andererseits könnten 3 Mio. € jedoch einen vernünftigen Richtwert für die Ergreifung von Sicherheitsmaßnahmen darstellen, um im jährlichen Durchschnitt das Leben eines unbestimmten Bergarbeiters zu retten.

Dass das Konzept des „statistischen Lebens“ nicht nur ein reines Gedankenexperiment darstellt, sondern eine hohe Praxisrelevanz besitzt, manifestiert sich in den Richtlinien des (U.S. Office of Management and Budget [USOMB] 1996), welche die US-Bundesbehörden dazu verpflichten, sämtliche existierenden und geplanten Regulierungsaktivitäten ökonomischen Analysen zu unterziehen. ² Dort heißt es unter Gliederungspunkt B.5 „Methods for Valuing Health and Safety Benefits“: „Reductions in fatality risks as

¹ Da Methoden zur Berechnung des WSL auf Zahlungsbereitschaften von Individuen für Risikoreduktionen bzw. (pekuniären) Akzeptanzbereitschaften hinsichtlich Risikoerhöhen aufbauen, werden sie in der angelsächsischen Literatur häufig unter den Termini „willingness-to-pay“ bzw. „willingness-to-accept approach“ subsumiert.

² „In accordance with the regulatory philosophy and principles provided in [. . .] Executive Order 12866, an Economic Analysis (EA) of proposed or existing regulations should inform decision-makers of the consequences of alternative actions“ (USOMB 1996).

a result of government action are best monetized according to the willingness-to-pay approach. The value of changes in fatality risk is sometimes expressed in terms of the 'value of statistical life' (VSL) or the 'value of a life' (USOMB 1996). Die Evaluationsrichtlinien in Großbritannien und Kanada sehen zwar nicht explizit die Verwendung des WSL-Ansatzes vor, fordern aber eine sorgfältige Bewertung des Lebens im Rahmen von Kosten-Nutzen-Analysen staatlicher Programme, was in der Regel die Anwendung des Ansatzes nach sich zieht. Außerdem stand der WSL-Ansatz bereits im Mittelpunkt eines Workshops der EU-Kommission zur Bewertung des Nutzens von Steigerungen der Umweltqualität (European Commission [EC] 2000) und wird in verschiedenen Publikationen des Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC] (1996, 2001) diskutiert.

Diese Arbeit enthält die erste ökonomische Analyse des Wertes eines statistischen Lebens für die Bundesrepublik Deutschland und hebt sich außerdem von den existierenden empirischen WSL-Studien ab. Während letztere fast ausnahmslos auf Querschnittdaten beruhen, erlaubt der aus IAB-Beschäftigtenstichprobe und Arbeitsunfallinformationen der Berufsgenossenschaften zusammengesetzte Schätzdatensatz dieser Arbeit aufgrund seiner Panelstruktur die Kontrolle unbeobachteter individueller Heterogenität. Die bevorzugte Panelschätzung für die Gruppe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ergibt einen WSL in Höhe von ca. 1,65 Mio. €. Die entsprechenden Ergebnisse für die Unterstichproben der männlichen Beschäftigten und männlichen Arbeiter belaufen sich auf 1,72 Mio. € und 1,22 Mio. €, wobei der niedrigere WSL für Arbeiter voraussichtlich darauf zurückzuführen ist, dass riskantere Berufe von Personen mit geringerer Risikoaversion und damit geringerer Kompensationsforderung gewählt werden. Die zu Vergleichszwecken durchgeführten Querschnittsschätzungen ergeben mit durchschnittlich 4,49 Mio. € (alle Beschäftigten), 4,32 Mio. € (Männer) und 2,83 Mio. € (männliche Arbeiter) substantiell höhere Werte und deuten darauf hin, dass eine Nichtberücksichtigung unbeobachteter Heterogenität zu Verzerrungen der WSL-Schätzungen (nach oben) führen kann. Vor diesem Hintergrund müssen auch die hohen WSL für 30 in Viscusi und Aldy (2003) zusammengestellte US-Studien hinterfragt werden, deren Median 7 Mio. \$ beträgt.

Die Arbeit besitzt den folgenden Aufbau: Im zweiten Abschnitt wird mit der Methode der kompensatorischen Lohndifferenziale der populärste Forschungsansatz zur Bewertung des menschlichen Lebens vorgestellt und ein kurzer Überblick über die auf seiner Grundlage erzielten empirischen Ergebnisse gegeben. Der dritte Abschnitt enthält eine Beschreibung

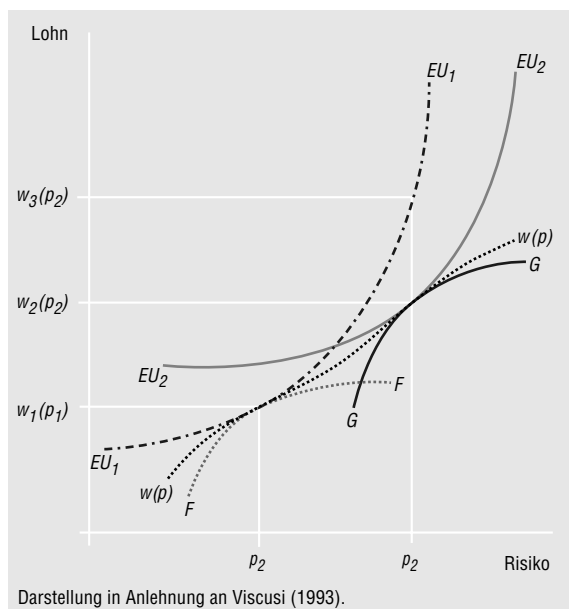
des in dieser Studie verwendeten Datenmaterials. Das ökonomische Modell und die Schätzergebnisse werden in Abschnitt 4 vorgestellt. In Abschnitt 5 wird schließlich ein Fazit der empirischen Analyse gezogen.

2 Kompensatorische Lohndifferenziale

Die am weitesten verbreitete und auch im empirischen Teil dieser Arbeit verwendete Vorgehensweise zur Bestimmung des Wertes des statistischen Lebens ist die der kompensatorischen Lohndifferenziale. Die zentrale Idee des Ansatzes ist, dass Arbeitnehmer unter sonst gleichen Bedingungen nur dann zur Aufnahme einer riskanteren (oder in anderer Hinsicht bzgl. der Arbeitsbedingungen unvorteilhafteren) Beschäftigung bereit sind, wenn sie dafür eine Kompensation in Form eines Lohnaufschlages erhalten. Der Arbeitsmarkt hält viele Beispiele für die Existenz derartiger Ausgleichszahlungen bereit. Für die USA führt Viscusi (1998: 47) die Elefantenpfleger des Zoos von Philadelphia an, die mit der Begründung, Elefanten stellen ein im Vergleich zu anderen Tieren erhöhtes Risiko für Pfleger dar, einen jährlichen Lohnaufschlag in Höhe von 1.000 \$ erhalten. Außerdem erwähnt Viscusi in diesem Zusammenhang das Jahresgehalt der *Firefighter* von Kuwait, das seinerzeit 500.000 \$ betrug und mit Sicherheit auch eine nicht unerhebliche Risikokompensationsfunktion beinhaltete. Doch auch der deutsche Arbeitsmarkt wartet mit seinen diversen Lohnzuschlägen für unvorteilhafte Arbeitsbedingungen wie der Lärm-, Staub- und Schmutzzulage mit offensichtlichen Beispielen für kompensatorische Lohndifferenziale auf. Ebenso bestehen für den Bereich des öffentlichen Dienstes deutliche Hinweise auf risikobezogene Besoldungsanpassungen, wie z.B. „Polizeizulage und Feuerwehrezulage (127,38 € pro Monat), Sicherheitszulage (abhängig von der Besoldungsgruppe zwischen 115,04 € und 191,73 € p.M.), Fliegerzulage (294,50 € – 460,16 € p.M.) [. . . und] Justizvollzugszulage (95,53 € p.M.)“ (Bundesministerium des Innern [BMI] 2002: 137).

Die theoretische Fundierung des Ansatzes der kompensatorischen Lohndifferenziale (s. z.B. Borjas 2001, Viscusi 1993, 1998) kann am besten anhand von Abbildung 1 erläutert werden. Da Sicherheitsmaßnahmen kostspielig sind, zeigen sich die Firmen nur dann dazu bereit, ihren Arbeitern mehr Sicherheit am Arbeitsplatz bereitzustellen, wenn letztere zu einem Lohnverzicht bereit sind, wodurch wiederum Kosten eingespart werden können, um den Gewinn der Firma konstant zu halten. Außerdem ist eine Ausdehnung der Sicherheitsmaßnahmen mit ansteigenden Grenzkosten verbunden. Aus diesen Annahmen

Abbildung 1
Marktprozess zur Bestimmung kompensatorischer Lohndifferenziale



ergeben sich die Isogewinnlinien *FF* und *GG* der Firmen 1 und 2 mit positivem abnehmendem Steigungsverlauf im Lohn-Risiko-Diagramm, wobei die Umhüllende die Möglichkeitenmenge für die Arbeiter beschreibt. Auf der Angebotsseite besitzen die Arbeiter 1 und 2 die Indifferenzkurven *EU₁* und *EU₂*, wobei sich der Nutzen eines Arbeiters erhöht, wenn man sich im Diagramm von einem gegebenen Punkt in nordwestliche Richtung bewegt. Entsprechend besitzen auch die Indifferenzkurven eine positive Steigung, was bedeutet, dass Arbeiter nur dann ein größeres Risiko hinnehmen, wenn sie dafür einen höheren Lohn erhalten.

Ausgangspunkt der Modellierung der Angebotsseite ist ein Erwartungsnutzenmodell von Neumann-Morgenstern mit zustandsabhängigen Nutzenwerten. Dabei sei *U(ω)* der Nutzen aus Einkommen *ω* bei Gesundheit und *V(ω)* der Nutzen aus Einkommen *ω* im Falle einer Verletzung. Ferner wird angenommen, dass Gesundheit einer Verletzung vorgezogen wird [*U(ω) > V(ω)*] und der marginale Nutzen aus Einkommen positiv ist [*U'(ω), V'(ω) > 0*]. Nicht notwendig ist es, Risikoaversion in Spielsituationen [*U'', V'' > 0*] zu unterstellen. Lohn-Risiko-Kombinationen, die einen Arbeiter auf dem gleichen erwarteten Nutzenniveau belassen, bestehen aus den Punkten der Gleichung $Z = (1-p)U(\omega) + pV(\omega)$. Die Steigung einer solchen Kurve – bzw. die Lohn-Risiko-Austauschbeziehung – ergibt sich als

$$\frac{d\omega}{dp} = - \frac{Z_p}{Z_\omega} = \frac{U(\omega) - V(\omega)}{(1-p)U'(\omega) + pV'(\omega)} > 0$$

(Viscusi 1993: 1914).

In diesem Szenario wählt Arbeiter 1 das mit dem Lohn $\omega_1(p_1)$ verbundene Risikoniveau p_1 , während Arbeiter 2 die Lohn-Risiko-Kombination $(p_2, \omega_2(p_2))$ wählt. Aus diesen (und vielen weiteren) beobachtbaren Tangentialpunkten lässt sich schließlich die Kontraktkurve $\omega(p)$ des betrachteten Marktes abschätzen, die eine Ansammlung verschiedener Lohn-Risiko-Austauschbeziehungen (*wage-risk tradeoffs*) verschiedener Individuen wiedergibt und nicht mit der individuellen Indifferenzkurve eines bestimmten Arbeiters oder der individuellen Isogewinnlinie einer bestimmten Firma verwechselt werden darf. Ferner ist anzumerken, dass die Kontraktkurve zwar Aussagen über lokale Lohn-Risiko-Austauschbeziehungen bei sehr kleinen (marginalen) Risikoveränderungen zulässt, im Falle größerer Risikoveränderungen aber leicht zu Fehleinschätzungen führen kann. Hierzu betrachte man in Abbildung 1 eine substantielle Risikohöherung für Person 1 von p_1 auf p_2 . Die Kontraktkurve würde in diesem Fall eine notwendige Lohnerhöhung von ω_1 auf ω_2 anzeigen; tatsächlich wäre aber eine viel weitergehende Lohnerhöhung – nämlich auf ω_3 – notwendig, um zu gewährleisten, dass der Arbeiter sein bisheriges Nutzenniveau beibehalten kann.³

In welchem Zusammenhang steht nun aber die Kontraktkurve mit dem Wert des statistischen Lebens? Weist man zu Demonstrationszwecken den Punkten (p_1, ω_1) und (p_2, ω_2) die Wertepaare (0,0005, 20.000) und (0,001, 21.500) zu – wobei die jeweils ersten Werte dem *jährlichen* Risiko eines tödlichen Arbeitsunfalls und die zweiten dem *jährlichen* Lohn entsprechen – und nimmt ferner an, die Kontraktkurve sei linear, so würde Arbeiter 1 nur dann ein zusätzliches Todesrisiko von $\frac{1}{10.000}$ akzeptieren, wenn man ihm dafür eine Lohnerhöhung um $(\frac{1}{10.000} \times \frac{21.500 - 20.000}{0,001 - 0,0005} =)$ 300 € zugestehen würde. Angenommen, die Indifferenzkurve *EU₁* reprä-

³ Das voranstehend skizzierte Marktmodell basiert in der Regel auf der Annahme geräumter Arbeitsmärkte und vollkommener Information der Akteure. Kompensatorische Lohndifferenziale werden jedoch bereits durch schwächere Annahmen impliziert. Denn solange Arbeitnehmer bessere Arbeitsbedingungen und höhere Löhne bevorzugen und Arbeitgeber die Bewerber einstellen, die für eine Stelle die höchste Qualifikation aufweisen, sollte die Beziehung zwischen Löhnen und Arbeitsrisiken (bzw. negativen Jobattributen im Allgemeinen) immer noch positiv sein – wenngleich dieser positive Zusammenhang in einer Welt mit Arbeitslosigkeit und unvollkommener Information natürlich schwächer ausfällt, als bei Gültigkeit der starken Annahmen des Marktmodells (Brown 1980: 132).

sentierte nicht nur einen, sondern 10.000 Arbeiter, dann würden diese in der Summe um 3 Mio. € höhere Löhne dafür verlangen, einen wahrscheinlichkeitstheoretisch fast sicheren zusätzlichen Todesfall innerhalb ihrer Gruppe zu akzeptieren (*willingness-to-accept*). Umgekehrt wären die Arbeiter zu einem aggregierten Lohnverzicht von 3 Mio. € bereit, wenn die Firma das individuelle Unfallrisiko um $\frac{1}{10.000}$ reduzieren und damit ein statistisches Leben retten würde (*willingness-to-pay*). Folglich beträgt die aus den Lohn-Risiko-Austauschbeziehungen resultierende implizite Bewertung eines menschlichen Lebens durch die Arbeiter 3 Mio. € – dieser Betrag entspricht jedoch exakt der Steigung der Kontraktkurve ($\frac{21.500-20.000}{0,001-0,0005} = 3.000.000$).

Die empirische Schätzung der Steigung der Kontraktkurve mittels realer Arbeitsmarktdaten wirft nun aber das Problem auf, dass der Lohn nicht nur vom Risiko eines Berufs, sondern auch von vielen anderen Faktoren wie z.B. dem Alter, der Ausbildung und der Erfahrung des Arbeiters abhängt. Deshalb bedient man sich zur Identifikation des Lohn-Risiko-Tradeoffs so genannter „hedonischer“ (d.h. qualitätsangepasster) Lohnregressionen. Die Grundidee dieses auf Griliches (1971) zurückgehenden Forschungsansatzes ist es, den Preis eines Gutes in Termini seiner Charakteristika, die für sich genommen keine Marktpreise besitzen, zu erklären. So ist es dann bei Verfügbarkeit entsprechender Daten mit Hilfe der Regressionsanalyse möglich, den partiellen Preis- bzw. Lohneffekt⁴ der interessierenden Variablen – hier des tödlichen Unfallrisikos – zu identifizieren. Die allgemeine Form einer hedonischen Lohnregression mit Berücksichtigung kompensatorischer Lohndifferenziale für einen zufällig ausgewählten Arbeiter i kann in Anlehnung an (Viscusi 1993) als

$$\omega_i = \alpha + \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \gamma_0 p_i + \gamma_1 q_i + u_i \quad (1)$$

geschrieben werden, wobei ω_i der Lohn des Arbeiters i ist, α eine Konstante darstellt, \mathbf{x}_i einen $1 \times K$ Vektor persönlicher Merkmale und Job-Charakteristika des Arbeiters beschreibt, p_i sein tödliches und q_i sein nichttödliches Arbeitsunfallrisiko repräsentieren, u_i einen Fehlerterm bezeichnet und die zu schätzenden Koeffizienten in griechischen Lettern gesetzt sind. Im Mittelpunkt des Interesses steht der Koeffizient γ_0 , da dieser die Steigung der Kontraktkurve und somit den WSL angibt. Gleichung 1 enthält neben dem tödlichen Unfallrisiko auch das Risiko eines nicht-tödlichen Arbeitsunfalls. Dies wird dadurch motiviert, dass aufgrund einer nahe liegenden (positiven) Korrelation von p_i und q_i eine Nicht-Berücksichtigung von q_i (nach oben) verzerrte Schätzwerte von γ_0 zur Folge haben könnte. Analog zu γ_0 lässt sich γ_1 als impliziter Wert einer vermiedenen statistischen Verletzung (WSV) interpretieren.

Aus der Existenz und dem Leistungsumfang der deutschen Sozialversicherung (insbesondere der Unfall-, aber auch der Renten- und Krankenversicherung) ergeben sich wichtige Implikationen für die Interpretation der Koeffizienten γ_0 und γ_1 in Gleichung 1. Letztere sind im Falle positiver *ex post* Kompensationsleistungen – bei gleichzeitiger Konstanz der Kompensationsquoten – nicht als allumfassende implizite Bewertung des Lebens bzw. der körperlichen Unversehrtheit interpretierbar, da Arbeitnehmer die im Falle eines Unfalls für sich oder ihre Angehörigen *ex post* verfügbar werdenden Versicherungsleistungen in ihr *ex ante* Kalkül einbeziehen und keine Lohnkompensation für versicherte Risiken von den Firmen einfordern. Demnach verkörpern γ_0 und γ_1 in Schätzungen mit deutschen Daten von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten den WSL bzw. WSV abzüglich der von der Sozialversicherung abgedeckten Einkommenseinbußen und materiellen Krankheitskosten. Oder anders ausgedrückt: Je umfassender die diversen Versicherungen Arbeitnehmer und deren Angehörige für materielle Kosten aus Arbeitsunfällen entschädigen, desto stärker beschränken sich die Schätzungen für WSL und WSV auf immaterielle Wertbestandteile, in welchen Zahlungsbereitschaften für vermiedene Schmerzen, Leiden und Einbußen an Lebensqualität zum Ausdruck kommen.

Empirische Untersuchungen zum Wert des statistischen Lebens auf der Grundlage von hedonischen Lohnmodellen werden seit ca. 30 Jahren durchgeführt.⁵ Wie sich der aktuellen Metaanalyse von Viscusi und Aldy (2003)⁶ entnehmen lässt, ist die Anzahl der Studien inzwischen weltweit auf über 50 angewachsen, wobei 30 Arbeiten dem amerikanischen Arbeitsmarkt zuzurechnen sind und sich die übrigen Untersuchungen auf Kanada (6), Großbritannien (5), Indien (3), Australien (2), Taiwan (2), Österreich (1), Hong Kong (1), Japan (1) und Süd-Korea (1) verteilen. Was die Höhe des WSL betrifft, so bewegt sich ca. die Hälfte der US-amerikanischen Schätzungen in einem Bereich von 5–12 Mio. \$⁷ mit einem Median von ca. 7 Mio. \$.⁸ Schätzungen, die unter 5 Mio. \$

⁴ Hedonische Lohnanalysen wurden erstmals von Mincer (1974) durchgeführt.

⁵ Einer der ersten und meistzitierten Beiträge auf diesem Gebiet ist Thaler und Rosen (1975).

⁶ Viscusi und Aldy (2003) baut auf dem früheren Übersichtsartikel von Viscusi (1993) auf. Weitere neuere Metastudien stammen von Bowland und Beghin (2001), Liu, Hammitt und Liu (1997), Miller (2000) und Mrozek und Taylor (2002).

⁷ \$-Angaben sind – sofern nicht anders gekennzeichnet – in Preisen des Jahres 2000 ausgedrückt.

⁸ In Viscusi (1993) lag der Bereich, in den die meisten Studien fielen, noch bei 3–7 Mio. \$ in Preisen von 1990 bzw. 3,8–9 Mio. \$ in Preisen von 2000. Dies spiegelt die Tendenz im Zeitverlauf – d.h. mit zunehmendem Wohlstand einer Volkswirtschaft – wachsender WSL wider.

liegen, führen Viscusi und Aldy auf die Verwendung von Unfalldaten einer bestimmten Quelle (*Society of Actuaries*) zurück, in der Arbeiter mit relativ riskanten Berufen überrepräsentiert seien. Letztere besäßen häufig eine geringere Risikoaversion als der durchschnittliche Arbeiter und gäben sich deshalb mit geringeren Kompensationen je Risikoeinheit zufrieden. Werte über 12 Mio. \$ entstammten vorwiegend Studien, welche den Lohn-Risiko-Tradeoff nicht direkt schätzten oder wenig robuste Schätzergebnisse für den WSL enthielten.

Während die meisten Schätzungen für Kanada in einen Bereich von 3–6 Mio. \$ fallen und sich damit im (unteren) Bereich der US-amerikanischen Resultate bewegen, sind bezüglich der Plausibilität mancher Ergebnisse für Großbritannien erhebliche Zweifel angebracht. So ermitteln Arabsheibani und Marin (2000) mit Daten, die für die gesamten britischen Arbeitskräfte repräsentativ sind (*General Household Survey*), einen WSL in Höhe von 18 Mio. \$ und für eine Unterstichprobe mit Arbeitskräften, die keine Handarbeit verrichten (*non-manual worker*), steigt der WSL gar auf 68 Mio. \$. Ähnlich hohe WSL (in der Spitze 69,4 bzw. 74,1 Mio. \$) sind auch in den Studien von Sandy und Elliott (1996) und Sandy, Elliott, Siebert und Wei (2001) zu finden, die auf einem anderen britischen Datensatz (*UK Social Change and Economic Life Initiative Survey [SCELI]*) basieren. Zur Überprüfung der Plausibilität von Schätzergebnissen ist es hilfreich, die ermittelten Risikoprämien in Beziehung zum Arbeitseinkommen zu setzen.⁹ Viscusi und Aldy berichten, dass diese relativen Risikoprämien in den Industriestaaten zumeist im Bereich von 1–2 % liegen, Großbritannien mit häufig auftauchenden Werten im Bereich von 10–20 % diesbezüglich aber eine kritisch zu bewertende Ausnahme darstellt.

WSL-Analysen wurden auch für die Schwellenländer Hong Kong, Süd-Korea und Taiwan durchgeführt, wo die Risiken eines tödlichen Arbeitsunfalls ca. 3- bis 5-mal höher und die Löhne ca. 2- bis 4-mal geringer sind als in den betrachteten Industrieländern. Die berichteten WSL liegen für Hong Kong bei 1,7 Mio. \$, für Süd-Korea bei 0,8 Mio. \$ und für Taiwan zwischen 0,2 und 0,9 Mio. \$. Durch die Unterschiede zwischen Industrie- und Schwellenländern, aber auch durch die Variationen innerhalb dieser Gruppen und die Zunahme im Zeitverlauf, zeigt sich eine offensichtliche Abhängigkeit des WSL vom Wohlstandsniveau eines Landes. Die Signifikanz eines solchen Einkommenseffektes konnte von Viscusi und Aldy auch im Rahmen ihrer metaanalytischen Regressionsanalyse nachgewiesen werden. Demnach bewegt sich die Einkommenselastizität des WSL in einem Bereich von 0,5–0,6. Die Autoren folgern da-

raus, dass es sich im Falle des Gutes Sicherheit (am Arbeitsplatz) um ein normales Gut handelt.

Aus deutscher Sicht sind die für unsere Nachbarländer erzielten Ergebnisse von besonderem Interesse. Für Österreich ermitteln Weiss, Maier und Gerking (1986) auf der Basis von Daten des Mikrozensus 1981 in Kombination mit wirtschaftszweigspezifischen Unfalldaten einen WSL in Höhe von 3,9 Mio. \$. Wird neben dem tödlichen Arbeitsunfallrisiko auch sein quadriertes Wert in der Schätzgleichung berücksichtigt, so erhöht sich der WSL auf 6,5 Mio. \$. In einer aktuellen Studie für die Schweiz führen Baranzini und Ferro Luzzi (2001) Berechnungen des WSL unter Verwendung von zwei Arbeitsmarktdatensätzen in Verbindung mit sektorspezifischen Daten über tödliche Arbeitsunfälle durch. Die Basisschätzungen mit der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung 1995 ergeben einen WSL von 6,08 Mio. \$ (in Preisen von 1999) und die mit der Schweizerischen Lohnstrukturerhebung 1994 resultieren in einem etwas höheren Wert von 8,31 Mio. \$. Baranzini und Ferro Luzzi (2001) verfeinern ihr Modell, indem sie getrennte Untersuchungen für die vier Risikoquartile bei zusätzlicher Berücksichtigung des quadrierten tödlichen Unfallrisikos als Regressor durchführen. Diese ausschließlich auf Grundlage der Lohnstrukturerhebung 1994 durchgeführten Regressionen ergeben einen WSL von 20,38 Mio. \$ für das erste Quartil (d.h. für die 25% der Arbeitnehmer mit dem geringsten Unfallrisiko), 19,63 Mio. \$ für das 2., 16,59 Mio. \$ für das 3. und 7,66 Mio. \$ für das 4. Quartil. Der über die Risikogruppen abnehmende WSL ist als Bestätigung für die Vermutung zu werten, wonach Arbeiter, die riskantere Beschäftigungen wählen, auch eine geringere Risikoaversion besitzen und deshalb eine geringere Lohnkompensation je Risikoeinheit verlangen. Es ist jedoch wichtig, diesen marginalen Lohn-Risiko-Effekt von der absoluten Risikoprämie zu unterscheiden. Berechnet man hierzu für die Quartile am jeweiligen Stichprobenmittel den Teil des jährlichen Lohnes, der auf das tödliche Arbeitsunfallrisiko zurückzuführen ist, so erhält man die folgenden Ergebnisse: 118 \$ bzw. 0,3% des Jahreslohnes für

⁹ Hierzu berechnet man für die Stichprobenmittel von Risiko und Einkommen den in der Notation an Gleichung 1 angelegten Quotienten $\gamma_0 \bar{p} / \bar{\omega}$, wobei γ_0 den geschätzten marginalen Risikoeffekt (Lohn-Risiko-Tradeoff) repräsentiert, \bar{p} das mittlere jährliche tödliche Arbeitsunfallrisiko darstellt und $\bar{\omega}$ das mittlere jährliche Arbeitseinkommen wiedergibt. Handelt es sich bei der hedonischen Lohnregression um eine semi-logarithmische (log-level) Spezifikation, so vereinfacht sich der Ausdruck zu $\gamma_0 \bar{p}$, da in diesem Fall der geschätzte marginale Risikoeffekt nicht γ_0 , sondern $\gamma_0 \omega_i$ ist. Bei einer Berechnung des gesuchten Quotienten am Stichprobenmittel würde $\bar{\omega}$ sowohl im Zähler als auch im Nenner auftauchen und könnte herausgekürzt werden.

das 1. Quartil, 344 \$ bzw. 0,9% für Q2, 1.077 \$ bzw. 2,8% für Q3 und 1.564 \$ bzw. 4,0% für Q4. Obwohl die Arbeiter in den riskantesten Berufen die geringsten Lohnkompensationen je Risikoeinheit einfordern, erhalten sie doch – aufgrund ihres relativ hohen mittleren Risikos – die höchsten absoluten Lohnkompensationen und die höchsten Kompensationen bezogen auf ihren gesamten Lohn.

Soweit dem Autor bekannt ist, gibt es für Deutschland keine Arbeiten, deren explizites Ziel die Ermittlung des Wertes eines statistischen Lebens ist. Es existieren mit Lorenz und Wagner (1988, 1989), Wagner und Lorenz (1989) und Bellmann (1994) allerdings drei Studien, die sich der Frage zuwenden, ob auch für den deutschen Arbeitsmarkt kompensatorische Lohndifferenziale nachgewiesen werden können. Bellmann (1994) untersucht kompensatorische Lohndifferenziale auf der Grundlage der IAB-Beschäftigtenstichprobe und von Angaben zu Arbeits-, Wegeunfällen und Berufskrankheiten aus einer sekundärstatistischen Quelle. Aus dem statistisch signifikanten Schätzkoeffizienten des tödlichen Arbeitsunfallrisikos lässt sich ein WSL von ca. 3,5 € (in Preisen von 2001) ableiten. Dieses Resultat liegt deutlich unter dem Median der US-Schätzungen, bewegt sich aber in der gleichen Größenordnung wie die Schätzung von Weiss et al. (1986) für Österreich. In Bellmans empirische Spezifikationen fließen mit den Risiken tödlicher und nichttödlicher Arbeits-, Wegeunfällen und Berufskrankheiten insgesamt sechs Risikovariablen ein. Eine gleichzeitige Einbeziehung von tödlichen und nichttödlichen Arbeitsrisiken in das Schätzmodell kann jedoch dazu führen, dass die zugehörigen Koeffizienten – und damit insbesondere die für den WSL relevanten Koeffizienten der tödlichen Risiken – nicht hinreichend präzise bestimmt werden können.¹⁰ Ein Hinweis darauf, dass diese Problematik in Bellmann (1994) eine Rolle spielt, besteht im unerwarteten negativ signifikanten Schätzkoeffizienten des nichttödlichen Arbeitsunfallrisikos. Geht man von einer (starken) positiven Korrelation zwischen nichttödlichem und tödlichem Arbeitsunfallrisiko aus, so geht ein negativer Koeffizient des nichttödlichen Risikos i.d.R. damit einher, dass der Koeffizient des tödlichen Risikos höher ausfällt als in einem Modell ohne nichttödliches Unfallrisiko. Da Bellmann jedoch keine alternativen Modellspezifikationen (hinsichtlich der Anzahl der gleichzeitig berücksichtigten Risikovariablen) anbietet, kann über das Ausmaß möglicher Beeinflussungen des resultierenden WSL keine Aussage getroffen werden. Ferner beschränkt sich Bellmanns Analyse auf die Gruppe der männlichen Arbeiter im Jahre 1979 – dem einzigen Jahr, für das ihm Informationen zu Arbeitsrisiken zur Verfügung standen. Die Beschränkung auf ein Jahr ist in zweierlei Hinsicht von

Nachteil. Zum einen ist es nicht möglich, die in derartigen Studien häufig zu beobachtende Bildung von Mehrjahresdurchschnitten des tödlichen Arbeitsunfallrisikos – i.d.R. werden 5-Jahresdurchschnitte gewählt – zur Nivellierung von Ausreißern durchzuführen. Zum anderen muss sich die Analyse auf Querschnittsregressionen für das Beobachtungsjahr beschränken.

Während Bellmann (1994) kompensatorische Lohndifferenziale für tödliche Arbeitsunfallrisiken nachweisen konnte und damit die Berechnung des WSL erlaubt, trifft dies auf drei andere deutschen Studien nicht zu. Lorenz und Wagner (1988) finden in ihrer empirischen Analyse auf Grundlage der ersten Welle des *Sozio-ökonomischen Panels* [SOEP] – der drei zwischen 1980 und 1984 durchgeführten *Allgemeinen Bevölkerungsumfragen der Sozialwissenschaften* [ALLBUS] sowie einer aus dem Jahr 1981 stammenden Erhebung aus Bremen – für vollzeitbeschäftigte Männer ausschließlich insignifikante oder negativ signifikante Koeffizienten für die Risikovariablen. Lorenz und Wagner schätzen insgesamt 20 Lohngleichungen, indem sie für jeden der fünf Datensätze jeweils eine Regression für das Risiko eines tödlichen Berufsunfalls, eines nichttödlichen Berufsunfalls, einer tödlichen Berufskrankheit und einer nichttödlichen Berufskrankheit durchführen. In vier Fällen werden unerwartete negativ signifikante Koeffizienten für nichttödliche Arbeitsunfälle gefunden. Alle anderen Koeffizienten sind insignifikant. Mit den gleichen Datensätzen führen Lorenz und Wagner (1989) neben Schätzungen für Männer auch Analysen auf der Grundlage reiner „Frauenstichproben“ durch. Jedoch können auch für Frauen keine kompensatorischen Lohndifferenziale nachgewiesen werden. In einer weiteren Studie der gleichen Autoren (Wagner und Lorenz 1989) auf Grundlage der ersten beiden Wellen des SOEP und unter Verwendung verschiedener Schätzmodelle (2 Querschnittsregressionen, eine gepoolte, eine *Fixed-Effects*- und eine *Random-Effects*-Regression) stellen sich erneut keine signifikanten Einkommenseffekte des tödlichen oder nichttödlichen Unfallrisikos am Arbeitsplatz ein. Von den fünf ausgewiesenen Koeffizienten des tödlichen Unfallrisikos sind vier negativ signifikant und einer insignifikant. Die Ergebnisse der Schätzungen mit den nichttödlichen Unfallrisiken

¹⁰ Manche Fragestellungen – Wooldridge (2003: 99) führt das Beispiel der simultanen Bestimmung der partiellen Effekte verschiedener voraussichtlich hoch korrelierter Ausgabenkategorien für Schulen wie Lehrergehälter, Lehrmaterialien, Sportstätten etc. auf die Leistung von Schülern an – können einfach zu subtil sein, um mit den verfügbaren Daten präzise beantwortet werden zu können.

werden in dem Aufsatz nicht ausgewiesen, bringen nach Aussage der Autoren aber auch negative Koeffizienten hervor.

Im Gegensatz zu Lorenz und Wagner können in einer neueren Studie auf der Grundlage des SOEP kompensatorische Lohndifferenziale nachgewiesen werden. Grund (2001) führt Querschnittsanalysen für vollzeitbeschäftigte Männer für das Jahr 1995 durch. Im Gegensatz zu den bisher besprochenen Studien macht Grund von individuellen Risikovariablen Gebrauch, die er aus der 1995 im SOEP erhobenen Selbsteinschätzung über die Höhe des Arbeitsunfallrisikos ableitet. Er stellt einen signifikant positiven Lohneffekt des Risikos in der Gesamtstichprobe (aller vollzeitbeschäftigten Männer) sowie in den Untertichproben für Arbeiter und das alte Bundesgebiet fest. Ein Rückschluss dieser Ergebnisse auf den WSL ist allerdings nicht möglich, da sich die Risikovariablen weder auf das tödliche Arbeitsunfallrisiko bezieht, noch die erforderliche (metrische) Skalierung besitzt.¹¹ In einer vor kurzem erschienenen Arbeit untersucht Villanueva (2004) mit SOEP-Daten der Jahre 1984–2001 für vollzeitbeschäftigte westdeutsche Männer, die freiwillig ihren Job gewechselt haben, den Lohneffekt von Veränderungen unvorteilhafter Arbeitsbedingungen. Innovativ in Hinblick auf die Berücksichtigung individueller Heterogenität ist die Tatsache, dass die relevanten Variablen nicht als Niveaus, sondern als Veränderungsraten bzw. -indikatoren in die Schätzungen einfließen. Villanueva (2004: 27) fasst seine Ergebnisse mit dem Fazit zusammen, dass „[e]ven in a labor market like the German, commonly viewed as very rigid, we find evidence of compensating wage differentials“. Diese Aussage bezieht sich zwar auf Indikatoren für die Veränderung (physischer) Arbeitsstrapazen, des Erfordernisses von Überstunden oder außerordentlicher Kenntnisse, nicht jedoch auf Maße der Veränderung von Arbeitssicherheit.

Demnach lassen die bisher für die Bundesrepublik Deutschland durchgeführten Studien zu kompensatorischen Lohndifferenzialen nur in einem einzigen Falle Rückschlüsse auf den Wert eines statistischen Lebens zu. Akzeptiert man jedoch die Relevanz einer pekuniären Bewertung des menschlichen Lebens (z.B. als Bestandteil von Schadens- und Kosten-Nutzen-Analysen), so bedarf es einer eingehenden empirischen Analyse, die sowohl mehrere Gruppen des Arbeitsmarktes als auch die Daten mehrerer Jahre in Betracht zieht, wobei insbesondere eine Verwendung von Paneldaten zur Kontrolle individueller unbeobachteter Heterogenität anzustreben ist. Die nachfolgende WSL-Analyse versucht einen Beitrag zur Schließung der bestehenden Forschungslücken zu leisten.

3 Daten

Die Ermittlung des impliziten Wertes eines statistischen Lebens für die Bundesrepublik Deutschland soll auf der Grundlage hedonischer Lohnregressionen erfolgen. Hierzu werden neben individuellen Arbeitsmarktdaten auch Daten über Unfallrisiken am Arbeitsplatz benötigt. Letztere sind in der Regel nicht in den verfügbaren Individualdatensätzen enthalten und müssen deshalb aus anderen Quellen bezogen und den Arbeitsmarktdaten zugespielt werden. Im Folgenden werden die verwendeten Datensätze vorgestellt und ihre Zusammenführung zu einem Schätzdatensatz beschrieben.

3.1 Arbeitsmarktdaten

Ein Arbeitsmarktdatensatz, auf dessen Grundlage der WSL bzw. kompensatorische Lohndifferenziale untersucht werden sollen, muss neben verlässlichen und zugleich präzisen Lohnangaben über möglichst viele Variablen verfügen, welche potenziell – d.h. aufgrund arbeitsmarkttheoretischer Überlegungen – einen Einfluss auf die Höhe des Lohnes ausüben. Diese erklärenden Variablen umfassen einerseits arbeitnehmerspezifische Faktoren wie z.B. Schulbildung, Berufsausbildung, berufliche Stellung, Betriebszugehörigkeit, Arbeitserfahrung sowie sonstige persönliche Merkmale mit vermutetem Lohneinfluss (z.B. Alter, Geschlecht, Familienstand) und andererseits betriebsspezifische Faktoren wie z.B. sektorale Zugehörigkeit, Beschäftigtenzahl, tarifvertragliche Bindungen und räumliche Ansiedlung. Daneben gibt es eine Reihe potenzieller Lohneinflüsse wie Intelligenz, Motivation und Gesundheitszustand, für die in der Regel keine Indikatoren in den verfügbaren Datensätzen enthalten sind. Um den Einfluss dieser unbeobachteten Variablen berücksichtigen zu können, sind Paneldaten hilfreich. Zeitinvariante Komponenten der individuellen Heterogenität können dann mittels ökonomischer Verfahren kontrolliert werden. Ferner kann der WSL nur dann bestimmt werden, wenn eine der erklärenden Variablen das tödliche Arbeitsplatzrisiko des Individuums repräsentiert. Da solche Variablen in der Regel ebenfalls nicht in den verfügbaren Arbeitsmarktdatensätzen enthalten sind, müssen letztere zumindest geeignete „Schnittstellen“ aufweisen, über die entsprechende Informationen aus anderen Quellen zugespielt werden kön-

¹¹ Die Probanden werden gefragt, ob sie einem erhöhten Arbeitsunfallrisiko ausgesetzt sind. Diese Frage sieht die (ordinalen) Antwortkategorien „trifft voll zu“, „trifft teilweise zu“ und „trifft nicht zu“ vor.

nen. Ist z.B. sowohl im Arbeitsmarkt- als auch im Risikodatenatz das Merkmal Beruf (oder Wirtschaftszweig) enthalten und besitzt dieses Merkmal in beiden Datensätzen die gleichen oder eindeutig ineinander überführbare Ausprägungen, dann kann diese Schnittstelle zur Zusammenführung der Datensätze genutzt werden.

Die einzigen deutschen Datensätze, welche die geforderten Kriterien erfüllen, sind das *Sozioökonomische Panel* [SOEP] des *Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung* und die *Beschäftigtenstichprobe* des *Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* [IABS].¹² Trotz einiger im Anschluss zu besprechender Nachteile besitzt die IABS im Vergleich zum SOEP zwei wichtige Vorzüge, die dazu geführt haben, dass sie zur Grundlage der nachfolgenden empirischen Analysen gemacht wurde. So kann zum einen davon ausgegangen werden, dass die Lohnangaben der IABS eine höhere Verlässlichkeit besitzen, da sie nicht wie im SOEP auf persönlichen Auskünften der Probanden beruhen, sondern prozessproduziert sind, d.h. auf Arbeitgeberangaben im Rahmen des gesetzlich geregelten Meldeverfahrens zur Sozialversicherung beruhen. Zweitens stellt die IABS eine erheblich größere und zudem für den Zweck dieser Untersuchung zielgerichtete Stichprobe dar. Während die IABS in den Jahresquerschnitten des Zeitraums 1975–1995 jeweils ca. 200.000 Personen allein für Westdeutschland enthält, die alle entweder im jeweiligen Jahr oder zu einem früheren Zeitpunkt einer Erwerbstätigkeit nachgegangen sind, stehen im SOEP im Zeitraum 1984–2001 auf jährlicher Basis insgesamt (d.h. ab 1990 inkl. Ostdeutschland) nur zwischen 12.000 und 22.000 Personen zur Verfügung, die zudem aufgrund der Orientierung des SOEP am Haushalt als Erhebungseinheit bei weitem nicht alle eine Erwerbsgeschichte – und somit die Eignung für Lohnanalysen – besitzen (ca. ein Drittel der Probanden sind Kinder).

Die IABS besitzt zwar nicht die für Befragungsdaten typischen Nachteile der Panelmortalität und der Erinnerungsfehler von Probanden. Aber auch die Angaben der IABS sind mitunter mit Mängeln behaftet. Meldefehler treten am ehesten bei solchen Merkmalen auf, die keine direkte versicherungsrechtliche Relevanz besitzen und die, da sie nur zu statistischen Zwecken mitgemeldet werden, vom in den Betrieben für die Meldungen zuständigen Personal nicht immer mit der gebotenen Sorgfalt behandelt werden (z.B. die Merkmale Familienstand und Kinderzahl). So lassen sich in der IABS neben Fehlern in den Variablen Familienstand und Kinderzahl auch viele Beispiele für Inkonsistenzen in den Merkmalen Nationalität, Ausbildung und Beruf nachweisen. Im Falle des Merkmals Beruf kommt erschwerend hinzu, dass

selbst bei akkurater Meldung unterjährige Berufswechsel innerhalb eines Betriebes erst zum Jahresende in den Daten erkennbar werden und berufsspezifische Dauern somit bis zu einem Jahr über- oder unterschätzt werden können (Bender und Haas 2002: 9). Weitere Nachteile der IABS bestehen neben ihrer Beschränkung auf sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in der Zensierung der Entgeltangaben an der Beitragsbemessungsgrenze zur Rentenversicherung. Schließlich ist die IABS kein einfach zu handhabender Datensatz, der ohne weitere Aufbereitungsschritte für statistische Analysen nutzbar ist. Dies ist eine Folge der komplexen Datenstruktur. Interessiert man sich beispielsweise für die Gesamtdauer von Beschäftigungsverhältnissen innerhalb eines bestimmten Betriebs und/oder Berufs oder für die Gesamtdauer aller Beschäftigungszeiten eines Individuums, so müssen diese Größen aus einzelnen Erwerbsepisoden unter Berücksichtigung etwaiger Unterbrechungen und Inkonsistenzen des Datenmaterials zusammengesetzt werden. Hierfür sind keine vorgefertigten allgemein anerkannten Prozeduren verfügbar, sondern es müssen seitens des Forschers problemstellungsspezifische Algorithmen entwickelt werden, wie sie beispielsweise für die in der empirischen Analyse benötigten Variablen Betriebszugehörigkeit (*tenure*) und Arbeitserfahrung (*experience*) eingesetzt wurden. Diese Variablen wurden durch Aggregation der (ebenfalls erst zu generierenden) Dauerangaben der Erwerbsepisoden unter Berücksichtigung des Beschäftigungsstatus und der Betriebsnummer ermittelt.

Zusammenfassend kann die in dieser Arbeit angewendete Aufbereitungsroutine der IABS wie folgt beschrieben werden.

¹² Die IABS ist eine 1%-Stichprobe der Beschäftigtenstatistik. Nach Angaben von Bender & Haas (2002: 8f) erfasste die Beschäftigtenstatistik im Jahr 1995 ca. 79% aller Erwerbstätigen im ehemaligen Bundesgebiet und ca. 86% aller Erwerbstätigen in den neuen Ländern. Allerdings weist der Deckungsgrad der Beschäftigtenstatistik hinsichtlich einzelner Berufe und Wirtschaftszweige erhebliche Unterschiede auf, da ein enger Zusammenhang zwischen diesen Merkmalen und der für eine Erfassung relevanten Sozialversicherungspflicht besteht. Nicht oder nur teilweise sozialversicherungspflichtig – und deshalb nicht in der Beschäftigtenstatistik enthalten – sind Selbständige, Beamte, Richter, Berufssoldaten, Wehr- und Zivildienstleistende, geringfügig Beschäftigte, ordentlich Studierende und mithelfende Familienangehörige. Handelt es sich jedoch um sozialversicherungspflichtige Arbeitnehmer, so können der Beschäftigtenstatistik (und damit auch der IABS) die folgenden Informationen zu Person und Beschäftigungsverhältnis entnommen werden: Geschlecht, Geburtsjahr, Familienstand, Staatsangehörigkeit, Beginn und Ende einer Beschäftigung (genaues Datum), Schulbildung und Berufsausbildung, Beruf der ausgeübten Tätigkeit, Stellung im Beruf (einschl. Angaben zu Voll- und Teilzeitbeschäftigung), sozialversicherungspflichtiges Bruttoentgelt, Betriebsnummer des Beschäftigungsbetriebes, Wirtschaftszweig des Beschäftigungsbetriebes und regionale Gliederung nach dem Arbeitsortprinzip anhand der Betriebsnummer.

1. Anpassungen des Enddatums einer Episode (Beispiel: In den Originaldaten wird als Enddatum einer Episode häufig der 01.01. des Folgejahres anstelle des 31.12. des Anfangsjahres angegeben. Solche Angaben wurden auf den 31.12. des Anfangsjahres korrigiert.)
2. Generierung einer fortlaufenden Altersvariablen aus dem Geburtsjahr – auch für anonymisierte Geburtsjahrgänge (Personen, die bei Erstmeldung unter 16 oder bei letzter Meldung über 66 Jahre waren)
3. Reduzierung des Datensatzes durch Löschen von Personen mit Mehrfachbeschäftigungsverhältnissen, fehlender Erwerbsgeschichte im Untersuchungszeitraum (1985-1995), einer einzigen Episode, sofern diese nicht auf den 31.12. fällt oder einer Episode aus Ostdeutschland
4. Generierung der Variablen Betriebszugehörigkeit und Berufserfahrung
5. Veränderung des Enddatums von solchen Episoden auf den 31.12, die im Dezember, aber nicht am 31.12. enden und auf die keine Meldung mit Beginn im gleichen Jahr folgt.
6. Löschen aller Arbeitslosigkeits-, Ausbildungs-, Teilzeit- und Heimarbeiterepisoden
7. Löschen aller Episoden mit fehlenden Entgeltangaben
8. Löschen aller Episoden, die vor 1985 enden
9. Löschen aller Episoden, die (auch nach Anpassung des Enddatums gemäß der Schritte 1 und 5) nicht am 31.12. enden

Der sich durch diese Prozedur ergebende Datensatz besitzt für jedes Individuum nur noch eine Angabe pro Jahr. Demnach kann eine Person aufgrund der Einschränkung des Beobachtungszeitraums auf 1985–1995 nur noch mit max. 11 Meldungen im Datensatz vertreten sein.

3.2 Unfalldaten

Da die IABS keine Angaben darüber enthält, wie hoch das Risiko eines Arbeitnehmers ist, im Zuge der Ausübung seiner beruflichen Tätigkeit Schäden an Leib und Leben zu erleiden, müssen diese Angaben aus anderen Quellen bezogen werden. Dabei kann man sich erneut die gesetzlichen Regelungen zur Sozialversicherung zu Nutze machen. Während die

IABS ein Resultat des Meldeverfahrens zu Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung ist, können repräsentative Daten zu Arbeits-, Wegeunfällen und Berufskrankheiten aus dem Meldeverfahren zum fünften Zweig der Sozialversicherung – der gesetzlichen Unfallversicherung (UV) – gewonnen werden. So müssen alle Arbeits- und Wegeunfälle¹³, die zu einer Arbeitsunfähigkeit des Betroffenen von mehr als drei Tagen führen, von den Betrieben an die Träger der UV gemeldet werden. Letztere setzen sich zusammen aus den 35 gewerblichen Berufsgenossenschaften mit insgesamt 42,75 Mio. Versicherten – davon 31,36 Mio. abhängig Beschäftigte, 1,43 Mio. Unternehmer und 9,96 Mio. sonstige Versicherte (z.B. ehrenamtlich Tätige, Schüler und Studierende) (HVBG 2003) –, den 36 Unfallkassen bzw. Unfallversicherungsverbänden der öffentlichen Hand mit 10,64 Mio. Versicherten – davon 3,90 Mio. Arbeitern und Angestellten des öffentlichen Dienstes und 6,74 Mio. sonstige Versicherte (z.B. ehrenamtlich für den öffentlichen Sektor Tätige, Arbeitslose und Strafgefangene) (BUK 2003) – sowie den 9 landwirtschaftlichen Berufsgenossenschaften und der Gartenbau-Berufsgenossenschaft mit insgesamt ca. 1,67 Mio. Beitragspflichtigen (BLB 2004). Die Berufsgenossenschaften und Unfallkassen leiten ihr primärstatistisches Material an ihre jeweiligen Dachverbände – den Hauptverband der gewerblichen Berufsgenossenschaften [HVBG], den Bundesverband der Unfallkassen [BUK] und den Bundesverband der landwirtschaftlichen Berufsgenossenschaften [BLB] – weiter, wo es gesammelt, aggregiert und ausgewertet wird.¹⁴

HVBG, BUK und BLB sind auch die relevanten Ansprechpartner für die Akquisition unfallstatistischer Datenmaterials für Forschungszwecke. So konnten für diese Arbeit sowohl vom HVBG als auch vom BUK jährliche nach Berufskennziffer (3-Stellerebene der KldB75) aufgeschlüsselte Daten über tödliche und nichttödliche Arbeitsunfälle für Westdeutschland ab 1985 bezogen werden. Zwar wurden auch vom BLB Daten bereitgestellt, jedoch konnten diese aus verschiedenen Gründen nicht in die empirische Analyse einbezogen werden. Zum einen enthalten diese Daten erst ab 1993 eine berufsspezifische Aufschlüsselung, die zudem nicht nach KldB75, sondern nach einer internen Systematik des BLB erfolgt; zum anderen lassen die Daten keine Unterscheidung nach

¹³ Als Wegeunfall wird jeder Unfall bezeichnet, den eine versicherte Person auf dem Weg zum oder vom Ort der versicherten Tätigkeit erleidet.

¹⁴ Eine kritische Auseinandersetzung mit der deutschen gesetzlichen Unfallversicherung, insbesondere unter Berücksichtigung ihrer (fehlenden) Anreizwirkung zur Risikominimierung durch Arbeitgeber, findet sich in Schauenberg (1999).

West- und Ostdeutschland und nach Arbeits- und We-
geunfällen zu.¹⁵

Ebenso wie die anderen Sozialversicherungszweige deckt auch die UV nicht die Gesamtheit der Erwerbstätigen ab. Nicht zum versicherten Personenkreis gehören erneut Beamte, Richter und Soldaten, deren Arbeitsunfallrisiko direkt über den jeweiligen Dienstherrn abgesichert ist. Ebenso von der Versicherungspflicht ausgenommen sind Selbständige; die Ausnahme sind Unternehmer im Bereich der Landwirtschaft, die wegen des hohen Unfallrisikos in diesem Wirtschaftszweig pflichtversichert sind. Im Übrigen kann sich jeder nicht-versicherungspflichtige Selbständige freiwillig in der UV versichern. Dem aktuellen Geschäftsbericht des HVBG (2003) ist zu entnehmen, dass in seinem Bereich zum 31.12.2002 1,43 Mio. Unternehmer versichert waren, was einem Anteil von ca. 40% an allen Selbständigen in der Bundesrepublik entspricht. Aufgrund dieser Teilerfassung der Selbständigen im gewerblichen Bereich und der vollständigen Erfassung der Unternehmer im Bereich der Landwirtschaft deckt die UV einen größeren Teil der Erwerbstätigen ab als die anderen Zweige der Sozialversicherung.

Die Summe aus HVBG- und BUK-Daten liefert für die meisten der 334 Berufsordnungen nach KldB75 ein umfassendes Bild des Arbeitsunfallgeschehens. Aufgrund der absoluten Unfallzahlen von HVBG und BUK kann jedoch noch keine Aussage darüber getroffen werden, wie risikobehaftet ein Beruf tatsächlich ist. Hierzu werden Risikomaße benötigt, welche die absoluten Unfallhäufigkeiten in Beziehung zur Anzahl der Erwerbstätigen der jeweiligen Berufsordnung setzen.

3.3 Berechnung relativer Unfallhäufigkeiten und Erzeugung des Schätzdatensatzes

Zur Erzeugung des Schätzdatensatzes, auf dessen Grundlage anschließend der WSL bestimmt werden soll, wird die aufbereitete IABS (s. Abschnitt 3.1), die nun in Form eines unbalancierten jährlichen Beschäftigungspanels für den Zeitraum 1985–1995 mit Stichtagsangaben zum 31.12. des jeweiligen Jahres vorliegt, mit berufsspezifischen relativen Arbeitsunfallhäufigkeiten kombiniert. Letztere werden als Quotient der absoluten berufsspezifischen Arbeitsunfallhäufigkeiten der Berufsgenossenschaften und der aus den Mikrozensus¹⁶ der Jahre 1985–1995 hochgerechneten Beschäftigtenzahlen je Beruf ermittelt.

Es mag eingewendet werden, dass ein „Umweg“ über den Mikrozensus unnötig ist, da die zur Berechnung

der relativen Unfallhäufigkeiten notwendigen Beschäftigtenzahlen je Beruf auch direkt auf der Grundlage aggregierter Individualdaten der IABS ermittelt werden können. Hierzu ist anzumerken, dass Beschäftigtenzahlen der IABS nur für die sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer der jeweiligen Berufsordnung repräsentativ sind. Dies wäre dann unproblematisch, wenn sich die Unfalldaten auf ebendiese Grundgesamtheit bezögen. Da die gewerblichen Berufsgenossenschaften jedoch auch das Unfallgeschehen der auf freiwilliger Basis in der UV versicherten Selbständigen erfassen, ist eine Übereinstimmung der Grundgesamtheiten nicht gegeben. Hier mag wiederum entgegnet werden, dass die Abweichung der Grundgesamtheiten vernachlässigbar gering ist, da Selbständige nur ca. 10% der Erwerbstätigen (ohne Beamte, Richter und Soldaten) ausmachen und zudem weniger als die Hälfte dieser Gruppe von der Option einer freiwilligen Mitgliedschaft in der gesetzlichen Unfallversicherung Gebrauch macht (s. Abschnitt 3.2). Zudem könnte zugunsten der IABS angeführt werden, dass auch mittels des Mikrozensus keine exakte Abbildung der benötigten Nennergröße (Anzahl der in der UV versicherten Erwerbstätigen je Beruf) möglich ist, da letzterer zwar eine (berufsspezifische) Erfassung von Selbständigen gewährleistet, nicht aber ihre Differenzierung nach Mitgliedschaft in der gesetzlichen Unfallversicherung zulässt.

Die Entscheidung über die Verwendung der IABS oder des Mikrozensus zur Bestimmung der Nennergröße des Risikomaßes kommt demnach einer Abwägung zwischen zwei hypothetischen (Extrem-)Zuständen gleich. Würden den freiwillig in der UV versicherten Selbständigen keinerlei Arbeitsunfälle zustoßen, dann würde die Verwendung der berufsspezifischen Häufigkeiten der IABS zu korrekten Risikomaßen führen. Würden dagegen alle Arbeitsunfälle von Selbständigen auf jene Unternehmer entfallen, die freiwillige Mitglieder in der UV sind, dann müss-

¹⁵ Der auskunftgebende BLB-Mitarbeiter räumte jedoch ein, dass prinzipiell auch länger zurückreichende Unfalldaten vorlägen, die – mit Ausnahme der Berufsklassifizierung – inhaltlich den Anforderungen der vorliegenden Studie genügt hätten. Zur Bereitstellung dieser Informationen hätte es jedoch einer Sonderauswertung auf Großrechnerbasis bedurft, die seitens des BLB aus Zeitgründen nicht geleistet werden konnten.

¹⁶ „Der Mikrozensus ist die amtliche Repräsentativstatistik über die Bevölkerung und den Arbeitsmarkt, an der jährlich 1% aller Haushalte in Deutschland beteiligt sind (laufende Haushaltsstichprobe). Insgesamt nehmen rund 370 000 Haushalte mit 820 000 Personen am Mikrozensus teil[. . .] Der Mikrozensus dient der Bereitstellung statistischer Informationen über die wirtschaftliche und soziale Lage der Bevölkerung sowie über die Erwerbstätigkeit, den Arbeitsmarkt und die Ausbildung“ (Statistisches Bundesamt 2004).

ten die Erwerbstätigenzahlen (abhängig Beschäftigte + Selbständige) des Mikrozensus zur Anwendung kommen. Da die Frage, welches dieser beiden Szenarien der Wirklichkeit näher kommt, anhand des verfügbaren Datenmaterials des HVBG nicht zu klären ist und auch aus Expertengesprächen keine weiteren Erkenntnisse gewonnen werden konnten, muss die Entscheidung auf der Grundlage von Plausibilitätsüberlegungen erfolgen. Es erscheint nach Meinung des Autors vernünftig anzunehmen, dass eine freiwillige Mitgliedschaft in der UV aufgrund ihres offensichtlich günstigen Kosten-Leistungs-Verhältnisses¹⁷ vor allem für Unternehmer von kleineren Handwerks- und Baubetrieben, die in das operative Geschäft einbezogen und dadurch überdurchschnittlichen Risiken ausgesetzt sind, attraktiv ist. Andererseits wird unterstellt, dass Selbständige, die innerhalb ihres Unternehmens vorwiegend organisatorische und Managementaufgaben versehen, aufgrund ihrer relativ niedrigen Unfallrisiken und möglicherweise auch günstigeren wirtschaftlichen Situation weniger Interesse an einer Mitgliedschaft in der UV haben. Eine ähnliche Argumentation könnte für die unterdurchschnittlichen Arbeitsunfallrisiken ausgesetzten Freiberufler (niedergelassene Ärzte, Rechtsanwälte, Steuerberater etc.) angeführt werden. Falls die voranstehenden Annahmen plausibel sind, würde eine Verwendung aggregierter IABS-Daten aufgrund der alleinigen Berücksichtigung der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten zu einer systematischen Überschätzung der relativen Unfallhäufigkeiten insbesondere in solchen Berufsordnungen führen, in denen ein signifikanter Anteil der Arbeitsunfälle zu Lasten von Selbständigen geht. Im Folgenden kommen deshalb die Erwerbstätigenzahlen aus den Mikrozensus zur Anwendung, da diese eine Einbeziehung Selbständiger erlauben.

Das verbindende Element der benötigten Datensätze (IABS, Mikrozensus, Unfalldaten) ist die Berufsvariable, die jeweils gemäß der Klassifizierung der Berufe des Statistischen Bundesamtes in der Version von 1975 (KldB75) vorliegt.¹⁸ Die Zahl von potenziell 334 Berufsordnungen reduziert sich jedoch aus verschiedenen Gründen. Zum einen wurden in der IABS im Zuge der Querschnittsanonymisierung schwach besetzte Berufsordnungen mit anderen zusammengesetzt, so dass in diesem Datensatz nur noch 274 Ausprägungen des Merkmals Beruf unterschieden werden können. Diese Aggregation muss vor dem Zusammenspielen der Datensätze auch für die Unfalldaten und Mikrozensus übernommen werden. Die Aggregation der Berufe in der IABS ist auch der Grund, weshalb die nachfolgenden Analysen auf das alte Bundesgebiet beschränkt bleiben. Eine Einbeziehung von Personen aus Ostdeutschland würde zur Folge haben, dass sich die Anzahl der verfügbaren Ausprä-

gungen der Berufsvariablen auf 191 verringert. Dieser weitere Informationsverlust sollte in Anbetracht der ohnehin groben Approximation individueller Berufsrisiken durch berufsspezifische Durchschnittswerte vermieden werden.

Zum anderen ist es nahe liegend, teils sogar unvermeidbar, 29 der nach der Aggregation verbleibenden 274 Berufsordnungen von den empirischen Analysen auszuschließen. Im Einzelnen handelt es sich dabei um Berufsordnungen im Bereich der Landwirtschaft, des Gartenbaus und der Forstwirtschaft (KldB75-Codes 011-062), da deren Unfallgeschehen zum überwiegenden oder zu einem erheblichen Teil vom BLB registriert wird, von diesem aber keine hinreichend informativen Daten bezogen werden konnten, um Beamtenberufe (Beamtenanteil der Berufsordnung im Mittel des Untersuchungszeitraums > 75%), Richter und Soldaten, da die Angehörigen der betreffenden Berufsordnungen nicht oder nur zu einem geringen Anteil der Sozialversicherungspflicht unterliegen, um Berufsfeuerwehrleute (802), da das Unfallgeschehen der Angehörigen dieser Berufsordnungen bis einschließlich 1994 offensichtlich einer systematischen Untererfassung seitens der öffentlichen Unfallkassen unterlag, um die in der KldB-Systematik nicht hinreichend genau spezifizierten Berufsordnungen „Hilfsarbeiter ohne nähere Tätigkeitsangabe“ (531) und „Sonstige Arbeitskräfte“ (971–991), da diese „Sammelgruppen“ zu heterogen sind, um von einer annähernd vergleichbaren Risikoexposition ihrer Mitglieder ausgehen zu können.

Ebenfalls zu berücksichtigen ist, dass die KldB75 im Falle des Mikrozensus nur bis einschließlich 1991 zur Anwendung kommt. In den darauf folgenden Jahren werden die Berufsangaben der Mikrozensus gemäß der an den Wandel der Arbeitswelt angepassten KldB92 codiert.¹⁹ Mittels eines in Statistisches Bundesamt (1992) veröffentlichten Umsteigeschlüssels ist es möglich, die beiden Systematiken ineinander zu überführen. Diese Umsetzung erfordert allerdings die

¹⁷ „Besteht für den Unternehmer keine Versicherungspflicht, ist es trotzdem zu empfehlen, sich freiwillig bei der Berufsgenossenschaft zu versichern. Dafür spricht ein erheblicher Versicherungsschutz in etwa dem selben Umfang, wie ihn auch die pflichtversicherten Personen haben, bei relativ geringen Jahresbeiträgen“ (Institut für Freie Berufe [IFB] 2001: 3).

¹⁸ Die KldB75 unterscheidet 5 Berufsbereiche, 31 Berufsabschnitte (1-Steller-Ebene), 83 Berufsgruppen (2-Steller), 326 Berufsordnungen (3-Steller) und ca. 2.000 Berufsklassen (4-Steller). In der erweiterten Version der KldB der Bundesanstalt für Arbeit werden 334 Berufsordnungen unterschieden.

¹⁹ Die KldB92 unterscheidet 6 Berufsbereiche, 33 Berufsabschnitte (1-Steller-Ebene), 88 Berufsgruppen (2-Steller), 369 Berufsordnungen (3-Steller) und 2.287 Berufsklassen (4-Steller).

Zusammenfassung diverser Berufsordnungen in beiden Klassifikationen und geht deshalb – in Termini der KldB75 gesprochen – mit einem Verlust von 67 Merkmalsausprägungen der Berufsvariablen einher. Legt man jedoch die bereits im Rahmen der IABS-Anonymisierung erfolgte Aggregation zugrunde, die weitgehende Überschneidungen mit der umstiegsbedingten Aggregation aufweist, gehen lediglich 36 zusätzliche Merkmalsausprägungen verloren.

Bedingt durch die Umstellung der Klassifizierung der Berufe im Mikrozensus wird in der nachfolgenden empirischen Analyse eine Doppelstrategie verfolgt. Zum einen wird im Rahmen von Schätzungen für einen verkürzten, von 1985 bis 1991 reichenden Untersuchungszeitraum, der von der Mikrozensus-Umstellung unberührt ist, auf die größtmögliche Anzahl von (274 – 29 =) 245 Merkmalsausprägungen der Berufsvariablen bzw. der Risikomaße zurückgegriffen. Zum anderen werden Schätzungen für den längstmöglichen Beobachtungszeitraum (1985–1995) durchgeführt, in welchem die Anzahl der Merkmalsausprägungen der Risikomaße jedoch auf (245 – 36 =) 209 reduziert ist. Dieses Vorgehen dient in erster Linie einer Überprüfung der Sensibilität der WSL-Ergebnisse bezüglich Modifikationen der Risikovariablen und des Schätzzeitraums.

Tabelle 1 gibt die berufsspezifischen relativen Unfallhäufigkeiten (für 209 Berufsordnungen im Zeitraum 1985–1995)²⁰ für tödliche und nichttödliche meldepflichtige Arbeitsunfälle in absteigender Reihenfolge des Risikos für tödliche Unfälle wieder. Die äußerst linke Spalte (ohne Spaltennummer) der Tabelle enthält den Klartext der Berufsordnungsbezeichnung und den zugehörigen KldB75-Code in Klammern. Dieser Spalte lässt sich entnehmen, welche Berufsordnungen auf Grund der IABS-Aggregation in Kombination mit der Anwendung des Umstiegsschlüssels KldB92-KldB75 zusammengefasst werden mussten. Spalten 1–5 beziehen sich auf tödliche und Spalten 6–10 auf nichttödliche meldepflichtige Arbeitsunfälle, wobei Spalten 2 und 7 Mittelwert, Spalten 3 und 8 Standardabweichung, Spalten 4 und 9 Minimum und Spalten 5 und 10 Maximum des berufsspezifischen Unfallrisikos im Beobachtungszeitraum angeben. Spalten 1 und 6 ordnen den Berufen Rangziffern ihrer Gefährlichkeit hinsichtlich tödlicher (Spalte 1) und nichttödlicher (Spalte 6) Unfälle zu.

Die berufsspezifischen Risikovariablen werden in einem letzten Schritt über die jeweilige Berufsvariable (245 bzw. 209 Ausprägungen) mit der IABS zum Schätzdatensatz zusammengeführt. Dabei wird jeder Person in der IABS, die zum 31.12. des Jahres *X* den Beruf *Y* ausübte, das durchschnittliche tödliche und

nichttödliche relative Arbeitsunfallrisiko des Berufs *Y* im Jahr *X* zugewiesen. Durch die Ergänzung dieser vier Arbeitsunfallvariablen ist es nun möglich, eine Analyse des WSL für Deutschland durchzuführen. In den Tabellen 2 und 3 sind deskriptive Statistiken des Schätzdatensatzes ausgewiesen.

Aufgrund der in der IABS enthaltenen Informationen können die Berufsrisiken nun nach etlichen Kriterien differenziert dargestellt werden. Da es in der WSL-Literatur mittlerweile üblich ist, außer Gesamtbeobachtungen der Erwerbstätigen auch getrennte Regressionen für Männer und Frauen sowie für Arbeiter und Angestellte durchzuführen (vgl. Viscusi 2003 und Hersch 1998), werden in Tabelle 2 nach Beschäftigtengruppen differenzierte Unfallrisiken für den gesamten Beobachtungszeitraum dargestellt. Es zeigen sich erhebliche Unterschiede der Gefährdungssituation nach Geschlecht und Stellung im Beruf. Anhand der Durchschnittsrisiken im Beobachtungszeitraum (s. vorletzte Zeile der Tabelle) wird deutlich, dass Männer im Vergleich zu Frauen einem mehr als vierfach höheren tödlichen (Spalten 2 und 3) und mehr als doppelt so hohen nichttödlichen (Spalten 7 und 8) Arbeitsunfallrisiko ausgesetzt sind. Noch deutlich über dem Durchschnittswert aller Männer liegen die männlichen Arbeiter mit einem tödlichen Unfall und 131 nichttödlichen Unfällen je 10.000 Beschäftigten dieser Gruppe. Auch Arbeiterinnen (Spalten 5 und 10) sind deutlich stärker gefährdet als weibliche Erwerbstätige im Allgemeinen (Spalten 3 und 8). Allerdings liegt die Gefährdung nur im Falle der nichttödlichen Unfälle über dem Durchschnitt aller Erwerbstätigen (Spalte 6). Dass Arbeiterinnen einem im Vergleich zum Gesamtdurchschnitt geringen tödlichen Unfallrisiko ausgesetzt sind, ist darauf zurückzuführen, dass Frauen in den als besonders gefährlich einzustufenden Berufen (Ränge 1–15 in Tabelle 1) so gut wie überhaupt nicht und in den übrigen überdurchschnittlich riskanten Berufen (bis ca. Rang 100) nur schwach vertreten sind. Wie zu sehen sein wird, bleibt diese Unterrepräsentation in Schätzungen mit rein „weiblichen“ Unterstichproben nicht ohne Folgen für die Signifikanz und Robustheit der Risikoeffizienten.

Was die Entwicklung des Unfallgeschehens im Zeitablauf betrifft, so zeigen sich vor allem im Falle der tödlichen Unfälle deutliche Rückgänge. Einer Ab-

²⁰ Die entsprechende Tabelle für 245 Berufsordnungen im Zeitraum 1985–1991 wird hier aus Platzgründen nicht dargestellt, kann jedoch der im Internet verfügbaren Monographie „Ursachen und Kosten der Kriminalität in Deutschland“ (dort Tabelle 4.4) entnommen werden (http://www.tu-darmstadt.de/fb/fb1/vw12/deutsch/inhalte/forschung/forschung_spengler.html).

Tabelle 1

Berufsspezifische Unfallhäufigkeiten nach Schwere des Unfalls je 1.000 Angehörigen der Berufsordnung (209 Berufsordnungen im Zeitraum 1985–1995)

Beruf (KldB75-Kennziffer)	Tödliche Unfälle					Nichttödliche Unfälle				
	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Maschinen-, Elektro-, Schießhauer (72)	1	1,70	1,64	0	4,71	1	806	537	53,9	1476
Decksleute (Schifffahrt) (723)	2	1,21	,809	,203	2,90	55	123	56,6	58,3	229
Gerüstbauer (453)	3	1,10	,574	,214	2,40	4	468	83,6	378	656
Binnenschiffer (724) / Sonst. Wasserverkehrsberufe (725)	4	,897	,296	,378	1,40	51	128	26,2	89,6	165
Formstein-, Betonhersteller (112)	5	,602	,368	0	1,27	2	519	194	284	899
Gleisbauer (463)	6	,526	,336	0	1,00	18	251	54,6	142	328
Steinbrecher (81) / Erden-, Kies-, Sandgewinner (82) /	7	,498	,484	,118	1,88	39	162	28,8	104	189
Erdöl-, Erdgasgewinner (83) / Mineralaufbereiter, Mineralbrenner (91) Baumaschinenführer (546)	8	,457	,177	,153	,728	10	333	124	220	648
Stahlbauschlosser, Eisenschiffbauer (275)	9	,430	,107	,269	,652	7	398	50,0	335	471
Dachdecker (452)	10	,422	,123	,179	,585	17	252	34,9	187	301
Erdbewegungsarbeiter (471) / Sonst. Bauhilfsarbeiter, Bauhelfer, a.n.g. (472)	11	,384	,075	,215	,487	8	351	49,2	271	429
Nautiker (721) / Techn. Schiffsoffiziere, Schiffsmaschinisten (722)	12	,381	,236	,079	,708	107	44,9	15,7	27,5	84,3
Stauer, Möbelpacker (743)	13	,354	,364	0	1,22	16	257	36,7	205	331
Bergleute (71)	14	,304	,116	,136	,520	46	137	31,6	99,9	191
Luftverkehrsberufe (726)	15	,281	,221	0	,662	131	28,8	18,0	13,0	65,6
Eisenbahnbetriebsregler, -schaffner (712)	16	,267	,148	,116	,581	50	128	33,7	86,4	193
Erdbewegungsmaschinenführer (545)	17	,260	,111	,091	,422	58	120	27,1	72,6	148
Fahrzeuginreiner, -pfleger (936)	18	,234	,152	,070	,441	12	318	130	189	567
Lager-, Transportarbeiter (744)	19	,212	,024	,174	,256	31	189	15,5	162	208
Kraftfahrzeugführer (714) / Kutscher (715)	20	,209	,016	,182	,224	66	106	6,83	93,6	118
Isolierer, Abdichter (482)	21	,188	,099	0	,305	15	259	36,1	199	310
Betriebsschlosser, Reparaturschlosser (274)	22	,185	,033	,132	,239	13	301	32,9	266	362
Walzer (192) / Metallzieher (193)	23	,176	,099	,054	,345	20	231	68,0	134	380
Zimmerer (451) / Stukkateure, Gipser, Verputzer (481)	24	,170	,036	,126	,235	26	211	29,8	163	267
Übrige Fertigungsingenieure (606)	25	,167	,181	0	,513	103	48,9	22,5	12,2	74,7
Maurer (441) / Betonbauer (442)	26	,162	,025	,139	,211	37	170	17,9	133	196
Straßenreiniger, Abfallbeseitiger (935)	27	,154	,098	,032	,361	30	192	33,4	136	257
Pflasterer, Steinsetzer (461) / Straßenbauer (462)	28	,154	,070	,071	,286	44	143	25,4	95,2	175
Bergbau-, Hütten-, Gießereingenieure (605) / Bergbau-, Hütten-, Gießereitechniker (625)	29	,152	,180	0	,606	132	28,7	9,58	18,7	49,2
Metallvergüter (233)	30	,151	,179	0	,555	36	170	27,6	110	200
Kranführer (544)	31	,148	,073	0	,267	78	87,0	17,4	60,8	108
Straßenwarte (716)	32	,143	,099	,046	,313	60	117	23,1	83,5	146
Papier-, Zellstoffhersteller (161)	33	,136	,070	0	,216	22	223	72,9	95,0	331
Künstlerische & zugeordnete Berufe der Bühnen-, Bild-, Tontechnik (835)	34	,133	,214	0	,723	110	39,0	4,66	31,8	45,9
Holzaufbereiter (181)	35	,131	,073	0	,273	24	216	21,9	190	252

noch Tabelle 1

Beruf (KldB75-Kennziffer)	Tödliche Unfälle					Nichttödliche Unfälle				
	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Fischverarbeiter (403) / Fertiggerichte-, Obst-, Gemüsekonservierer, -zubereiter (412) / Milch-, Fettverarbeiter (431) / Mehl-, Nahrungsmittelherst. (432)	36	,127	,087	0	,271	11	320	68,9	234	456
Schienenfahrzeugführer (711)	37	,121	,101	0	,253	106	45,1	8,83	31,0	64,1
Weinkühler (421) / Brauer, Mälzer (422) / Sonst. Getränkehersteller, Koster (423)	38	,119	,116	0	,329	28	196	38,4	122	270
Emaillierer, Feuerverzinker & a. Met.oberfl.veredl. (235)	39	,113	,145	0	,377	59	118	25,2	81,0	168
Rohrinstallateure (262) / Rohrnetzbauer, Rohrschlosser (263) / Sprengmeister (464) / Sonst. Tiefbauer (466)	40	,108	,042	,053	,164	43	149	32,9	96,7	197
Transportgeräteführer (742)	41	,105	,040	,047	,163	68	104	14,7	77,5	122
Eisen-, Metallherzeuger, Schmelzer (191)	42	,104	,059	,028	,230	63	115	24,6	77,4	153
Galvaniseure, Metallfärber (234)	43	,104	,072	0	,246	52	126	27,5	77,8	161
Tankwarte (686)	44	,101	,094	0	,354	116	37,2	11,9	15,5	55,3
Übrige Gästebetreuer (913)	45	,099	,062	,027	,214	62	115	20,1	88,7	144
Former, Kernmacher (201) / Formgießer (202) / Halbzeugputzer (203)	46	,096	,057	,023	,218	14	272	69,0	156	357
Unternehmer, Geschäftsführer, G.bereichsleiter (751)	47	,093	,022	,069	,129	138	26,2	1,91	23,0	28,9
Sonst. Papierverarbeiter (164)	48	,091	,099	0	,271	3	490	271	161	1140
Glaser (485)	49	,090	,066	0	,228	21	225	36,1	177	293
Sonst. Fahrbetriebsregler, Schaffner (713)	50	,086	,067	0	,206	115	37,7	7,63	19,0	49,3
Zucker-, Süßwaren-, Speisehersteller (433)	51	,082	,159	0	,476	6	410	112	229	570
Steinbearbeiter (101) / Edelsteinbearbeiter (102)	52	,080	,059	0	,183	47	132	16,1	106	149
Blechpresser, -zieher, -stanzer (211)	53	,077	,059	0	,200	9	341	27,9	315	390
Helfer in der Krankenpflege (854)	54	,076	,051	,018	,158	88	70,9	12,9	49,2	93,9
Raumausstatter (491)	55	,076	,070	0	,236	65	110	12,5	89,6	131
Glasbearbeiter, Glasveredler (135)	56	,075	,143	0	,478	23	219	35,9	167	273
Sicherheitskontrolleure (803) / Schornsteinfeger (804)	57	,075	,059	0	,206	102	49,8	7,50	38,3	64,6
Haus-, Gewerbediener (794)	58	,075	,110	0	,339	86	72,6	22,0	42,7	113
Gastwirte, Hoteliers, Gaststättenkaufleute (911)	59	,074	,023	,035	,105	96	57,1	6,77	47,6	67,0
Schweißer, Brennschneider (241)	60	,073	,028	,018	,120	41	153	17,3	133	186
Elektroinstallateure, -monteure (311)	61	,071	,012	,050	,090	90	62,2	4,26	55,5	69,3
Sonst. Lehrer (877)	62	,069	,079	0	,242	129	30,8	7,16	19,4	42,5
Wächter, Aufseher (792)	63	,067	,040	0	,126	84	73,5	9,92	59,0	90,1
Bautechniker (623)	64	,063	,046	0	,148	135	27,3	4,13	21,9	34,6
Chemiebetriebswerker (141)	65	,061	,019	,024	,094	97	57,0	9,28	43,4	67,8
Kunststoffverarbeiter (151)	66	,060	,029	,018	,106	27	205	24,0	165	251
Energiemaschinisten (541)	67	,058	,041	0	,139	109	39,1	10,7	18,5	54,4
Schlosser o.n.A. (270) / Maschinenschlosser (273)	68	,057	,013	,042	,083	48	132	24,5	107	170
Maler, Lackierer (Ausbau) (511) / Warenmaler, -lackierer (512) / Holzoberflächenveredler, Furnierer (513)	69	,055	,021	,026	,092	77	90,9	6,92	79,9	104
Gesundheitssichernde Berufe (805)	70	,055	,083	0	,243	91	59,6	21,3	32,9	101
Feinblechner (261) / Blech-, Kunststoffschlosser (272)	71	,052	,028	0	,100	42	153	23,3	123	203
Kultur-, Wasserbauwerker (465)	72	,052	,089	0	,208	34	181	60,8	86,2	262
Sonst. Montierer (322)	73	,049	,055	0	,199	35	175	51,1	131	270
Estrich-, Terrazzoleger (486)	74	,049	,072	0	,182	54	123	26,3	85,4	185
Branntsteinhersteller (111) / Keramiker (121)	75	,049	,035	0	,115	67	106	10,3	92,5	123

noch Tabelle 1

Beruf (KldB75-Kennziffer)	Tödliche Unfälle					Nichttödliche Unfälle				
	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Dekorationen-, Schildermaler (834) / Artisten, Berufssportler, künstlerische Hilfsberufe (838)	76	,049	,089	0	,257	5	465	244	195	942
Fleischer (401) / Fleisch-, Wurstwarenhersteller (402)	77	,047	,016	,009	,064	19	249	41,8	179	320
Lagerverwalter, Magaziner (741)	78	,046	,020	,014	,076	72	98,4	15,5	68,1	125
Industriemeister, Werkmeister (629)	79	,046	,017	,031	,084	117	36,4	6,05	30,1	50,7
Textilfärber (361) / Textilausrüster (362)	80	,045	,055	0	,152	32	182	20,6	144	207
Stahlschmiede (251) / Behälterbauer, Kupferschmiede & verwandte Berufe (252) / Bauschlosser (271)	81	,042	,016	,019	,071	79	78,4	17,6	45,6	97,1
Makler, Grundstücksverwalter (704) / Vermieter, Vermittler, Versteigerer (705)	82	,040	,023	,016	,096	157	15,0	2,73	11,3	19,0
Sonst. Metallverformer (spanlose Verformung) (213)	83	,038	,071	0	,217	33	181	13,7	146	195
Geisteswissenschaftler, a.n.g. (882)	84	,037	,117	0	,390	155	15,4	12,3	3,19	40,0
Verbandsleiter, Funktionäre (763)	85	,037	,045	0	,109	180	8,18	2,69	4,59	13,9
Fliesenleger (483) / Ofensetzer, Luftheizungsbauer (484)	86	,037	,031	0	,102	76	91,4	12,1	63,7	108
Sportlehrer (876)	87	,035	,050	0	,127	89	65,9	23,5	35,0	105
Übrige Fertigungstechniker (627)	88	,035	,048	0	,127	124	32,2	8,90	16,6	46,3
Pförtner, Hauswarte (793)	89	,035	,013	,012	,050	93	57,9	4,46	50,2	66,2
Groß- & Einzelhandelskaufleute, Einkäufer (681) / Handelsvertreter, Reisende (687) / Ambul. Händl. (688)	90	,034	,007	,020	,044	169	11,1	1,34	8,95	12,9
Drahtverformer, -verarbeiter (212)	91	,034	,047	0	,156	83	75,3	17,6	45,5	108
Gummihersteller, -verarbeiter (143) / Vulkaniseure (144)	92	,033	,038	0	,121	45	139	24,2	103	170
Tabakwarenmacher (424)	93	,033	,108	0	,358	69	104	43,8	36,8	174
KFZ-Instandsetzer (281)	94	,032	,015	,006	,049	74	94,6	8,45	75,9	104
Schuhmacher (372)	95	,031	,044	0	,143	128	30,9	4,46	19,7	35,8
Geldeinnehmer, -ausz., Kartenverk., -kontrolleure (706)	96	,031	,053	0	,124	101	51,5	16,4	29,6	82,1
Elektromotorenbauer, Transformatorbauer (313)	97	,030	,043	0	,137	104	48,5	9,27	34,5	69,5
Landmaschineninstandsetzer (282)	98	,030	,046	0	,135	38	167	30,2	101	205
Musikinstrumentenbauer (305) / Puppenmacher, Modellbauer, Präparatoren (306)	99	0,03	,036	0	,090	150	16,3	4,87	9,52	24,7
Photographen (837)	100	,029	,030	0	,076	170	11,0	2,11	7,35	14,0
Tischler (501) / Stellmacher, Böttcher (503) / Sonst. Holz-, Sportgerätebauer (504)	101	,029	,014	,015	,054	49	128	14,2	96,5	143
Werkschutzleute, Detektive (791)	102	,028	,038	0	,118	125	32,1	7,99	21,3	52,5
Zahnärzte (842) / Tierärzte (843)	103	,028	,027	0	,084	146	19,9	2,48	16,7	24,1
Fördermaschinisten, Seilbahnmaschinisten (542) / Sonst. Maschinisten (543) / Maschinenwärter, Maschinistenhelfer (547) / Heizer (548)	104	,027	,015	,009	,060	147	19,6	4,50	12,6	26,7
Warenaufmacher, Versandfertigtmacher (522)	105	,027	,013	,005	,052	80	76,3	12,2	57,6	89,9
Fernmeldemonteure, -handwerker (312)	106	,025	,032	0	,112	139	25,7	17,4	15,5	76,8
Maschinenbautechniker (621)	107	,025	,020	0	,060	160	14,2	2,27	11,3	18,2
Bohrer (224)	108	,025	,044	0	,121	25	214	47,2	127	271
Techniker des Elektrofaches (622)	109	,024	,010	,009	,041	175	9,35	1,26	7,11	11,6
Bürohilfskräfte (784)	110	,023	,026	0	,064	142	23,3	5,99	10,6	36,6

noch Tabelle 1

Beruf (KldB75-Kennziffer)	Tödliche Unfälle					Nichttödliche Unfälle				
	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Metallarbeiter o.n.A. (323)	111	,023	,013	,005	,044	56	123	28,2	85,5	175
Lederhersteller (371) / Grobl.warenh. (374) / Feinl.warenh. (375) / L.bekleidungsh. & sonst. L.verarbeiter (376) / H.schuhm. (377) / Fellverarb. (378)	112	,022	,034	0	,111	100	51,7	9,47	32,1	61,9
Webvorbereiter (341) / Weber (342) / Tuftingwarenm. (343) / Maschenwarenfert. (344) / Filzmacher (345) / Textilverflechter (346)	113	,022	,029	0	,094	95	57,2	6,79	45,9	66,7
Verpackungsmittelhersteller (162)	114	,022	,073	0	,243	29	194	65,9	113	310
Chemiker, Chemieingenieure (611)	115	,021	,024	0	,067	192	5,44	1,39	3,56	7,67
Schuhwarenhersteller (373)	116	,020	,068	0	,225	105	47,3	12,9	28,2	70,8
Architekten, Bauingenieure (603)	117	,020	,015	0	,055	172	10,4	1,17	7,92	11,7
Spinner, Spinnvorbereiter (331)	118	,020	,045	0	,135	40	154	21,0	124	196
Elektrogerätebauer (314) / Funk-, Tonger.mech. (315) / Physikal.- & mathem.-techn. Sonderfachkr. (632)	119	,020	,012	0	,036	156	15,1	2,86	11,3	20,6
Backwarenhersteller (391)	120	,019	,020	0	,055	73	95,8	30,8	53,2	138
Chemielaboranten (633)	121	,019	,018	0	,047	152	16,0	3,11	11,6	22,2
Ingenieure (Maschinen- & Fahrzeugbau) (601)	122	,019	,015	0	,044	195	4,66	1,26	2,06	6,21
Elektroingenieure (602)	123	,018	,019	0	,069	199	3,53	,886	2,71	5,98
Physiker, Physikingenieure, Mathematiker (612)	124	,018	,023	0	,064	206	2,76	1,20	1,17	4,67
Glasmassehersteller (131) / Hohlglasmacher (132) / Flachglasmacher (133) / Glasbläser (134)	125	,018	,060	0	,200	57	120	25,0	79,5	151
Bausparkassenfachleute (692)	126	,018	,060	0	,200	176	8,62	3,46	4,27	13,2
Raum-, Hausratreiniger (933) / Glas-, Gebäuder. (934) / Maschinen-, Behälter. & verwandte Berufe (937)	127	,018	,004	,011	,022	98	56,2	3,46	50,3	60,8
Sonst. Techniker (628)	128	,018	,005	,008	,027	151	16,2	2,13	13,5	20,3
Biologisch-technische Sonderfachkräfte (631)	129	,017	,039	0	,104	140	25,3	5,37	18,3	34,9
Darstellende Künstler (832)	130	,017	,029	0	,071	94	57,7	8,21	44,0	69,8
Unternehmensberater, Organisatoren (752)	131	,016	,015	0	,038	198	4,27	1,26	2,58	6,64
Zahntechniker (303)	132	,015	,019	0	,055	168	12,0	1,26	9,02	13,4
Dreher (221)	133	,015	,007	0	,028	64	113	20,9	81,9	143
Modelltischler, Formentischler (502)	134	,014	,048	0	,158	70	102	42,9	30,2	152
Vermessungstechniker (624)	135	,014	,025	0	,056	133	28,0	7,58	18,3	42,9
Wäscheschneider, -näher (353)	136	,014	,048	0	,158	92	58,9	29,4	24,3	108
Warenprüfer, -sortierer, a.n.g. (521)	137	,014	,013	0	,044	119	34,0	5,06	25,4	40,9
Maschineneinrichter o.n.A. (549)	138	,014	,011	0	,034	82	75,8	7,88	60,2	88,6
Chemie-, Physiktechniker (626)	139	,014	,019	0	,041	154	15,6	5,60	8,33	27,1
Flugzeugmechaniker (283)	140	,013	,029	0	,072	85	73,1	19,0	51,8	114
Ärzte (841)	141	,013	,011	,004	,042	165	12,3	2,04	10,1	17,1
Sonst. Mechaniker (285)	142	,013	,009	,004	,033	112	38,8	5,65	31,2	47,0
Speditionskaufleute (701)	143	,013	,012	0	,039	158	14,8	4,93	9,34	26,2
Sonst. Ingenieure (607)	144	,013	,011	,004	,035	188	5,95	,936	4,31	7,32
Publizisten (821)	145	,013	,016	0	,046	196	4,46	1,28	3,24	6,96
Chemielaborwerker (142)	146	,012	,021	0	,052	123	32,6	5,21	24,4	39,5
Kellner, Stewards (912)	147	,012	,011	0	,035	114	38,4	5,41	28,9	45,8
Musiker (831)	148	,012	,020	0	,054	190	5,82	1,74	3,61	10,1
Kerammmaler, Glasmaler (514)	149	,011	,038	0	,126	145	21,6	8,95	8,47	40,1
Fremdenverkehrsfachleute (702)	150	,011	,017	0	,046	177	8,52	,794	7,38	9,68

noch Tabelle 1

Beruf (KldB75-Kennziffer)	Tödliche Unfälle					Nichttödliche Unfälle				
	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Arbeits-, Berufsberater (863)	151	,011	,036	0	,119	186	7,05	4,05	1,35	16,5
Verkäufer (682)	152	,009	,003	,005	,016	122	33,1	4,17	25,1	39,4
Wäscher, Plätter (931) / Textilreiniger, Färber & Chemischreiniger (932)	153	,009	,014	0	,033	136	26,3	3,18	20,1	31,2
Fachschul-, Berufsschul-, Werklehrer (874)	154	,009	,021	0	,061	121	33,2	18,7	16,5	74,8
Vermessungingenieure (604)	155	,009	,028	0	,094	153	15,7	6,54	6,98	27,2
Werbefachleute (703)	156	,008	,013	0	,040	178	8,26	1,85	5,88	11,8
Spezialdrucker, Siebdrucker (175)	157	,008	,028	0	,092	87	71,3	12,2	52,7	89,1
Druckstockhersteller (172)	158	,008	,018	0	,051	149	17,3	5,00	8,10	24,3
Holzverformer & zugeh. Berufe (182) / Holzwarenmacher (183) / Korb-, Flechtwarenmacher (184)	159	,008	,026	0	,088	99	54,3	11,7	40,8	73,1
Köche (411)	160	,008	,005	0	,018	61	117	16,7	82,7	137
Naturwissenschaftler, a.n.g. (883)	161	,008	,025	0	,083	174	9,48	2,55	2,99	12,5
Feinmechaniker (284) / Uhrmacher (286) / Metallfeinbauer a.n.g. (301)	162	,007	,011	0	,030	134	27,5	3,04	23,3	34,3
Kassierer (773)	163	,007	,017	0	,053	148	17,4	2,52	13,8	20,7
Edelmetallschmiede (302)	164	,007	,023	0	,076	159	14,7	3,97	6,20	20,2
Krankenversicherungskaufleute (nicht SV) (693) / Lebens-, Sachversicherungskaufleute (694)	165	,007	,005	0	,017	181	7,93	1,01	5,76	9,22
Bürofachkräfte (781)	166	,007	,002	,003	,010	166	12,1	,585	11,3	13,1
Heilpraktiker (851) / Masseure, Krankengymnasten & verwandte Berufe (852)	167	,007	,007	0	,019	161	13,9	1,64	11,1	17,4
Hauswirtschaftsverwalter (921) / Verbraucherberater (922) / Hauswirtschaftliche Betreuer (923)	168	,006	,004	0	,012	120	33,5	3,91	27,4	37,5
Fräser, (222) / Hobler, (223) / Übrige spanende Berufe (226) / Metallpolierer (231) / Graveure, Ziseleure (232) / Werkzeugmacher (291)	169	,006	,005	0	,011	81	76,2	12,3	54,9	87,3
Raum-, Schauwerbegestalter (836)	170	,006	,014	0	,035	126	31,7	6,40	23,0	43,3
Dolmetscher (822)	171	,006	,020	0	,068	205	2,84	1,88	,744	7,25
Bildende Künstler, Graphiker (833)	172	,006	,008	0	,020	189	5,90	1,76	2,25	7,48
Bibliothekare, Archivare, Museumsfachleute (823)	173	,006	,013	0	,034	167	12,0	4,33	7,22	21,6
Datenverarbeitungsfachleute (774)	174	,005	,006	0	,016	200	3,41	,610	2,43	4,21
Drogisten (684)	175	,005	,018	0	,058	185	7,25	1,86	2,90	9,66
Hochschull., Doz. an höh. Fachsch. & Akademien (871)	176	,005	,012	0	,038	164	12,3	6,03	3,62	22,9
Schriftsetzer (171)	177	,005	,016	0	,054	193	5,23	1,81	2,18	8,03
Schneider (351)	178	,005	,007	0	,015	191	5,78	1,23	4,13	7,61
Wirtschaftsprüfer, Steuerberater (753)	179	,005	,005	0	,013	197	4,46	1,24	2,57	6,10
Verlagskaufleute, Buchhändler (683)	180	,005	,015	0	,050	207	2,68	,852	1,56	4,02
Bankfachleute (691)	181	,004	,003	0	,010	182	7,77	,648	6,35	8,51
Löter (242) / Nieter (243) / Metallkleber & übrige Metallverbinder (244)	182	,004	,013	0	,045	144	22,5	5,14	10,9	30,6
Buchbinderberufe (163) / Druckerhelfer (177)	183	,004	,009	0	,026	71	99,6	12,3	85,7	120
Sozialarbeiter, Sozialpfleger (861) / Heimleiter, Sozialpäd. (862) / Kindergärtner, Kinderpfl. (864)	184	,004	,002	0	,009	143	22,9	1,89	19,4	26,4
Apothekenhelferinnen (685)	185	,004	,009	0	,023	183	7,38	1,42	5,04	9,45
Technische Zeichner (635)	186	,004	,004	0	,009	179	8,22	1,81	4,22	10,5
Kalkulatoren, Berechner (771)	187	,004	,012	0	,040	201	3,34	1,29	1,47	5,26
Buchdrucker (Hochdr.) (173) / Flach-, Tiefdrucker (174)	188	,004	,006	0	,014	108	40,6	6,32	30,3	49,8
Krankenschwestern, -pfleger, Hebammen (853)	189	,003	,003	0	,009	130	29,1	2,55	26,5	35,3
Augenoptiker (304)	190	,003	,009	0	,031	194	4,68	1,89	2,19	7,56

noch Tabelle 1

Beruf (KldB75-Kennziffer)	Tödliche Unfälle					Nichttödliche Unfälle				
	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Rg.	Mw.	Stw.	Min.	Max.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Friseur (901) / Sonst. Körperpfleger (902)	191	,003	,003	0	,009	171	10,9	1,72	8,56	13,2
Elektrogeräte-, Elektroteilemontierer (321)	192	,003	,006	0	,016	113	38,8	5,19	32,5	50,5
Datentypisten (783)	193	,003	,008	0	,028	187	6,18	3,48	3,20	15,0
Apotheker (844)	194	,002	,008	0	,026	204	3,04	,812	1,29	4,29
Funker (733) / Telefonisten (734)	195	,002	,008	0	,026	173	9,74	2,63	5,49	13,2
Buchhalter (772)	196	,002	,002	0	,006	209	1,99	,638	1,37	3,15
Metallschleifer (225)	197	,002	,006	0	,021	53	123	20,6	94,9	157
Wirtschafts- & Sozialwissenschaftler, Statistiker (881)	198	,002	,006	0	,019	203	3,31	1,24	1,71	5,54
Sticker (354) / Hut-, Mützenmacher (355) / Näher a.n.g. (356) / Sonst. Textilverarbeiter (357) / Polsterer, Matratzenhersteller (492)	199	,002	,004	0	,009	127	31,2	7,07	20,1	43,9
Konditoren (392)	200	,001	,004	0	,012	137	26,2	7,78	16,0	39,3
Sprechstundenhelfer (856)	201	,001	,001	0	,003	184	7,33	1,24	5,43	9,98
Stenographen, Stenotypisten, Maschinenschreiber (782)	202	,001	,002	0	,005	202	3,32	1,06	1,02	4,55
Spuler, Zwirner, Seiler (332)	203	0	0	0	0	75	91,6	16,8	64,1	124
Oberbekleidungsnäher (352)	204	0	0	0	0	111	38,9	6,64	30,1	52,8
Vervielfältiger (176)	205	0	0	0	0	118	34,8	11,0	22,2	56,6
Medizinallaboranten (857)	206	0	0	0	0	141	23,4	3,74	18,2	28,0
Diätassistenten, Pharmazeutisch-techn. Assistenten (855)	207	0	0	0	0	162	13,2	3,41	8,14	20,0
Photolaboranten (634)	208	0	0	0	0	163	12,7	3,51	6,88	19,7
Lehrer für musische Fächer (875)	209	0	0	0	0	208	2,58	1,12	,629	4,16

Berechnungen auf Grundlage der HVBG/BUK-Unfalldaten in Kombination mit Mikrozensen verschiedener Jahre. Die Berufe sind in absteigender Reihenfolge des mittleren tödlichen Arbeitsunfallrisikos im Zeitraum 1985-1995 angeordnet.

nahme der tödlichen Unfälle im Untersuchungszeitraum um 28% steht ein Absinken der nichttödlichen Unfälle um nur 10% gegenüber (s. letzte Zeile von Tabelle 2 in Verbindung mit Spalten 1 und 6). Zunahmen der Unfallhäufigkeiten gab es lediglich in der Gruppe der Arbeiterinnen. Obwohl die Daten Erwerbstätige aus Ostdeutschland ausklammern, ist der Entwicklung der nichttödlichen Unfälle möglicherweise ein Wiedervereinigungseffekt zu entnehmen, der sich in einem deutlichen Ansteigen der Unfallhäufigkeiten im Jahre 1991 und einem nur verlangsamten Absinken der Werte auf bzw. unter das Niveau von 1990 widerspiegelt. Dieser Effekt könnte dadurch zustande kommen, dass die relativen Unfallhäufigkeiten auf der Grundlage nicht arbeitszeitangepasster Erwerbstätigenzahlen berechnet wurden. In den direkt auf die Wiedervereinigung folgenden Jahren 1991 und 1992 wurde jedoch nach Aussage eines HVBG-Experten von den Beschäftigten der westdeutschen Unternehmen im Zusammenhang mit dem „Aufbau Ost“ in erheblichem Umfang Mehrarbeit in Form von Überstunden (bzw. der Erhöhung des Stundenumfanges von

Teilzeitarbeit) verrichtet. In Termini des in dieser Studie verwendeten Risikomaßes bedeutet dies eine Erhöhung der Zählergröße (absolute Zahl der Arbeitsunfälle) aufgrund der zusätzlichen Risikoexposition durch Überstunden bei gleichzeitiger Konstanz der Nennergröße (Anzahl der Erwerbstätigen) und damit eine Überschätzung der Gefährdungssituation in den betreffenden Jahren.²¹ Gegen diesen Wiedervereinigungseffekt und vielmehr für (möglicherweise aber auch wiedervereinigungsbedingte) Erfassungsfehler in den Unfalldaten der Berufsgenossenschaften spricht die zeitliche Entwicklung der tödlichen Unfallhäufigkeiten, die im Jahr 1991 für vier der fünf Gruppen sogar ihren niedrigsten Wert im Untersuchungszeitraum annehmen. Zur Berücksichtigung wiedervereinigungsbedingter Sonderbewegungen und

²¹ Ob der vermutete Wiedervereinigungseffekt tatsächlich vorliegt, könnte bei Verfügbarkeit von arbeitszeitangepassten Erwerbstätigenzahlen z.B. in Form von „Mannjahren“ geklärt werden.

Tabelle 2

Unfallrisiken nach Geschlecht und Stellung im Beruf 1985–1995

Jahr	Risiko tödlicher Arbeitsunfall					Risiko nichttödlicher Arbeitsunfall				
	Alle (1)	♂ (2)	♀ (3)	♂ Arb. (4)	♀ Arb. (5)	Alle (6)	♂ (7)	♀ (8)	♂ Arb. (9)	♀ Arb. (10)
1985	,0653	,0875	,0204	,1175	,0347	68,24	84,05	36,40	122,6	79,90
1986	,0568	,0769	,0160	,1042	,0278	72,39	89,53	37,62	131,4	84,27
1987	,0563	,0765	,0155	,1042	,0286	71,05	88,37	36,12	130,7	81,51
1988	,0590	,0799	,0174	,1098	,0319	69,44	86,44	35,52	128,2	80,96
1989	,0553	,0751	,0162	,1061	,0291	70,81	88,20	36,40	131,0	85,00
1990	,0566	,0764	,0182	,1073	,0373	71,83	89,81	36,97	133,5	88,08
1991	,0440	,0601	,0131	,0859	,0288	77,63	97,87	38,93	146,4	93,64
1992	,0488	,0667	,0146	,0949	,0279	73,94	93,29	37,13	140,9	92,75
1993	,0494	,0674	,0154	,0967	,0346	68,81	87,34	33,80	133,7	88,24
1994	,0460	,0624	,0147	,0921	,0375	64,94	82,00	32,63	125,9	88,28
1995	,0468	,0636	,0149	,0937	,0372	61,72	77,45	31,72	120,2	89,31
Ø8595	,0531	,0720	,0160	,1011	,0323	70,07	87,67	35,75	131,3	86,54
Δ8595	- 28%	- 27%	- 27%	- 20%	7%	- 10%	- 8%	- 13%	- 2%	12%

Berechnungen auf Grundlage der IABS und der HVBG/BUK-Unfalldaten in Kombination mit Mikrozensen verschiedener Jahre. Die Angaben beziehen sich auf 1.000 Angehörige der jeweiligen Gruppe.

zur generellen Glättung der im Zeitverlauf innerhalb der Berufsordnungen teilweise stark variierenden Unfallhäufigkeiten (s. Spalten 3–5 und 8–10 in Tabelle 1) werden neben Schätzungen mit kontemporären auch Regressionen mit über einen Zeitraum von 5 Jahren gemittelten Risikomaßen durchgeführt.

In Tabelle 3 sind deskriptive Statistiken sämtlicher in den Schätzungen verwendeter Variablen ausgewiesen. Außer dem Bruttoarbeitsentgelt (in Preisen von 2000), den Unfallrisiken (Unfälle je 1.000 Beschäftigten der betreffenden Berufsordnung) sowie der Betriebszugehörigkeit und der Arbeitserfahrung (jeweils in Jahren), handelt es sich bei allen übrigen Variablen um Indikatorvariablen, deren Mittelwerte in Anteilswerten ausgedrückt sind. Die Tabellenangaben beziehen sich nicht nur auf den gesamten Untersuchungszeitraum (Spalten 13–16), sondern auch auf einzelne Jahre (Spalten 1–15). Dies soll zum einen dem Umstand Rechnung tragen, dass neben Panel-schätzungen auch Querschnittsregressionen durchgeführt werden und zum anderen einen Einblick in die zeitliche Entwicklung der Variablen gewähren. Zu beachten ist der eingeschränkte Wertebereich der nachträglich generierten Variablen Betriebszugehörigkeit und Arbeitserfahrung. Da die Erwerbsschichten in der IABS maximal bis zum 1.1.1975 zu-

rückreichen, können im Querschnittsdatsatz für das Jahr 1985 (1990) [1995] nur Merkmalsausprägungen der beiden Variablen von maximal 11 (16) [21] Jahren beobachtet werden (s. Spalten 4, 8 und 12). Ein weiteres bereits angesprochenes Zensierungsproblem betrifft die abhängige Variable. Die Konvention, im Zuge des Meldeverfahrens zur Sozialversicherung Lohnangaben nur bis zur im jeweiligen Jahr geltenden Beitragsbemessungsgrenze zu erfassen, bewirkt eine entsprechende Rechtszensierung des Wertebereichs der Entgeltvariablen in der IABS und damit eine systematische Unterschätzung der Angaben zu Mittelwerten und Maxima in Tabelle 3.

4 Empirische Spezifikation und Ergebnisse

In diesem Abschnitt werden unter Verwendung des oben beschriebenen Datensatzes empirische Schätzungen der unter Gliederungspunkt 2 theoretisch motivierten Kontraktkurve mittels hedonischer Lohnregressionen durchgeführt. Die Tatsache, dass Paneldaten zur Verfügung stehen, erlaubt die Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität im Schätzmodell, das für einen zufällig ausgewählten Arbeiter i nun wie folgt geschrieben werden kann:

Tabelle 3
Deskriptive Statistik ausgewählter Schätzdatensätze

	Ausgewählte Querschnittsdatensätze												Panel 1985–1995			
	1985 (N=119.443)				1990 (N=130.581)				1995 (N=121.805)				(N=1.378.405)			
	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Mw.	Stw.	Min.	Max.	Mw.	Stw.	Min.	Max.
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	
Abhängige Variable																
Bruttotagesentgelt (in € von 2000)	75,8	26,6	8,47	124	81,3	28,3	8,90	130	84,1	28,8	9,59	135	80,3	27,8	8,22	135
Log (Bruttotagesentgelt)	4,26	,406	2,14	4,82	4,33	,403	2,19	4,87	4,36	,391	2,26	4,91	4,32	,400	2,11	4,91
Erklärende Variablen																
<i>Berufsspezifisches Unfallrisiko^a (x1000)</i>																
Tödlicher Unfall (245 Berufsordnungen)	,067	,121	0	2,50	,059	,154	0	4,06					,058 ^b	,124 ^b	0 ^b	4,71 ^b
Tödlicher Unfall (209 B.)	,065	,115	0	2,50	,057	,150	0	4,06	,047	,089	0	2,15	,053	,111	0	4,71
Erwerbsunfähigkeit > 3 Tage (245 B.)	70,1	87,0	1,64	1.476	74,1	91,8	1,29	936					73,7 ^b	91,8 ^b	,629 ^b	1.476 ^b
Erwerbsunfähigkeit > 3 Tage (209 B.)	68,2	82,7	1,64	1.476	71,8	86,0	1,29	936	61,7	90,8	,744	1.140	70,2	87,7	,629	1.476
Demographie																
Männlich	,668	,471	0	1	,660	,474	0	1	,656	,475	0	1	,661	,473	0	1
Verheiratet	,572	,495	0	1	,539	,499	0	1	,521	,500	0	1	,544	,498	0	1
Deutsch	,923	,266	0	1	,918	,274	0	1	,910	,286	0	1	,917	,276	0	1
Altersgruppen																
15-20	,024	,152	0	1	,016	,126	0	1	,008	,088	0	1	,015	,121	0	1
20-25	,139	,346	0	1	,133	,339	0	1	,089	,284	0	1	,124	,330	0	1
25-30	,139	,345	0	1	,162	,369	0	1	,161	,368	0	1	,158	,365	0	1
30-35	,120	,325	0	1	,135	,342	0	1	,165	,371	0	1	,138	,345	0	1
35-40	,115	,319	0	1	,118	,323	0	1	,136	,343	0	1	,122	,327	0	1
40-45	,118	,323	0	1	,110	,313	0	1	,121	,327	0	1	,113	,316	0	1
45-50	,141	,348	0	1	,109	,312	0	1	,108	,311	0	1	,117	,322	0	1
50-55	,102	,303	0	1	,122	,327	0	1	,101	,301	0	1	,115	,319	0	1
55-60	,081	,272	0	1	,073	,260	0	1	,089	,284	0	1	,077	,267	0	1
60-70	,021	,143	0	1	,021	,143	0	1	,022	,145	0	1	,021	,142	0	1
Bildung																
<i>Höchster Bildungsabschluss</i>																
Ohne Berufsabschluss, ohne Abi	,230	,421	0	1	,197	,398	0	1	,164	,370	0	1	,195	,396	0	1
Ohne Berufsabschluss, mit Abi	,006	,077	0	1	,007	,082	0	1	,007	,085	0	1	,007	,082	0	1
Mit Berufsabschluss, ohne Abi	,690	,463	0	1	,699	,459	0	1	,707	,455	0	1	,700	,458	0	1
Mit Berufsabschluss, mit Abi	,017	,129	0	1	,027	,161	0	1	,038	,192	0	1	,027	,163	0	1
Fachhochschulabschluss	,028	,164	0	1	,033	,178	0	1	,037	,188	0	1	,033	,178	0	1
Universitätsabschluss	,030	,172	0	1	,038	,190	0	1	,047	,212	0	1	,038	,192	0	1
Beruf und Betrieb																
<i>Stellung im Beruf</i>																
Nicht-Facharbeiter	,234	,423	0	1	,227	,419	0	1	,201	,401	0	1	,220	,414	0	1
Facharbeiter	,264	,441	0	1	,255	,436	0	1	,241	,428	0	1	,254	,435	0	1
Meister/Polier	,024	,154	0	1	,022	,147	0	1	,021	,145	0	1	,022	,148	0	1
Angestellter	,477	,499	0	1	,496	,500	0	1	,536	,499	0	1	,505	,500	0	1
Betriebszugehörigkeit (in Jahren)	6,32	4,07	0	11,0	7,09	5,83	0	16,0	8,07	6,86	0	21,0	7,20	5,77	0	21,0
Arbeitserfahrung (in Jahren)	8,65	3,00	0	11,0	10,8	5,17	0	16,0	13,1	6,60	,005	21,0	10,9	5,29	0	21,0
Betriebsgröße																
≤ 9	,139	,346	0	1	,133	,339	0	1	,137	,343	0	1	,137	,343	0	1
10-19	,081	,272	0	1	,079	,270	0	1	,085	,279	0	1	,081	,273	0	1
20-49	,112	,315	0	1	,116	,320	0	1	,126	,332	0	1	,117	,322	0	1
50-99	,096	,294	0	1	,098	,297	0	1	,107	,310	0	1	,099	,299	0	1
100-499	,245	,430	0	1	,249	,433	0	1	,259	,438	0	1	,250	,433	0	1
500-999	,092	,289	0	1	,095	,293	0	1	,092	,289	0	1	,093	,290	0	1
≥ 1.000	,235	,424	0	1	,230	,421	0	1	,194	,395	0	1	,223	,416	0	1

Berechnung auf Grundlage der IAB-Beschäftigtenstichprobe und der HVBG/BUK-Unfalldaten in Kombination mit Mikrozensus verschiedener Jahre. Soweit die Dimension einer Variablen nicht explizit benannt ist, handelt es sich um einen Anteilswert.

^a Anzahl der Unfälle, die sich innerhalb eines Jahres in der betreffenden Berufsordnung ereignen : Anzahl der Erwerbstätigen in der Berufsordnung im April des betreffenden Jahres.

^b Werte beziehen sich auf den Zeitraum 1985–1991 (N=872.118).

$$\omega_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \gamma_0 p_{it} + \gamma_1 q_{it} + c_{it} + u_{it}, \quad t=1, \dots, T \quad (2)$$

ω_{it} der Lohn des Arbeiters i im Zeitpunkt t , \mathbf{x}_{it} ein $1 \times K$ Vektor persönlicher Merkmale und Job-Charakteristika des Arbeiters in t , p_{it} sein tödliches und q_{it} sein nichttödliches Arbeitsunfallrisiko in t und u_{it} ein über die Zeit und Individuen variierender Fehlerterm (idiosynkratischer Fehlerterm). Die griechischen Buchstaben bezeichnen die zu schätzenden Koeffizienten, wobei γ_0 und γ_1 Skalare sind und es sich im Falle von $\boldsymbol{\beta}$ um einen $K \times 1$ Vektor handelt. Neben der Ergänzung der Zeitdimension, die sich in der zusätzlichen Indexierung der Variablen mit t äußert, unterscheidet sich Gleichung 2 auch hinsichtlich der Hinzunahme von c_i vom in Gleichung 1 dargestellten Querschnittsmodell. Außerdem wurde auf die explizite Nennung der Konstanten α verzichtet, da diese in Abhängigkeit der Interpretation von c_i entweder obsolet wird oder als Bestandteil des Vektors \mathbf{x}_{it} zu verstehen ist.

Der Grund für die Einbeziehung der Variablen c_i besteht darin, die im Datensatz unbeobachteten zeitkonstanten personenspezifischen Charakteristika abzubilden; c_i wird deshalb auch als unbeobachteter (oder individueller) Effekt oder unbeobachtete (oder individuelle) Heterogenität bezeichnet. Häufig angeführte Beispiele für unbeobachtete Heterogenität mit Relevanz für Lohnuntersuchungen sind Intelligenz, Motivation, Beharrlichkeit, Teamfähigkeit und familiärer Hintergrund der Arbeitnehmer (s. auch Wooldridge 2002). Speziell im Zusammenhang mit kompensatorischen Lohndifferenzialen wird individuelle Heterogenität bezüglich der Produktivität im Allgemeinen von Garen (1988) und Hwang, Reed und Hubbard (1992), der risikospezifischen Produktivität im Besonderen von Garen (1988) sowie des Geschicks im Umgang mit riskanten Arbeitssituationen von Shogren und Stamland (2002) problematisiert.

Die unbeobachtete Heterogenität c_i kann auf zwei verschiedene Arten in das Schätzmodell einfließen – als zufällige, die Beobachtung i charakterisierende Störgröße (so genannter „random effect“ [RE]) oder als für jede Beobachtung zu schätzender Parameter (so genannter „fixed effect“ [FE]). Nach dem Verständnis der traditionellen Panelökonometrie soll sich die Behandlung von c_i als zufälliger oder konstanter Effekt daran ausrichten, nach welchen Kriterien die Auswahl der Stichprobe erfolgte (vgl. Baltagi 1997: 13), wie vollständig die Beobachtungseinheiten der Stichprobe die Grundgesamtheit abdecken (vgl. Greene 1997: 623) und ob auf der Grundlage der Stichprobe Aussagen über die Grundgesamtheit oder nur über die in der Stichprobe enthaltenen Beobachtungseinheiten getroffen werden sollen (vgl. Hsiao 1986: 42). Aus der Sicht der „modernen“ Ökono-

metrie müssen diese Begründungen der Modellwahl jedoch als unbefriedigend eingestuft werden. Zum einen sei die Diskussion darüber, ob c_i als Zufallsvariable oder als konstanter (zu schätzender) Effekt zu behandeln ist, für mikroökonomische Anwendungen völlig fehlgeleitet, da „[w]ith a large number of random draws from the cross section, it almost always makes sense to treat the unobserved effects, c_i , as random draws from the population, along with y_{it} and \mathbf{x}_{it} “ (Wooldridge 2002: 252f). Zum anderen bestünde die entscheidende Frage der Modellierung unbeobachteter Heterogenität ohnehin darin, ob c_i mit den beobachteten erklärenden Variablen \mathbf{x}_{it} , p_{it} und q_{it} , $t = 1, 2, \dots, T$ korreliert ist oder nicht.²² Der Terminus „random effect“ ist gemäß diesem Kriterium nicht mehr als ein Synonym für die Unkorreliertheit zwischen beobachteten Variablen und unbeobachtetem Effekt: $Cov(\mathbf{x}_{it}, c_i) = \mathbf{0}, t=1, \dots, T$;²³ und der Begriff „fixed effect“ ist gleichbedeutend damit, dass c_i in beliebiger Weise mit \mathbf{x}_{it} korreliert sein darf (Wooldridge 2002: 252).

Die Tatsache, dass das Fixed-Effects-Modell [FEM] konsistente Parameterschätzungen bei beliebigen Korrelationsbeziehungen zwischen zeitkonstanten ausgelassenen (bzw. unbeobachteten) Variablen und beobachteten Kovariaten ermöglicht, stellt einen wichtigen Vorteil im Vergleich zum Random-Effects-Modell [REM] dar. Letzteres bringt im Falle einer Verletzung der Unkorreliertheitsannahme von c_i und \mathbf{x}_{it} inkonsistente Parameterschätzungen hervor. Die größere Robustheit des FE-Schätzers hat jedoch ihren Preis. Dieser besteht darin, dass die zur Modellierung der unbeobachteten Heterogenität verwendeten zeitkonstanten Individualeffekte keine Berücksichtigung zeitkonstanter Variablen in \mathbf{x}_{it} zulassen, da letztere stets als Linearkombination der Individualeffekte dargestellt werden könnten und somit eine gemeinsame Schätzung scheitern würde. Konkret bedeutet dies, dass im Rahmen einer FE-Analyse auf Individualbasis keine Variablen wie Geschlecht oder Blutgruppe in \mathbf{x}_{it} enthalten sein dürften. Abgesehen davon, stellen häufig auch Variablen mit nur geringer zeitlicher Variation (z.B. Nationalität, Religionszugehörigkeit etc.) ein Problem dar, indem sie zu unpräzisen FE-Schätzergebnissen führen. Wenn es jedoch gerade der Effekt dieser zeitinvarianten oder schwach

²² Werden p_{it} und q_{it} in den nachfolgenden formalen Ausführungen nicht explizit erwähnt, so wird davon ausgegangen, dass sie in Vektor \mathbf{x}_{it} enthalten sind.

²³ Tatsächlich wird im Random-Effects-Modell mit $E(c_i/\mathbf{x}_{it}, \dots, \mathbf{x}_{iT}) = E(c_i)$ die weitergehende Annahme der Unabhängigkeit von c_i und \mathbf{x}_i getroffen, die zwar nicht für die Konsistenz des Random-Effects-Schätzers, jedoch zur Herleitung seiner asymptotischen Varianz benötigt wird.

zeitvarianten Variablen ist, der im Rahmen einer Panelanalyse untersucht werden soll, so ist die Robustheit des FE-Schätzers bezüglich der Korrelation zwischen unbeobachtetem Effekt und \mathbf{x}_{it} praktisch nutzlos. Sieht man einmal von Instrumentvariablenansätzen ab, stellt die RE-Analyse in einer solchen Situation den einzig gangbaren Weg dar. Für den Fall, dass die kritische Annahme an den RE-Schätzer erfüllt ist, bietet dieser jedoch nicht nur den Vorteil einer möglichen Berücksichtigung zeitinvarianter Variablen in \mathbf{x}_{it} , sondern weist häufig auch deutlich geringere Varianzen als der FE-Schätzer auf (Wooldridge 2002: 266–288).

Was bedeuten diese Ausführungen nun aber für das konkrete Schätzproblem dieser Arbeit? Im Schätzdatensatz sind z.B. keine Angaben über Intelligenz, Motivation oder Ausdauer der Arbeiter vorhanden. Da es sich bei diesen Merkmalen offensichtlich um Humankapitalindikatoren handelt und Humankapital neben den Löhnen auch die Wahl des Jobrisikos beeinflusst – „[. . .] individuals with greater human capital and higher earnings potential will experience an income effect and select jobs with less risk“ (Garen 1988: 9) –, kann nicht davon ausgegangen werden, dass c_i und \mathbf{x}_{it} unkorreliert sind. Demnach würde ein RE-Modell zu inkonsistenten Parameterschätzungen führen. Da andererseits die Arbeitsunfallrisiken als die im Mittelpunkt des Interesses stehenden erklärenden Variablen nicht im Verdacht stehen, zeitinvariant oder schwach zeitvariant zu sein – dies ergibt sich vor allem aus der Tatsache, dass die Individuen im Beobachtungszeitraum eine nicht unerhebliche berufliche Mobilität aufweisen²⁴ –, erscheint das FE-Modell die geeignete Wahl zu sein. Als Problem erweist sich hierbei jedoch, dass über 10% der Entgeltangaben im Schätzdatensatz einer Zensurierung von oben (bzw. rechts) unterliegen. Standardmäßige, mit OLS durchgeführte FE-Panel Schätzungen bringen unter diesen Voraussetzungen – sowohl unter ausschließlicher Verwendung der nicht-zensierten als auch unter Einbeziehung der zensierten Beobachtungen – gegen Null verzerrte und inkonsistente Parameterschätzungen hervor (s. z.B. Amemiya 1985 oder Wooldridge 2002). Mit dem *Censored-Regression-Modell* [CRM] steht allerdings eine speziell für diese Datenproblematik entwickelte Schätzmethode zur Verfügung. Die prinzipielle Idee dieses Ansatzes besteht darin, unter der Annahme einer Normalverteilung des Störterms des Modells entsprechende Korrekturen für den zensierten bzw. unstetigen Teil der Verteilung in der zu schätzenden (Log-)Likelihood Funktion vorzunehmen.²⁵

Wünschenswert wäre demnach die Anwendung eines *Fixed-Effects-Censored-Regression-Modells* [FECRM]. Hier stößt man jedoch erneut auf ein Problem, da kei-

ne Transformation existiert, die es erlaubt, die FE aus der Likelihood Funktion zu entfernen. Ferner kann auch nicht der *FE-Dummy-Variable-Estimator* angewendet werden, da die mit diesem Schätzer produzierten Ergebnisse im Falle des CRM und des Tobit Modells verzerrt sind. Abgesehen davon wäre eine Anwendung des *Dummy-Variable-Estimator* im Falle des Schätzproblems dieser Arbeit allein daran gescheitert, dass für manche Regressionen eine Bestimmung von über 200.000 Koeffizienten notwendig gewesen wäre. Demnach existiert kein unverzerrter parametrischer Schätzer für das FECRM (vgl. Stata Corporation 2003b). Honoré (1992) hat jedoch konsistente semi-parametrische Schätzer für *Truncated- und Censored-Regression-Modelle* entwickelt, welche auch dem vorliegenden Schätzproblem gerecht werden würden. Das Problem dieser Schätzer besteht allerdings darin, dass sie in keinem der verfügbaren ökonometrischen Softwarepakete vorhanden sind und deshalb individuell programmiert werden müssten. Bequemer ist stattdessen die Anwendung eines von Wooldridge (2002) vorgeschlagenen und auf Chamberlain (1980) zurückgehenden parametrischen RE-Schätzers, der sich durch die Aufhebung der restriktiven Forderung der Unkorreliertheit von c_i und \mathbf{x}_{it} auszeichnet. Nachfolgend soll dieser Schätzer kurz vorgestellt werden.

Ausgangspunkt ist das Standard Random-Effects-*Censored-Regression-Modell* [RECRM], das wie folgt geschrieben werden kann:

$$\omega_{it} = \min(ZW_t, \omega_{it}^*), \quad \omega_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it}, \quad t=1, \dots, T \quad (3)$$

$$u_{it} | \mathbf{x}_{it}, c_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_u^2), \quad t=1, \dots, T \quad (4)$$

$$c_i | \mathbf{x}_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_c^2) \quad (5)$$

In Ergänzung zur bereits eingeführten Notation stellt ZW_t einen zeitvarianten Zensierungswert dar²⁶ und $\mathbf{x}_i \equiv (\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT})$. Annahme 4 setzt nicht nur Normalität

²⁴ Im Zeitraum 1985–1995 verzeichnen die 211.000 in die Analyse einfließenden Personen/Erwerbsgeschichten 80.500 Berufswechsel (basierend auf der aggregierten Berufsvariablen mit 209 Merkmalsausprägungen gemäß Abschnitt 3.3).

²⁵ Schätztechnisch ähnelt das CRM damit sehr stark den Tobit Modellen. Ein wichtiger Unterschied besteht jedoch darin, dass die von Softwarepaketen wie z.B. Stata[®] ausgegebenen Schätzkoeffizienten des CRM genauso wie die Koeffizienten eines linearen Regressionsmodells ohne Datenzensurierung – z.B. als marginale Effekte – interpretierbar sind. Im Falle der Tobit Modelle stellen die relevanten marginalen Effekte dagegen nichtlineare Funktionen der ausgegebenen Schätzkoeffizienten dar und müssen demnach nachträglich berechnet werden.

²⁶ Die Einführung der Zeitvarianz wird wegen der jährlichen Veränderung der Beitragsbemessungsgrenze der Sozialversicherung notwendig.

des idiosynkratischen Fehlerterms u_{it} voraus, sondern impliziert gleichzeitig strikte Exogenität von \mathbf{x}_{it} gegeben c_i .²⁷ Des Weiteren setzt Annahme 5 eine Normalverteilung des individuellen Effekts c_i und die Unabhängigkeit von c_i und \mathbf{x}_i voraus, wobei $E(c_i) = 0$ keine wirkliche Restriktion darstellt, sofern – wie oben angenommen – eine Konstante in \mathbf{x}_{it} enthalten ist. Die Verschärfung der Annahmen des RECRM im Vergleich zum Standard RE-Modell (mit $E(u_{it}|\mathbf{x}_i, c_i) = 0$, $t = 1, \dots, T$ und $E(c_i|\mathbf{x}_i) = E(c_i) = 0$) besteht demnach in der Forderung, dass sowohl der idiosynkratische Fehler u_{it} als auch der unbeobachtete Effekt c_i einer Normalverteilung unterliegen. Diese Annahmen erfordern, dass auch die latente Variable ω_{it}^* die Eigenschaften einer Normalverteilung besitzt. Da es sich im Falle der zu erklärenden Variablen dieser Untersuchung um das Bruttotagesentgelt der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten handelt und Lohn- wie auch Vermögensvariablen in der Regel nicht normalverteilt sind, sondern rechtsschiefe (bzw. linkssteile) Verteilung besitzen, geht die Lohnvariable in logarithmierter Form in die Analyse ein. Wenn also nachfolgend von ω_{it}^* und ω_{it} die Rede ist, sind nicht die Niveaus, sondern die logarithmischen Transformationen der latenten und beobachteten Lohnvariablen gemeint.

Das Ausgangsmodell schließt die Korrelation von c_i und \mathbf{x}_i aus (s. Annahme 5). Diese Annahme ist für den vorliegenden Untersuchungsgegenstand und die gegebene Datenlage zu restriktiv und würde zu verzerrten und inkonsistenten Parameterschätzungen führen. Es muss deshalb das Ziel sein, eine bedingte Verteilung von c_i gegeben \mathbf{x}_i zu spezifizieren, die diese kritische Annahme aufhebt und Abhängigkeit zwischen c_i und \mathbf{x}_i zulässt. Chamberlain (1980) schlägt vor, Abhängigkeit mittels einer einfachen linearen Regressionsbeziehung der Form $c_i = \psi + \mathbf{x}_i \boldsymbol{\pi} + a_i$ zu modellieren, wobei Unabhängigkeit von a_i und \mathbf{x}_i gelten soll und eine Normalverteilung mit Erwartungswert 0 und Varianz σ_a^2 für a_i unterstellt wird.²⁸ Des Weiteren weist Chamberlain auf die Möglichkeit der Einführung der Restriktion $\mathbf{x}_i \boldsymbol{\pi} = \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}$ hin, wobei $\bar{\mathbf{x}}_i$ den Mittelwert von \mathbf{x}_{it} für $t = 1, \dots, T$ (d.h. personenspezifische Mittelwerte der in \mathbf{x}_{it} enthaltenen Variablen) darstellt. Diese nicht besonders strenge Restriktion besitzt den Vorteil, dass einerseits die Notation des Ausgangsmodells beibehalten werden kann und andererseits $\bar{\mathbf{x}}_i$ maximal die Dimension K besitzt. (Wegen $\mathbf{x}_i \equiv (\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT})$ ist die Dimension von \mathbf{x}_i $1 \times (K \times T)$. $\bar{\mathbf{x}}_i$ besitzt dagegen nur die Dimension $1 \times (K - M)$, wobei M die Anzahl der zeitinvarianten Variablen in \mathbf{x}_i repräsentiert. Da für zeitinvariante Variablen $\mathbf{x}_{it} = \bar{\mathbf{x}}_i$ gilt, dürfen diese nicht sowohl in \mathbf{x}_{it} und $\bar{\mathbf{x}}_i$ enthalten sein.) In Anlehnung an Wooldridge (2002: 487, 540) können die Annahmen an die bedingte Verteilung von c_i gemäß

$$c_i | \mathbf{x}_i \sim \text{Normal}(\psi + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}, \sigma_a^2), \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

zusammengefasst werden und führen zu dem folgenden modifizierten RECRM:

$$\omega_{it} = \min(ZW_r, \omega_{it}^*), \quad \omega_{it}^* = \psi + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi} + \alpha_i + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

$$u_{it} | \mathbf{x}_i, a_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_u^2), \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

$$a_i | \mathbf{x}_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_a^2) \quad (9)$$

Wie Annahme 7 entnommen werden kann, bewirkt die Aufspaltung von c_i in einen mit \mathbf{x}_i korrelierten und unkorrelierten Term eine Veränderung der latenten Variablen von $\omega_{it}^* = \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it}$ in $\hat{\omega}_{it}^* = \psi + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi} + a_i + u_{it}$. Der zentrale Unterschied zum Ausgangsmodell besteht darin, dass die Einbeziehung der Regressoren $\bar{\mathbf{x}}_i$ in Gleichung 7 die Kontrolle zeitkonstanter unbeobachteter Heterogenität erlaubt. Intuitiv lässt sich dies damit begründen, dass man den Effekt einer Veränderung von x_{itj} (j ist der Identifikator der erklärenden Variablen in \mathbf{x}_{it}) schätzt, aber gleichzeitig den zugehörigen zeitspezifischen Mittelwert \bar{x}_{ij} konstant hält.

Eine Einschränkung des modifizierten Modells besteht allerdings darin, dass man zwar weiterhin zeitinvariante Variablen in \mathbf{x}_{it} berücksichtigen kann, es jedoch nicht mehr möglich ist, Aussagen über deren partielle Effekte zu treffen. Der Grund ist, dass für zeitinvariante Variablen $x_{itj} = \bar{x}_{ij}$ gilt und zwei identische Variablen nicht gleichzeitig in ein Regressionsmodell einfließen können.²⁹ Abgesehen von der Interpretierbarkeit der Koeffizienten sollten zeitinvariante Variablen (ihre Relevanz für den Untersuchungsgegenstand vorausgesetzt) jedoch stets in die Schätzungen einbezogen werden, da so zumindest die Varianz der Schätzfehler reduziert werden kann. Für die vorliegende Untersuchung spielt diese Problematik jedoch nur eine untergeordnete Rolle, da die entscheidenden erklärenden Variablen (Unfallrisikomaße) nicht zeitinvariant sind. Überdies taucht im modifizierten Modell mit ψ eine explizite Konstante

²⁷ Die Annahme der strikten Exogenität bedeutet, dass sofern x_{it} und c_i kontrolliert werden, x_{is} für ($s \neq t$) keinen partiellen Effekt bezüglich ω_{it} besitzt. Strikte Exogenität von \mathbf{x}_{it} gegeben c_i wird sowohl im Standard RE- als auch FE-Modell unterstellt (siehe hierzu z.B. Wooldridge (2002)).

²⁸ Tatsächlich wird in Chamberlain (1980) nur gefordert, dass α_i unabhängig identisch verteilt ist. Dies ist deshalb ausreichend, da sich Chamberlain nicht auf Panelmodelle für zensierte Daten, sondern auf Panel-Logit- und Panel-Probit-Modelle bezieht.

²⁹ Nur im (nicht verifizierbaren) Sonderfall, dass der Effekt einer zeitinvarianten Variable in $\boldsymbol{\xi}$ Null ist, wäre es zulässig, ihren Schätzkoeffizienten in $\boldsymbol{\beta}$ als partiellen Effekt zu interpretieren.

auf und a_i tritt an die Stelle von c_i im Ausgangsmodell. Diese Veränderungen implizieren lediglich, dass im modifizierten Modell keine Konstante in \mathbf{x}_{it} enthalten sein darf und die zu schätzende Varianz des individuellen Fehlerterms nun σ_a und nicht mehr σ_c ist. Entscheidend ist jedoch, dass es sich im Falle des modifizierten Modells immer noch um ein RECRM handelt und – vorausgesetzt die Annahmen 7–9 sind erfüllt – Softwarepakete wie Stata[®], die ein entsprechendes Schätzmodul enthalten, \sqrt{N} -konsistente Schätzer für $\psi, \beta, \xi, \sigma^2, \sigma_a^2$ zu generieren und somit eine bequeme Variante darstellen, unbeobachtete Heterogenität in Panelmodellen mit zensierter abhängiger Variable zu kontrollieren (Wooldridge 2002: 487f, 540f).³⁰

Exemplarisch sind acht der durchgeführten Regressionen in Tabelle 4 dargestellt. Dabei handelt es sich um vier Querschnittsschätzungen (Spalten 1–4), zwei Schätzungen mit gepoolten Daten (Spalten 5–6) und zwei Panelschätzungen (Spalten 7–8). Die Durchführung von Querschnitts- und gepoolten Schätzungen ist trotz der fehlenden Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität aus zwei Gründen von Interesse. Zum einen kann so ein Vergleich zwischen den Ergebnissen für Deutschland und den Resultaten von ausländischen – insbesondere US-amerikanischen – Studien, die fast ausschließlich auf Querschnittsuntersuchungen basieren, angestellt werden. Zum anderen sollen aus einem Vergleich der Querschnitts- und Panelergebnisse für Deutschland Erkenntnisse darüber gewonnen werden, inwiefern sich die Nichtberücksichtigung unbeobachteter individueller Heterogenität in Verzerrungen der WSL-Schätzungen niederschlägt.

Bei allen Regressionen dieser Arbeit handelt es sich um semilogarithmische Spezifikationen des Typs „log-level“, d.h., dass die abhängige Variable in logarithmierter und die erklärenden Variablen in nicht-logarithmierter Form in die Schätzungen eingehen. Für die Interpretation der Schätzkoeffizienten bedeutet dies, dass sie die prozentuale Veränderung der abhängigen Variablen im Zuge einer Veränderung der erklärenden Variablen um eine Einheit angeben – d.h. $\% y (100 \beta_1) x$. Demnach würde sich gemäß Tabelle 4, Spalte 8 ein Anstieg des tödlichen Unfallrisikos um eine Einheit – d.h. um einen Todesfall je 1.000 Arbeitnehmern – in einer Lohnzunahme von 5% niederschlagen.³¹ Nicht unmittelbar aus den Schätzkoeffizienten ersichtlich ist hingegen der Einfluss erklärender Variablen, die wie *Betriebszugehörigkeit* und *Arbeitserfahrung* nicht nur in einfacher, sondern auch in quadratischer Form in das Modell einfließen. In allgemeiner Schreibweise ergibt sich der gesuchte Effekt in Log-Level-Spezifikationen als $\% y 100\{[\beta_1 + 2(\beta_2)]x\} x$, wobei β_1 den Schätz-

koeffizienten des einfachen und β_2 jenen des quadratischen Terms der erklärenden Variablen bezeichnet. Vor allem wird deutlich, dass die prozentuale Veränderung der abhängigen Variablen y nun auch vom Niveau der erklärenden Variablen x abhängig ist. Schließlich ist der Fall in Betracht zu ziehen, dass der Regressor eine Dummy- bzw. 0- bis 1-Variable darstellt (alle übrigen Variablen der Tabelle 4); dann misst der geschätzte Koeffizient die prozentuale Veränderung der abhängigen Variablen im Falle eines Übergangs der Dummy-Variablen von 0 nach 1. Betrachtet man z.B. den Übergang der Variablen *Männlich* von 0 (Geschlecht = weiblich) nach 1 (Geschlecht = männlich), so beträgt der damit einhergehende Lohnaufschlag 31,5% (s. Spalte 8), was gleichbedeutend damit ist, dass Männer *ceteris paribus* einen um 31,5% höheren Lohn erzielen als Frauen. Jene Dummy-Variablen, die sich auf Referenzkategorien beziehen (s. die Variablengruppen *Alter*, *Höchster Bildungsabschluss*, *Stellung im Beruf* und *Betriebsgröße*), müssen allerdings in Bezug auf eben diese Referenzkategorie interpretiert werden. Wieder anhand von Spalte 8 erläutert, bedeutet dies, dass 20- bis 25-Jährige unter sonst gleichen Bedingungen einen um 16,3% höheren Verdienst besitzen als die Referenzkategorie der 15- bis 20-Jährigen.

Für die Koeffizienten der Querschnitts- und gepoolten Schätzungen werden sowohl robuste Standardfehler (in runden Klammern) als auch robuste Standardfehler unter Berücksichtigung von *Clustering* bezogen auf die Berufsordnung (Querschnittsschätzungen) bzw. die Berufsordnung und die Person (gepoolte Schätzungen) ausgewiesen. Die *Clustering*-Option trägt der Möglichkeit Rechnung, dass aufgrund der einheitlichen Zuweisung der Risikomaße über die Berufskennziffer Korrelationen in den Residuen zwischen Personen der gleichen Berufsordnung auftreten und die Standardfehler deshalb zu gering ausfallen (s. Hersch 1998, Viscusi 2003). Dass die

³⁰ Die nachfolgend präsentierten Panelschätzungen wurden mit dem Stata[®]-Befehl „xtintreg“ durchgeführt (s. Stata Corporation 2003b). Dieser Befehl ist allerdings sehr langsam, was sich in Anbetracht der hohen Anzahl von erklärenden Variablen (89–99) und Beobachtungen (388.966–1.378.405) in Rechenzeiten von mehreren Tagen je Regression niederschlug. Für Schätzungen mit Querschnitten und gepoolten Daten wurde der Befehl „intreg“ verwandt (s. Stata Corporation 2003a).

³¹ Es sei angemerkt, dass eine derartige Zunahme des durchschnittlichen tödlichen Unfallrisikos unrealistisch hoch ist, da sie mehr als einer Verzehnfachung des mittleren tödlichen Unfallrisikos im Untersuchungszeitraum gleichkäme (s. Tabelle 3) und somit nicht davon ausgegangen werden kann, dass das geschätzte Modell auch für diese grundlegend geänderte Gefahrensituation Gültigkeit besitzt. Die Dimension des tödlichen Unfallmaßes wurde jedoch nur aus Darstellungsgründen als „Fälle je 1.000 Arbeitnehmer“ gewählt.

Tabelle 4

Lohnregressionen mit Unfallrisikomaß für alle BeschäftigtenAbhängige Variable: \ln (Bruttotageslohn in € und Preisen von 2001)

	Querschnitt				Pool		Panel	
	245 Berufe		209 Berufe		245 B.	209 B.	245 B.	209 B.
	1989	1991	1989	1995	89-91	89-95	89-91	89-95
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Tödl. AU-Risiko x 10 ³ (5-Jahresmittel)	,1034 (,0073) ^a [,0568] ^c	,1155 (,0076) ^a [,0599] ^c	,1004 (,0075) ^a [,0589] ^c	,2025 (,0119) ^a [,0704] ^a	,1067 (,0042) ^a [,0573] ^c	,1356 (,0034) ^a [,0607] ^b	,0373 (,0060) ^a	,0538 (,0035) ^a
Männlich	,3247 (,0023) ^a [,0193] ^a	,3225 (,0023) ^a [,0179] ^a	,3251 (,0023) ^a [,0195] ^a	,2969 (,0024) ^a [,0178] ^a	,3256 (,0013) ^a [,0189] ^a	,3158 (,0009) ^a [,0186] ^a	,3309 (,0016) ^a	,3146 (,0015) ^a
Verheiratet	,0151 (,0019) ^a [,0088] ^c	,0205 (,0019) ^a [,0076] ^a	,0150 (,0019) ^a [,0088] ^c	,0242 (,0019) ^a [,0079] ^a	,0175 (,0011) ^a [,0083] ^b	,0198 (,0007) ^a [,0080] ^b	,0040 (,0012) ^a	,0056 (,0007) ^a
Deutsch	-,0334 (,0030) ^a [,0065] ^a	-,0196 (,0029) ^a [,0062] ^a	-,0335 (,0030) ^a [,0066] ^a	-,0113 (,0030) ^a [,0068] ^c	-,0262 (,0017) ^a [,0065] ^a	-,0191 (,0011) ^a [,0065] ^a	-,0284 (,0027) ^a	-,0151 (,0023) ^a
<i>Alter (Referenz: 15–20-Jährige)</i>								
20-25	,2215 (,0094) ^a [,0172] ^a	,2085 (,0098) ^a [,0167] ^a	,2216 (,0094) ^a [,0175] ^a	,1672 (,0137) ^a [,0227] ^a	,2143 (,0055) ^a [,0160] ^a	,1868 (,0041) ^a [,0134] ^a	,1290 (,0032) ^a	,1547 (,0020) ^a
25-30	,2543 (,0095) ^a [,0196] ^a	,2539 (,0098) ^a [,0198] ^a	,2544 (,0095) ^a [,0200] ^a	,2072 (,0138) ^a [,0260] ^a	,2556 (,0055) ^a [,0194] ^a	,2284 (,0041) ^a [,0166] ^a	,1299 (,0037) ^a	,1742 (,0023) ^a
30-35	,2543 (,0097) ^a [,0183] ^a	,2397 (,0100) ^a [,0178] ^a	,2544 (,0097) ^a [,0188] ^a	,2074 (,0139) ^a [,0278] ^a	,2490 (,0056) ^a [,0174] ^a	,2243 (,0041) ^a [,0162] ^a	,1299 (,0042) ^a	,1711 (,0026) ^a
35-40	,2703 (,0099) ^a [,0189] ^a	,2465 (,0101) ^a [,0183] ^a	,2705 (,0099) ^a [,0196] ^a	,1926 (,0140) ^a [,0279] ^a	,2627 (,0057) ^a [,0179] ^a	,2298 (,0042) ^a [,0166] ^a	,1295 (,0047) ^a	,1684 (,0029) ^a
40-45	,2895 (,0100) ^a [,0196] ^a	,2621 (,0102) ^a [,0187] ^a	,2897 (,0100) ^a [,0203] ^a	,1998 (,0141) ^a [,0281] ^a	,2800 (,0058) ^a [,0185] ^a	,2450 (,0042) ^a [,0172] ^a	,1258 (,0052) ^a	,1599 (,0033) ^a
45-50	,2933 (,0100) ^a [,0200] ^a	,2619 (,0103) ^a [,0200] ^a	,2935 (,0100) ^a [,0210] ^a	,2005 (,0142) ^a [,0285] ^a	,2839 (,0058) ^a [,0196] ^a	,2494 (,0042) ^a [,0182] ^a	,1169 (,0058) ^a	,1408 (,0037) ^a
50-55	,2620 (,0101) ^a [,0211] ^a	,2408 (,0103) ^a [,0210] ^a	,2623 (,0101) ^a [,0218] ^a	,2003 (,0142) ^a [,0292] ^a	,2562 (,0058) ^a [,0204] ^a	,2337 (,0043) ^a [,0192] ^a	,1043 (,0063) ^a	,1154 (,0041) ^a
55-60	,2529 (,0103) ^a [,0218] ^a	,2183 (,0105) ^a [,0215] ^a	,2532 (,0103) ^a [,0225] ^a	,1710 (,0144) ^a [,0305] ^a	,2405 (,0059) ^a [,0211] ^a	,2114 (,0043) ^a [,0203] ^a	,0924 (,0068) ^a	,0895 (,0045) ^a
60-70	,1963 (,0132) ^a [,0280] ^a	,1686 (,0130) ^a [,0272] ^a	,1966 (,0132) ^a [,0294] ^a	,1341 (,0160) ^a [,0321] ^a	,1847 (,0075) ^a [,0273] ^a	,1671 (,0052) ^a [,0260] ^a	,0779 (,0079) ^a	,0604 (,0051) ^a
<i>Höchster Bildungsabschluss</i> (Ref.: Ohne Berufsabschl., ohne Abi.)								
Ohne Berufsabschl., mit Abi.	,1232 (,0147) ^a [,0225] ^a	,1230 (,0130) ^a [,0234] ^a	,1229 (,0147) ^a [,0227] ^a	,1377 (,0127) ^a [,0237] ^a	,1221 (,0080) ^a [,0232] ^a	,1315 (,0050) ^a [,0228] ^a	-,0429 (,0097) ^a	-,0548 (,0054) ^a
Mit Berufsabschl., ohne Abi.	,0622 (,0026) ^a [,0058] ^a	,0600 (,0026) ^a [,0053] ^a	,0619 (,0026) ^a [,0060] ^a	,0699 (,0028) ^a [,0066] ^a	,0614 (,0015) ^a [,0057] ^a	,0633 (,0010) ^a [,0059] ^a	,0237 (,0029) ^a	,0277 (,0016) ^a
Mit Berufsabschl., mit Abi.	,1905 (,0068) ^a [,0246] ^a	,1874 (,0060) ^a [,0206] ^a	,1902 (,0068) ^a [,0248] ^a	,1985 (,0056) ^a [,0180] ^a	,1877 (,0037) ^a [,0221] ^a	,1917 (,0023) ^a [,0204] ^a	,0402 (,0056) ^a	,0447 (,0030) ^a
Fachhochschule	,3650 (,0060) ^a [,0232] ^a	,3625 (,0058) ^a [,0233] ^a	,3645 (,0060) ^a [,0247] ^a	,3648 (,0058) ^a [,0222] ^a	,3624 (,0034) ^a [,0230] ^a	,3610 (,0022) ^a [,0235] ^a	,0651 (,0076) ^a	,0755 (,0039) ^a
Universität	,5150 (,0070) ^a [,0368] ^a	,4814 (,0065) ^a [,0307] ^a	,5145 (,0070) ^a [,0374] ^a	,4800 (,0061) ^a [,0299] ^a	,4966 (,0039) ^a [,0329] ^a	,4818 (,0024) ^a [,0313] ^a	,0855 (,0083) ^a	,0936 (,0042) ^a

noch Tabelle 4

Abhängige Variable: \ln (Bruttotageslohn in € und Preisen von 2001)

	Querschnitt				Pool		Panel	
	245 Berufe		209 Berufe		245 B.	209 B.	245 B.	209 B.
	1989	1991	1989	1995	89-91	89-95	89-91	89-95
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Stellung im Beruf</i>								
(Ref.: Nicht-Facharbeiter)								
Facharbeiter	,0539 (,0025) ^a [,0082] ^a	,0547 (,0024) ^a [,0080] ^a	,0536 (,0025) ^a [,0082] ^a	,0629 (,0026) ^a [,0078] ^a	,0550 (,0014) ^a [,0083] ^a	,0582 (,0009) ^a [,0079] ^a	-,0017 (,0026)	,0020 (,0015)
Meister / Polier	,3053 (,0059) ^a [,0195] ^a	,3090 (,0058) ^a [,0187] ^a	,3055 (,0060) ^a [,0194] ^a	,3024 (,0059) ^a [,0168] ^a	,3062 (,0034) ^a [,0196] ^a	,3077 (,0022) ^a [,0186] ^a	,0808 (,0061) ^a	,0883 (,0032) ^a
Angestellter	,2691 (,0028) ^a [,0270] ^a	,2635 (,0028) ^a [,0266] ^a	,2689 (,0028) ^a [,0275] ^a	,2830 (,0030) ^a [,0258] ^a	,2659 (,0016) ^a [,0269] ^a	,2731 (,0011) ^a [,0268] ^a	,0414 (,0034) ^a	,0523 (,0018) ^a
Betriebszugehörigkeit	,0004 (,0007) [,0021]	,0039 (,0007) ^a [,0015] ^a	,0004 (,0007) [,0021]	,0070 (,0006) ^a [,0011] ^a	,0029 (,0004) ^a [,0017] ^c	,0050 (,0002) ^a [,0012] ^a	-,0072 (,0004) ^a	-,0007 (,0002) ^a
Betriebszugehörigkeit ² x 10 ⁻¹	-,0004 (,0004) [,0010]	-,0022 (,0004) ^a [,0007] ^a	-,0004 (,0004) [,0010]	-,0030 (,0002) ^a [,0004] ^a	-,0017 (,0002) ^a [,0008] ^b	-,0024 (,0001) ^a [,0005] ^a	,0030 (,0003) ^a	,0000 (,0001)
Arbeits erfahrung	,0211 (,0012) ^a [,0022] ^a	,0160 (,0009) ^a [,0021] ^a	,0211 (,0012) ^a [,0023] ^a	,0213 (,0009) ^a [,0024] ^a	,0194 (,0006) ^a [,0020] ^a	,0237 (,0003) ^a [,0017] ^a	,1177 (,0018) ^a	,0661 (,0005) ^a
Arbeits erfahrung ² x 10 ⁻¹	,0023 (,0007) ^a [,0016]	,0023 (,0005) ^a [,0014]	,0023 (,0007) ^a [,0017]	-,0019 (,0004) ^a [,0013]	,0013 (,0003) ^a [,0014]	-,0025 (,0001) ^a [,0008] ^a	-,0281 (,0003) ^a	-,0140 (,0001) ^a
<i>Betriebsgröße (Ref.: ≤ 9 Beschäftigte)</i>								
10-19	,1442 (,0046) ^a [,0116] ^a	,1490 (,0046) ^a [,0118] ^a	,1442 (,0046) ^a [,0116] ^a	,1493 (,0045) ^a [,0132] ^a	,1477 (,0027) ^a [,0122] ^a	,1495 (,0017) ^a [,0130] ^a	,0261 (,0019) ^a	,0365 (,0011) ^a
20-49	,1982 (,0041) ^a [,0162] ^a	,2039 (,0041) ^a [,0147] ^a	,1985 (,0041) ^a [,0161] ^a	,1982 (,0041) ^a [,0165] ^a	,2041 (,0024) ^a [,0156] ^a	,2043 (,0015) ^a [,0162] ^a	,0460 (,0022) ^a	,0644 (,0012) ^a
50-99	,2434 (,0041) ^a [,0200] ^a	,2527 (,0041) ^a [,0184] ^a	,2438 (,0041) ^a [,0200] ^a	,2507 (,0041) ^a [,0187] ^a	,2494 (,0024) ^a [,0196] ^a	,2512 (,0015) ^a [,0199] ^a	,0599 (,0024) ^a	,0841 (,0013) ^a
100-499	,2837 (,0037) ^a [,0220] ^a	,2959 (,0037) ^a [,0192] ^a	,2841 (,0037) ^a [,0223] ^a	,2921 (,0037) ^a [,0209] ^a	,2917 (,0021) ^a [,0206] ^a	,2934 (,0014) ^a [,0212] ^a	,0801 (,0023) ^a	,1041 (,0013) ^a
500-999	,3160 (,0041) ^a [,0213] ^a	,3305 (,0041) ^a [,0188] ^a	,3163 (,0041) ^a [,0215] ^a	,3387 (,0041) ^a [,0214] ^a	,3249 (,0024) ^a [,0202] ^a	,3296 (,0015) ^a [,0210] ^a	,0874 (,0028) ^a	,1180 (,0016) ^a
≥ 1.000	,3724 (,0038) ^a [,0224] ^a	,3818 (,0038) ^a [,0195] ^a	,3727 (,0038) ^a [,0226] ^a	,3822 (,0038) ^a [,0203] ^a	,3798 (,0022) ^a [,0213] ^a	,3816 (,0014) ^a [,0216] ^a	,1006 (,0029) ^a	,1328 (,0016) ^a
Konstante	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
14 Wirtschaftszweigdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Jahresdummies	nein	nein	nein	nein	ja	ja	ja	ja
\bar{x}_i	nein	nein	nein	nein	nein	nein	ja	ja
$\hat{\sigma}$,2867	,2890	,2867	,2858	,2887	,2873		
$\hat{\sigma}_a$,2541	,2383
$\hat{\sigma}_u$,1118	,1291
Anzahl der Beobachtungen	125592	132793	125592	121805	388966	895253	388966	895253
Anteil der rechts- zensierten Beob.	,1027	,1153	,1027	,1004	,1074	,1070	,1074	,1070

Berechnung auf Grundlage der IABS und der HVBG/BUK-Unfalldaten in Kombination mit Mikrozensen verschiedener Jahre.

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 Variablenamen ausgedrückte Zustand zutrifft. Querschnittsschätzungen (Spalten 1-4): Werte in runden Klammern geben die robusten Standardfehler und Werte in eckigen Klammern die robusten Standardfehler unter Berücksichtigung von *Clustering* bezogen auf die Berufsordnung an. 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 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

Standardfehler unter Berücksichtigung der *Clustering*-Option tatsächlich fast ausnahmslos deutlich höher sind als die (nur) robusten Standardfehler, kann als Hinweis auf die Berechtigung dieser Vermutung gewertet werden. Für die Panelschätzungen sind die konventionellen Standardfehler des RECRM angegeben. Da RE-Modelle spezifische Annahmen hinsichtlich der Korrelationsstruktur des zusammengesetzten Fehlerterms treffen, kommt hier der Einsatz der *Clustering*- oder Robust-Option zur Berechnung der Standardfehler nicht in Frage.

Die entscheidenden Koeffizienten in Tabelle 4 sind jene, die den Lohneinfluss des tödlichen Arbeitsunfallrisikos messen, da aus ihnen gemäß der Formel $WSL = \hat{\gamma}_0 \times 1.000 \times 365 \times \omega_{korrr}$ die Steigung der Kontraktkurve (s. Abschnitt 2), d.h. der implizite Wert eines statistischen Lebens, berechnet werden kann. Hierzu muss der in Tabelle 4 ausgewiesene Schätzkoeffizient des tödlichen Arbeitsunfallrisikos $\hat{\gamma}_0$ zunächst mit 1.000 multipliziert werden, um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass die Maßeinheit der Risikovariablen „Fälle je 1.000 Arbeitnehmer“ ist. Ferner erfolgt eine Multiplikation mit dem Faktor 365, um die Bezugsperioden der abhängigen Variablen (Tag) und der Risikovariablen (Jahr) vergleichbar zu machen. Da die abhängige Variable zudem logarithmiert in die Analyse eingeht, bedarf es zur Bestimmung des marginalen Risikoeffekts auch einer Multiplikation mit dem (mittleren) Tagesverdienst ω_{korrr} , wobei letzterer aufgrund der Zensierungsproblematik in korrigierter Form in die Berechnung einfließen muss, da sonst eine Unterschätzung des WSL erfolgt.

Die Schätzkoeffizienten weisen mit wenigen Ausnahmen die erwarteten Vorzeichen auf. *Ceteris paribus* werden in gefährlicheren Berufen höhere Löhne gezahlt, sind die Löhne von Männern höher als die von Frauen, nehmen die Arbeitsverdienste mit zunehmendem Alter zunächst zu und dann wieder ab, werden Personen mit höherem Bildungsabschluss besser bezahlt, verdienen Meister/Poliere mehr als Facharbeiter und steigt der Verdienst mit der Arbeitserfahrung und der Größe des Betriebes. Unerwartet erscheint auf den ersten Blick der negativ signifikante Lohn effekt für Beschäftigte mit deutscher Staatsangehörigkeit. Bedenkt man jedoch, dass Unterschiede im Humankapital durch die Spezifikation weitgehend abgedeckt sind und ausländische Mitbürger häufig auch solche Jobs annehmen, die aufgrund unvorteilhafter Arbeitsbedingungen von Deutschen eher abgelehnt werden, dann kann der Nationalitätsindikator als Proxy für kompensatorische Lohndifferenziale – sofern diese keine durch die Risikovariablen abgedeckten Risikodifferenziale sind – aufgefasst und das negative Vorzeichen erklärt werden. Während die Ergebnisse der Querschnitts- und gepoolten Regressionen

(Spalten 1–6) eine hohe Übereinstimmung aufweisen, ergeben sich für die Panelschätzungen (Spalten 7 und 8) fast ausschließlich kleinere Koeffizientenschätzungen. Ausnahmen sind die Variablen *Männlich* und *Deutsch*, für die keine systematischen Unterschiede zwischen Panelschätzungen und den übrigen Spezifikationen zu beobachten sind, und die Variable *Arbeitserfahrung*, deren Effekt in den Panelschätzungen (für *Arbeitserfahrung* 10 Jahre) deutlich höher ausfällt.³²

Dem unteren Teil von Tabelle 4 ist zu entnehmen, dass in allen Regressionen 14 Wirtschaftszweige kontrolliert werden und in den gepoolten Schätzungen und Panelregressionen stets Jahresdummies Berücksichtigung finden. $\hat{\sigma}$, $\hat{\sigma}_a$ und $\hat{\sigma}_u$ geben die geschätzten Varianzen der Fehlerterme an, wobei σ_a die Varianz des individuellen und σ_u die Varianz des idiosynkratischen Fehlerterms des RECRM repräsentiert.³³ Den beiden letzten Zeilen der Tabelle ist die Anzahl der in die Regressionen einfließenden Beobachtungen, die pro Jahr jeweils über 120.000 beträgt, und der Anteil der rechtszensierten Entgeltangaben ausgewiesen. Letzterer beträgt für die Gruppe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Durchschnitt der Jahre 1985–1995 ca. 10%, für die Gruppe der männlichen Beschäftigten ca. 15%, für die weiblichen Beschäftigten und männlichen Arbeiter jeweils ca. 2% und für weibliche Arbeiter ca. 1%.³⁴

Insgesamt wurden 540 Regressionen durchgeführt, aus denen jeweils 360 WSL- und WSV-Schätzungen resultierten. Diese Zahlen kommen zustande, da für fünf Gruppen von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (alle Beschäftigten, beschäftigte Männer, beschäftigte Frauen, männliche Arbeiter, weibliche Arbeiter) jeweils Querschnitts-, gepoolte und Panelschätzungen durchgeführt wurden und weiterhin eine Differenzierung nach Typ und Anzahl der einbezogenen Risikovariablen erfolgte. Die Vielfalt der

³² Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass die Schätzkoeffizienten von *Arbeitserfahrung* (und *Betriebszugehörigkeit*) aufgrund der Rechtszensierung dieser Variablen (s. Abschnitt 3.3) einer mehr oder weniger starken Verzerrung unterliegen können.

³³ Aus den beiden Varianzkomponenten des RECRM lässt sich der Quotient $\rho = \sigma_d / (\sigma_u + \sigma_a)$ berechnen. Ist $\rho = 0$ dann ist der Beitrag der individuellen Varianzkomponente zur Gesamtvarianz unbedeutend und der Panelschätzer entspricht dem gepoolten Schätzer.

³⁴ Für die drei letztgenannten Gruppen wurde aufgrund der geringen Zensierungsanteile auf die Schätzung der ressourcenintensiven RECRM verzichtet. Vielmehr wurden konventionelle REM mit (im Vergleich zu den RECRM) identischen Variablen sets – d.h. unter Einbeziehung der Regressoren \bar{x}_i – geschätzt. Dieses Vorgehen kann dadurch gerechtfertigt werden, dass einzelne zu Vergleichszwecken durchgeführte RECRM-Schätzungen nur sehr geringe Abweichungen zu den Ergebnissen der korrespondierenden REM aufwiesen.

Schätzergebnisse kann anhand des vierdimensionalen Aufbaus der Tabelle 5 nachvollzogen werden. Drei Dimensionen betreffen den Typ der Risikovariablen. *Erstens* erfolgt eine Unterscheidung der Risikovariablen nach der maximalen Anzahl ihrer jährlichen Merkmalsausprägungen. So beziehen sich Spalten 1–8 auf die detaillierteren Risikovariablen (max. 245 Merkmalsausprägungen p.a.), die für den Zeitraum 1985–1991 zur Verfügung stehen und Spalten 9–16 auf die weniger detaillierten Risikomaße (max. 209 Ausprägungen p.a.), die jedoch für einen längeren Zeitraum (1985–1995) vorliegen (s. hierzu die Diskussion in Abschnitt 3.3). *Zweitens* wird jeweils nach kontemporären (Spalten 1–4 und 9–12) und über den Zeitraum von 5 Jahren gemittelten Risikomaßen (Spalten 5–8 und 13–16) unterschieden. *Drittens* wurde zu jeder Kombination der beiden vorgenannten Dimensionen je eine Schätzung unter alleiniger Verwendung des tödlichen Unfallrisikos, unter alleiniger Verwendung des nichttödlichen Unfallrisikos (nicht in Tabelle 5 ausgewiesen) und unter gemeinsamer Einbeziehung der beiden Risikomaße durchgeführt. Die *vierte* Dimension betrifft die verwendete Datensatzstruktur, da sowohl Querschnittsanalysen als auch gepoolte Regressionen und Panel-schätzungen durchgeführt wurden.

Da eine vollständige Präsentation aller Schätzergebnisse wie in Tabelle 4 nicht praktikabel ist, aber dennoch möglichst viele Informationen bereitgestellt werden sollen, beschränkt sich Tabelle 5 auf die Darstellung der Schätzkoeffizienten der Risikovariablen und der zugehörigen Standardfehler (Spalten 1, 5, 9, 13 für tödliches Risiko und Spalten 2, 6, 10, 14 für nichttödliches Risiko) sowie auf die implizierten Werte des statistischen Lebens (Spalten 3, 7, 11, 15) und der vermiedenen statistischen Verletzung (Spalten 4, 8, 12, 16). Um eine bessere Lesbarkeit der Tabelle zu gewährleisten, wurde diese in 56 Felder unterteilt, die mit einer fortlaufenden Nummer versehen sind (s. die in Klammern gesetzten Ziffern in den äußerst linken Spalten). Die folgende Diskussion konzentriert sich zunächst auf die in Tabelle 5 dargestellten Schätzergebnisse für alle Beschäftigten. Dies geschieht zum einen aufgrund des umfassenden Charakters dieser Gruppe. Zum anderen soll so zunächst eine geeignete Reduktion der Ergebnisvielfalt bezüglich der drei ersten oben genannten Dimensionen herbeigeführt werden, bevor Vergleiche zwischen den Werten des statistischen Lebens für verschiedene Beschäftigtengruppen (s. Tabelle 6) erfolgen.³⁵

Von den 72 in Tabelle 5 ausgewiesenen Schätzkoeffizienten³⁶ weisen lediglich neun keine Signifikanz zum 10%-Prozent-Niveau auf (Felder 09, 11, 21, 23, 31, 54, 56). In sieben dieser Fälle ist das Fehlen der Signifikanz jedoch nur dann zu beobachten, wenn

man sich an den „geclusterten“ Standardfehlern orientiert. Legt man die (einfachen) robusten Standardfehler zugrunde, so sind sogar alle Koeffizienten der Querschnitts- und gepoolten Schätzungen zum 1%-Niveau signifikant. Es verbleiben dann lediglich zwei insignifikante Koeffizienten für das nichttödliche Unfallrisiko in den Panelschätzungen der Felder 54 und 56. Während diese generelle Signifikanz der Risikokoeffizienten im Falle des tödlichen Unfallrisikos stets mit den erwarteten positiven Vorzeichen einhergeht, ist für das nichttödliche Unfallrisiko das Gegenteil der Fall – hier besitzen 33 der 36 ausgewiesenen Koeffizienten ein unerwartetes negatives Vorzeichen.

Eine Erklärung für die wie in Bellmann (1994) im Widerspruch zur Theorie der kompensatorischen Lohndifferenziale stehenden Koeffizienten des nichttödlichen Unfallrisikos könnte darin bestehen, dass eine zuverlässige simultane Abschätzung des Einflusses zweier „verwandter“ Variablen wie des tödlichen und nichttödlichen Unfallrisikos bei gegebener Datenlage nicht möglich ist. Diesem Erklärungsansatz kann jedoch entgegengehalten werden, dass die bivariate Korrelation zwischen diesen Variablen mit ca. 0,6–0,7 nicht übermäßig hoch ist. Als alternative Erklärung könnte angeführt werden, dass meldepflichtige Arbeitsunfälle, die sich zum größten Teil aus leichteren, keine dauerhaften Gesundheitsschäden verursachenden Unfällen zusammensetzen, ein zu unspezifisches Maß für das nichttödliche Unfallrisiko darstellen, da möglicherweise erst Unfälle ab einer bestimmten Schwere höhere Lohnforderungen seitens der Arbeitnehmer auslösen. Hier wäre wiederum zu entgegnen, dass sich die Irrelevanz eines Indikators in gegen Null verzerrten, nicht aber in (im Widerspruch zur Theorie stehenden) signifikanten Koeffizientenschätzungen niederschlagen sollte. Andererseits wird die Vermutung, die Gesamtheit der meldepflichtigen Arbeitsunfälle sei ein zu ungenauer Indikator für das nichttödliche Arbeitsunfallrisiko, dadurch gestützt, dass die nicht in Tabelle 5 ausgewiesenen (aber auf Anfrage erhältlichen) Schätzungen, in die das nichttödliche Risiko als alleinige Risikovariable eingeht, gemischte Vorzeichen und schwache Signifikanz der relevanten Koeffizienten

³⁵ Tabellen im Stile der Tabelle 5 wurden auch für die vier anderen untersuchten Beschäftigtengruppen erstellt. Diese Tabellen werden hier aus Platzgründen nicht dargestellt, können jedoch der im Internet verfügbaren Monographie „Ursachen und Kosten der Kriminalität in Deutschland“ (dort Tabellen B.2 bis B.4) entnommen werden (Internetadresse siehe Fußnote 20).

³⁶ Nicht mitgezählt werden die nachträglich als arithmetische Mittel der Querschnittsschätzungen berechneten Koeffizienten in den Feldern 45–48.

Tabelle 5

Schätzergebnisse für kompensatorische Lohndifferenziale und Wert des statistischen Lebens nach Typ der Risikovariablen und Datensatzstruktur (Querschnitt, Pool & Panel) für alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten

(Feldnr.)	Typ der Risikovariablen																															
	max. 245 Merkmalsausprägungen p.a. Kontemporär (max. B.-Zeitr. 1985-1991)								max. 209 Merkmalsausprägungen p.a. 5-Jahres-Mittel (max. B.-Zeitr. 1989-1991)								max. 209 Merkmalsausprägungen p.a. Kontemporär (max. B.-Zeitr. 1985-1995)								max. 209 Merkmalsausprägungen p.a. 5-Jahres-Mittel (max. B.-Zeitr. 1989-1995)							
	$\hat{\gamma}_0$ (1)	$\hat{\gamma}_1$ (2)	WSL (3)	WSV (4)	$\hat{\gamma}_0$ (5)	$\hat{\gamma}_1$ (6)	WSL (7)	WSV (8)	$\hat{\gamma}_0$ (9)	$\hat{\gamma}_1$ (10)	WSL (11)	WSV (12)	$\hat{\gamma}_0$ (13)	$\hat{\gamma}_1$ (14)	WSL (15)	WSV (16)																
(01-04) QS85	,141 (,007) ^a [,051] ^a		3985					,151 (,008) ^a [,058] ^a		4253																						
	,217 (,009) ^a [,065] ^a	-,191 (,012) ^a [,078] ^b	6134	-5,39				,249 (,010) ^a [,074] ^a	-,237 (,014) ^a [,094] ^b	7022	-6,68																					
(05-08) QS86	,155 (,008) ^a [,057] ^a		4394					,158 (,009) ^a [,063] ^a		4484																						
	,247 (,010) ^a [,077] ^a	-,195 (,012) ^a [,081] ^b	7028	-5,54				,279 (,012) ^a [,092] ^a	-,239 (,014) ^a [,099] ^b	7932	-6,78																					
(09-12) QS87	,072 (,007) ^a [,045]		2054					,071 (,007) ^a [,048]		2042																						
	,112 (,009) ^a [,062] ^c	-,130 (,012) ^a [,077] ^c	3222	-3,73				,118 (,009) ^a [,067] ^c	-,150 (,013) ^a [,090] ^c	3373	-4,31																					
(13-16) QS88	,117 (,006) ^a [,051] ^b		3463					,116 (,007) ^a [,054] ^b		3439																						
	,181 (,008) ^a [,066] ^a	-,199 (,013) ^a [,091] ^b	5384	-5,92				,191 (,008) ^a [,072] ^a	-,230 (,014) ^a [,105] ^b	5666	-6,82																					
(17-20) QS89	,078 (,007) ^a [,033] ^b		2321		,103 (,007) ^a [,057] ^c		3080	,073 (,007) ^a [,033] ^b		2165		,100 (,007) ^a [,059] ^c		2990																		
	,129 (,010) ^a [,044] ^a	-,143 (,014) ^a [,076] ^c	3853	-4,26	,211 (,010) ^a [,077] ^a	-,248 (,014) ^a [,093] ^a	6295	-7,37	,131 (,010) ^a [,046] ^a	-,163 (,015) ^a [,087] ^c	3903	-4,85	,225 (,010) ^a [,082] ^a	-,285 (,015) ^a [,106] ^a	6699	-8,49																
(21-24) QS90	,054 (,005) ^a [,034]		1644		,100 (,007) ^a [,055] ^c		3044	,051 (,005) ^a [,033]		1550		,096 (,007) ^a [,055] ^c		2904																		
	,079 (,006) ^a [,046] ^c	-,084 (,012) ^a [,073]	2390	-2,56	,173 (,009) ^a [,077] ^b	-,180 (,013) ^a [,089] ^b	5238	-5,45	,081 (,006) ^a [,048] ^c	-,108 (,013) ^a [,085]	2469	-3,26	,179 (,010) ^a [,080] ^b	-,210 (,014) ^a [,102] ^b	5422	-6,37																
(25-28) QS91	,206 (,010) ^a [,066] ^a		6242		,116 (,008) ^a [,060] ^c		3497	,225 (,011) ^a [,076] ^a		6820		,113 (,008) ^a [,062] ^c		3412																		
	,294 (,012) ^a [,080] ^a	-,142 (,009) ^a [,059] ^b	8900	-4,28	,207 (,011) ^a [,083] ^b	-,203 (,013) ^a [,082] ^b	6277	-6,15	,314 (,013) ^a [,091] ^a	-,152 (,010) ^a [,072] ^b	9500	-4,60	,212 (,011) ^a [,086] ^b	-,226 (,014) ^a [,094] ^b	6421	-6,84																
(29-32) QS92								,126 (,008) ^a [,042] ^a		3892		,146 (,009) ^a [,055] ^a		4482																		
								,148 (,009) ^a [,051] ^a	-,076 (,011) ^a [,057]	4548	-2,33	,254 (,012) ^a [,074] ^a	-,227 (,014) ^a [,086] ^a	7813	-6,99																	

noch Tabelle 5

(Feldnr.)	Typ der Risikovariablen															
	max. 245 Merkmalsausprägungen p.a. Kontemporär (max. B.-Zeitr. 1985-1991)								max. 209 Merkmalsausprägungen p.a. Kontemporär (max. B.-Zeitr. 1985-1995)							
	5-Jahres-Mittel (max. B.-Zeitr. 1989-1991)				5-Jahres-Mittel (max. B.-Zeitr. 1989-1995)				5-Jahres-Mittel (max. B.-Zeitr. 1989-1995)				5-Jahres-Mittel (max. B.-Zeitr. 1989-1995)			
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	WSL	WSV	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	WSL	WSV	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	WSL	WSV	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	WSL	WSV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(33-36)									,192		5938		,169		5239	
QS93									(,009) ^a				(,010) ^a			
									[,064] ^a				[,058] ^a			
									,314	-,213	9704	-6,58	,311	-,266	9611	-8,22
									(,013) ^a	(,014) ^a			(,014) ^a	(,015) ^a		
									[,091] ^a	[,084] ^b			[,080] ^a	[,081] ^a		
(37-40)									,144		4435		,196		6053	
QS94									(,009) ^a				(,010) ^a			
									[,053] ^a				[,063] ^a			
									,196	-,105	6051	-3,24	,332	-,233	10200	-7,20
									(,011) ^a	(,012) ^a			(,014) ^a	(,014) ^a		
									[,068] ^a	[,061] ^c			[,089] ^a	[,080] ^a		
(41-44)									,152		4763		,203		6355	
QS95									(,012) ^a				(,012) ^a			
									[,064] ^b				[,070] ^a			
									,206	-,112	6478	-3,51	,328	-,211	10300	-6,62
									(,017) ^a	(,013) ^a			(,017) ^a	(,015) ^a		
									[,083] ^b	[,056] ^b			[,097] ^a	[,076] ^a		
(45-48)	,118		3443		,106		3207		,133		3980		,146		4491	
QSØ§	(,007) ^a				(,007) ^a				(,008) ^a				(,009) ^a			
	[,048] ^b				[,057] ^c				[,054] ^b				[,061] ^b			
	,180	-,155	5273	-4,53	,197	-,210	5937	-6,32	,202	-,162	6059	-4,81	,263	-,237	8067	-7,25
	(,009) ^a	(,012) ^a			(,010) ^a	(,013) ^a			(,011) ^a	(,013) ^a			(,012) ^a	(,015) ^a		
	[,063] ^a	[,077] ^b			[,079] ^b	[,088] ^b			[,071] ^a	[,081] ^b			[,084] ^a	[,089] ^a		
(49-52)	,100		2933		,107		3215		,116		3475		,136		4150	
Pool	(,003) ^a				(,004) ^a				(,003) ^a				(,003) ^a			
	[,047] ^b				[,057] ^c				[,048] ^b				[,061] ^b			
	,147	-,134	4322	-3,93	,196	-,208	5897	-6,26	,164	-,130	4926	-3,90	,240	-,224	7350	-6,87
	(,004) ^a	(,004) ^a			(,006) ^a	(,008) ^a			(,004) ^a	(,004) ^a			(,005) ^a	(,005) ^a		
	[,062] ^b	[,068] ^c			[,079] ^b	[,087] ^b			[,063] ^a	[,068] ^c			[,084] ^a	[,085] ^a		
(53-56)	,020		580		,037		1124		,030		885		,054		1646	
Panel†	(,002) ^a				(,006) ^a				(,002) ^a				(,004) ^a			
	,017	,010	491	,301	,031	,016	943	,472	,021	,041	637	1,23	,056	-,005	1700	-,145
	(,002) ^a	(,005) ^b			(,008) ^a	(,014)			(,002) ^a	(,004) ^a			(,005) ^a	(,008)		

Berechnung auf Grundlage der IABS und der HVBG/BUK-Unfalldaten in Kombination mit Mikrozinsen verschiedener Jahre. Spalten 1, 5, 9, 13; 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 Werte in eckigen Klammern die robusten Standardfehler unter Berücksichtigung von *Clustering* angeben. Spalten 2, 6, 10, 14: Schätzergebnisse für das nichttödliche Arbeitsunfallrisiko. Spalten 3, 7, 11, 15: Werte des statistischen Lebens ermittelt als *Koeffizient x Mittleres Jahreseinkommen x 1.000* in 1.000 €. Spalten 4, 8, 12, 16: Werte eines vermiedenen nichttödlichen Arbeitsunfalls ermittelt als *Koeffizient x Mittleres Jahreseinkommen* in 1.000 €.

^a Signifikanz zum 1%-Niveau

^b Signifikanz zum 5%-Niveau

^c Signifikanz zum 10%-Niveau

§ Mittelwerte der jeweiligen Querschnittsschätzung

† Keine robusten bzw. robusten und „geclusterten“ Standardfehler

hervorbringen: Alle 32 Koeffizienten der Querschnittsregressionen und gepoolten Schätzungen erweisen sich bei Zugrundelegen von geclusterten Standardfehlern als insignifikant. Bezogen auf die (nur) robusten Standardfehler ergeben sich 16 signifi-

kante Koeffizienten, die jedoch alle ein negatives Vorzeichen besitzen.

Im Falle der Querschnitts- und gepoolten Regressionen entfaltet sich eine durchgängige negative Signifi-

kanz des nichttödlichen Unfallrisikos offensichtlich (erst) dann, wenn eine gleichzeitige Schätzung mit dem tödlichen Unfallrisiko erfolgt. Dies führt dazu, dass die Koeffizienten des tödlichen Risikos im Vergleich zu den einfachen Schätzungen unplausibel stark um 50–100% zunehmen. Als eher unproblematisch erweist sich dagegen eine gleichzeitige Berücksichtigung beider Unfallmaße in den Panelschätzungen, in denen die Koeffizienten des nichttödlichen Unfallrisikos entweder insignifikant sind (Felder 54 und 56) oder sogar positive Signifikanz (bei eher geringer Beeinflussung des anderen Risikokoeffizienten) aufweisen (Felder 53 und 55).³⁷ Dennoch wird im Weiteren aufgrund der zweifelhaften Eignung der meldepflichtigen Arbeitsunfälle als Indikator des nichttödlichen Unfallrisikos und insbesondere in Anbetracht der Zielvorgabe einer konservativen (d.h. überhöhte Werte vermeidenden) Abschätzung des WSL den Spezifikationen ohne nichttödliches Unfallrisiko der Vorzug gegeben.

Eine weitere Einschränkung der Ergebnisvielfalt in Tabelle 5 kann durch einen Vergleich der überlappenden Querschnittergebnisse für die Risikovariablen mit 245 (Spalten 1–8) und 209 (Spalten 9–16) Merkmalsausprägungen p.a. erreicht werden. Da es bezüglich des WSL kaum einen Unterschied darstellt, ob von der stärker oder der schwächer differenzierten Risikovariablen Gebrauch gemacht wird (maximale Abweichung 9,3%, s. Felder 25 und 27), kann sich die weitere Diskussion auf die Risikovariablen mit 209 Merkmalsausprägungen p.a. konzentrieren, da diese für einen längeren, d.h. weiter in die Gegenwart reichenden Zeitraum zur Verfügung steht. Des Weiteren erscheint eine Einschränkung der Betrachtungen auf Regressionen mit mittleren Risikomaßen (Spalten 13–16) angebracht, da diese offensichtlich einen „stabilisierenden“ Einfluss auf den Wertebereich des WSL ausüben. Letzterer beträgt in den Querschnittsschätzungen unter Verwendung eines (in einschlägigen Analysen häufig benutzten) 5-Jahres-Mittels des tödlichen Unfallrisikos 2,90–6,40 Mio. €³⁸ (Spalte 15), wohingegen sich für kontemporäre Risikoindikatoren mit 1,55–6,82 Mio. € (Spalte 11) ein deutlich breiteres Intervall ergibt. Trotz der stabilisierenden Wirkung der Mittelwertbildung ist die Spannweite des WSL mit ca. 3,50 Mio. € immer noch beträchtlich. Im Rahmen von Kosten-Nutzen-Analysen sollte deshalb keine Orientierung am WSL einzelner Jahre erfolgen, sondern vielmehr ein Durchschnittswert verschiedener Querschnittsschätzungen gebildet werden. Letzterer beträgt für die vom Autor präferierten Schätzungen (5-Jahres-Mittel des tödlichen Unfallrisikos mit 209 Merkmalsausprägungen p.a. und ohne nichttödliches Unfallrisiko) 4,49 Mio. € (s. Feld 48). Ein alternatives Vorgehen, das neben einer Durchschnittsbildung auch die Kontrolle von Jahres-

effekten ermöglicht, besteht in der Durchführung gepoolter Schätzungen, in denen Querschnittsdaten verschiedener Jahre simultan ausgewertet werden. Der WSL in der präferierten gepoolten Schätzung ergibt sich mit 4,15 Mio. € (Feld 52) und liegt damit erwartungsgemäß im Bereich des Durchschnitts der Querschnittsschätzungen.

Eine interessante Beobachtung lässt sich für die Entwicklung der präferierten Querschnittsschätzungen im Zeitverlauf machen (s. Felder 20, 24, 28, 32, 36, 40, 44). Im Zeitraum 1989–1995 ist für den WSL – mit der Ausnahme des Jahres 1990 – eine kontinuierliche Zunahme zu beobachten, die im Durchschnitt ca. 13,4% p.a. beträgt. Eine Zunahme des WSL im Zeitverlauf kann dadurch zustande kommen, dass es sich im Falle der Sicherheit am Arbeitsplatz um ein normales Gut – sprich um ein Gut, das bei steigendem Einkommen verstärkt nachgefragt wird – handelt. Legt man allerdings die im Rahmen von Metaanalysen ermittelten Einkommenselastizitäten des WSL von ca. 0,5–2,3 zugrunde (s. Viscusi und Aldy 2003) und kombiniert diese mit den realen Lohnzuwächsen im vorliegenden Datensatz von ca. 1% p.a., so muss bezweifelt werden, dass der Einkommenseffekt die alleinige Ursache für die beobachtete zeitliche Entwicklung des WSL ist. Ein zusätzlicher Grund für den WSL-Anstieg könnte aus einem Artefakt von WSL-Analysen resultieren, welches darin besteht, dass niedrigere Arbeitsunfallrisiken *ceteris paribus* zu höheren Schätzwerten für den Wert des statistischen Lebens führen. Hierzu stelle man sich vor, die durchgeführten Schätzungen würden unter Verwendung eines für alle Berufsgruppen um den Faktor 10 verringerten tödlichen Unfallrisikos – aber unter ansonsten gleichen Bedingungen – wiederholt. Die Tatsache, dass sich diese lineare Transformation in einem um den Faktor 10 erhöhten WSL (bei konstanter absoluter Risikokompensation) niederschlagen würde, verdeutlicht in stark vereinfachter Weise die Richtung des WSL-Effekts, der von den hierzulande im Zeitverlauf stetig zurückgehenden tödlichen Arbeitsunfallrisiken induziert werden könnte.

Im Folgenden sollen noch die (nicht ausführlich ausgewiesenen) Ergebnisse für die vier Untergruppen der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten vorgestellt werden. Die männlichen Beschäftigten wei-

³⁷ Im Panel weist auch das nichttödliche Unfallrisiko im Falle seiner alleinigen Berücksichtigung die erwarteten positiv signifikanten Koeffizienten auf. Demnach würde sich der Wert einer vermeintlichen Verletzung auf 1.750 € belaufen (Ergebnisse auf Anfrage).

³⁸ Diese und die folgenden Euroangaben der WSL-Analyse für Deutschland sind in Preisen von 2001 ausgedrückt.

sen eine hohe Übereinstimmung mit den Resultaten für alle Beschäftigten auf, wobei die WSL geringfügig niedriger liegen als in der umfassenderen Stichprobe. Die Ähnlichkeit der Resultate ist offensichtlich darin begründet, dass ca. zwei Drittel der Personen in den Schätzdatensätzen männlich sind (s. Tabelle 3) und es auch überwiegend Männer sind, die in jenen („gefährlichen“) Berufen arbeiten, für welche kompensatorische Lohndifferenziale am ehesten relevant erscheinen. Um ca. 30–35% niedrigere WSL findet man für die männlichen Arbeiter. Dass stärker unfallgefährdete Gruppen des Arbeitsmarktes einen niedrigeren WSL aufweisen, ist ein häufig beobachtetes Phänomen in einschlägigen Untersuchungen und wahrscheinlich darauf zurückzuführen, dass sich Personen mit niedrigerer Risikoaversion in gefährlichere Berufe selektieren und sich deshalb mit niedrigeren Risikokompensationen zufrieden stellen (s. z.B. Baranzini und Ferro Luzzi 2001). Neben dieser inhaltlichen Interpretation ist aber auch ein Einfluss des oben erläuterten Artefakts, wonach höhere (niedriger) Risiken *ceteris paribus* mit niedrigeren (höheren) WSL-Schätzungen einhergehen, in Erwägung zu ziehen. Was die Wirkung einer gleichzeitigen Berücksichtigung von tödlichem und nichttödlichem Unfallrisiko betrifft, so treten für die männlichen Arbeiter die gleichen Probleme wie in den umfassenderen Stichproben auf. Ein erwähnenswerter Unterschied besteht allerdings darin, dass für die männlichen Arbeiter auch in den Querschnitts- und gepoolten Schätzungen kompensatorische Lohndifferenziale unter alleiniger Verwendung des nichttödlichen Risikomaßes nachgewiesen werden können. So beträgt der WSV im Durchschnitt der Querschnitte 679 € und 758 € in der gepoolten Regression. In der betreffenden Panelschätzung fällt der WSV mit 1.870 € allerdings deutlich höher aus.

In Reaktion auf Hersch (1998), die das weitgehende Fehlen von „frauenbasierten“ Studien zu kompensatorischen Lohndifferenzialen bemängelt, und zur Ergänzung von Lorenz und Wagner (1989), der einzigen Untersuchung für Deutschland, die Frauen separat betrachtet, wurden auch Schätzungen für ausschließlich aus weiblichen Beschäftigten zusammengesetzten Stichproben durchgeführt. Es sind jedoch Zweifel angebracht, ob sich „Frauen-Samples“ in gleicher Weise für WSL-Untersuchungen eignen wie Datensätze, die sich (vorwiegend) aus Männern rekrutieren, da Frauen im Allgemeinen nicht in den Berufen arbeiten, für die von einer Relevanz kompensatorischer Lohndifferenziale ausgegangen werden kann. Eine zumindest teilweise Bestätigung dieses Einwandes kann in den relativ schwachen Schätzergebnissen gesehen werden: sowohl für die weiblichen Beschäftigten als auch für die weiblichen Arbeiter sind – bezogen auf die geclusterten Standard-

fehler – fast alle Risikoeffizienten insignifikant; im Falle der weiblichen Arbeiter liegt auch im Panel und häufig bei Zugrundelegen der nur robusten Standardfehler in den Querschnittsschätzungen Insignifikanz vor. Auffällig ist ferner, dass die WSL-Schätzungen für die weiblichen Beschäftigten im Durchschnitt der Querschnittsanalysen um 67% und in der gepoolten Regression um 88% höher liegen als in der reinen Männerstichprobe. Auch hier bieten sich wieder zwei Erklärungsansätze an: ein inhaltlicher, wonach Frauen eine höhere Risikoaversion als Männer besitzen und deshalb höhere kompensatorische Lohndifferenziale pro Risikoeinheit einfordern und ein technischer, der auf das angesprochene Lohn-Risiko-Artefakt abstellt, das hier in Anbetracht des sehr niedrigen tödlichen Arbeitsunfallrisikos von weiblichen Beschäftigten (s. Tabelle 2) möglicherweise besondere Bedeutung besitzt. Zieht man allerdings die Ergebnisse der Panelschätzungen heran, weisen die WSL-Schätzungen für beschäftigte Frauen eine weitaus größere Übereinstimmung mit den Ergebnissen für Männer und Signifikanz zum 1%-Niveau auf, wobei hier der WSL für Frauen (1,43 Mio. € vs. 1,72 Mio. €) sogar um 17% niedriger ausfällt. Vergleicht man die WSL-Schätzungen der weiblichen mit denen der männlichen Arbeiter, so ergibt sich hier zwar keine Übereinstimmung der Panelergebnisse (Insignifikanz des WSL für weibliche Arbeiter), dafür weisen jedoch die Querschnitts- und die gepoolten Schätzungen sehr ähnliche Ergebnisse zwischen den Geschlechtern auf. Qualitativ setzt sich diese Gemeinsamkeit darin fort, dass sich auch für die weiblichen Arbeiter häufig positiv signifikante WSV-Schätzungen bei alleiniger Berücksichtigung des nichttödlichen Unfallrisikos einstellen (1.370 € im Mittelwert der Querschnitte, 1.300 € im Pool, 1.030 € im Panel). Als Fazit der auf weiblichen Beschäftigten und Arbeitern basierenden Schätzungen kann festgehalten werden, dass trotz der vorgebrachten und teilweise bestätigten Zweifel auch Hinweise auf die Existenz kompensatorischer Lohndifferenziale gefunden werden konnten. Insofern stützt die vorliegende Untersuchung die Ergebnisse der US-Studie von Hersch (1998), in der ebenfalls kompensatorische Lohndifferenziale für ausschließlich aus Frauen bestehende Stichproben nachgewiesen werden.

Tabelle 6 fasst die Ergebnisse der präferierten Schätzungen für die verschiedenen Beschäftigtengruppen und Datensatzstrukturen zusammen. Wie bereits angesprochen, bewegen sich die Querschnitte der Querschnittsschätzungen über die Zeit und die gepoolten Schätzungen in ungefähr der gleichen Größenordnung, wobei die gepoolten Schätzungen für jene Stichproben, die männliche Beschäftigte enthalten, stets etwas niedriger sind. Viel auffälliger sind jedoch die substanziellen Unterschiede zwischen

Tabelle 6
Synthese ausgewählter Schätzergebnisse für
den Wert eines statistischen Lebens
(in 1.000 €)

	QS	Pool	Panel
Alle Beschäftigten	4491 ^{a β}	4150 ^{a β}	1646 ^a
Beschäftigte Männer	4320 ^{a α}	3837 ^{a β}	1719 ^a
Beschäftigte Frauen	7217 ^a	7216 ^a	1431 ^a
Männliche Arbeiter	2825 ^{a α}	2456 ^{a β}	1224 ^a
Weibliche Arbeiter	2675 ^b	2728 ^a	514

Berechnung auf Grundlage der IAB-Beschäftigtenstichprobe und der HVBG/BUK-Unfalldaten in Kombination mit Mikrozensen verschiedener Jahre.

^a Signifikanz zum 1%-Niveau (im Falle der Querschnitts- und gepoolten Schätzungen bezogen auf robuste Standardfehler)

^b Signifikanz zum 5%-Niveau (im Falle der Querschnitts- und gepoolten Schätzungen bezogen auf robuste Standardfehler)

^α Signifikanz zum 1%-Niveau bezogen auf robuste und „geclusterte“ Standardfehler (nicht relevant für Panelschätzung)

^β Signifikanz zum 5%-Niveau bezogen auf robuste und „geclusterte“ Standardfehler (nicht relevant für Panelschätzung)

Querschnitts- und gepoolten Schätzungen auf der einen und Panelschätzungen auf der anderen Seite. Letztere fallen 50–80%(!) geringer aus. Dieses Ergebnis ist vor allem deshalb bemerkenswert, weil es bis heute keine aus Panelanalysen stammenden Schätzungen des Wertes eines statistischen Lebens gibt³⁹ und zwei von drei Arbeiten, welche die Verzerrungswirkung einer Nichtberücksichtigung unbeobachtbarer individueller Heterogenität empirisch oder theoretisch untersuchen (Garen 1988 und Hwang et al. 1992)⁴⁰, den entgegengesetzten Effekt – d.h. einen höheren WSL im Panel – erwarten lassen. Die vorliegenden Schätzergebnisse können demnach als empirischer Nachweis der unlängst erschienenen theoretischen Arbeit von Shogren und 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.⁴¹ Andererseits kann gegen den verwendeten Panelansatz der Einwand vorgebracht werden, dass die Abschätzung der kompensatorischen Lohndifferenziale (wie auch aller anderen Koeffizienten) allein auf der Variation des individuellen Jobrisikos über die Zeit beruht, die eigentlich relevante Variation in Hinblick auf kompensatorische Lohndifferenziale 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 der Grundlage eines Datensatzes erfolgen, in dem eine sehr hohe Zahl von Berufswechseln beobachtet wird, die zudem mit Lohnveränderungen einhergehen, die mit der Theorie der kompensatorischen Lohndifferenziale vereinbar

³⁹ Die bisher einzigen Panelanalysen zu kompensatorischen Lohndifferenzialen, die tödliche Arbeitsrisiken in Betracht ziehen (Brown 1980, Wagner/Lorenz 1989), finden insignifikante Koeffizienten des tödlichen Arbeitsunfallrisikos und erlauben somit keine Rückschlüsse auf den WSL.

⁴⁰ Eine ausführliche Diskussion der Arbeiten von Garen (1988) und Hwang et al. (1992) findet sich in Abschnitt 4.2.1.1 der im Internet verfügbaren Monographie „Ursachen und Kosten der Kriminalität in Deutschland“ (Internetadresse siehe Fußnote 20).

⁴¹ In Garen (1988) wird die Aufwärtsverzerrung der Risikokoeffizienten durch individuelle risikospezifische Produktivitätsdifferenzen (z.B. durch „cool-headedness“) jedoch durch die Abwärtsverzerrung, die von allgemeinen Produktivitätsdifferenzen (z.B. Intelligenzunterschieden) ausgeht, überkompensiert, weshalb sich bei umfassender Kontrolle unbeobachteter individueller Heterogenität per Saldo ein im Vergleich zur Basissschätzung höherer WSL einstellt.

sind.⁴² 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.

5 Schlussfolgerungen

In dieser Arbeit wurden mittels hedonischer Lohnregressionen kompensatorische Lohndifferenziale für tödliche Arbeitsunfallrisiken bestimmt und auf dieser Grundlage implizite Werte des statistischen Lebens (WSL) für sozialversicherungspflichtige Beschäftigte in Westdeutschland abgeleitet. Die empirische Analyse enthält zwei innovative Komponenten. Zum einen stellt sie die erste systematische Untersuchung des WSL für die Bundesrepublik Deutschland dar. Zum anderen hebt sie sich aufgrund der Struktur der verwendeten Daten auch im internationalen Vergleich ab. Während die existierenden empirischen WSL-Studien fast ausnahmslos auf Querschnittdaten beruhen, ermöglicht der aus der IAB-Beschäftigtenstichprobe und Arbeitsunfallinformationen der Berufsgenossenschaften zusammengesetzte Schätzdatensatz dieser Arbeit aufgrund seiner Panelstruktur eine Kontrolle unbeobachteter zeitkonstanter individueller Heterogenität. Die bevorzugte Panelschätzung für die Gruppe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ergibt einen WSL in Höhe von 1,65 Mio. €. Die entsprechenden Ergebnisse für die Unterstichproben der männlichen Beschäftigten, weiblichen Beschäftigten und männlichen Arbeiter belaufen sich auf 1,72, 1,43 und 1,22 Mio. €. Die zu Vergleichszwecken durchgeführten Querschnittsschätzungen ergeben mit durchschnittlich 4,49 Mio. € (alle Beschäftigten), 4,32 Mio. € (Männer), 7,27 Mio. € (Frauen) und 2,83 Mio. € (männliche Arbeiter) Werte, die um den Faktor 2,5–5 über den entsprechenden Panelergebnissen liegen (alle €-Angaben in Preisen von 2001). Diese Diskrepanz kann dahingehend gedeutet werden, dass eine Nichtberücksichtigung unbeobachteter Heterogenität die WSL-Schätzungen nach oben verzerrt. In Anbetracht dessen müssen auch die hohen WSL-Schätzungen der 30 in Viscusi und Aldy (2003) vorgestellten US-Studien hinterfragt werden, deren Median 7 Mio. \$ beträgt (\$-Angaben in Preisen von 2000).

Als Fazit kann festgehalten werden, dass Kosten-Nutzen-Analysen von Projekten zur Reduzierung von Gesundheitsrisiken ebenso wie die (weniger anspruchsvollen) reinen Schadensanalysen von gesundheitsgefährdeten Phänomenen möglichst umfassende Bewertungen (der Beeinträchtigung) körperlicher Unversehrtheit vornehmen sollten, die neben mate-

riellen Werten/Kosten auch immaterielle Wert-/Kostenbestandteile ins Kalkül ziehen. Es ist nicht zieldienlich, den Wert des menschlichen Lebens ausschließlich auf Grundlage materieller Kosten wie Ressourcenausfallkosten (entgangene Wertschöpfung infolge eines Todesfalls) und Reproduktionskosten (z.B. medizinische Behandlungskosten, Bestattungskosten, Kosten der Polizei und Rechtsprechung) zu bewerten, wie es das Bundesamt für Straßenwesen [Bundesanstalt für Straßenwesen [BASt]] im Rahmen seiner jährlichen Berechnung der volkswirtschaftlichen Schäden durch Straßenverkehrsunfälle praktiziert. Die Tatsache, dass in dieser Arbeit kompensatorische Lohndifferenziale für tödliche Arbeitsunfallrisiken nachgewiesen wurden, kann als wenig überraschender Nachweis dafür verstanden werden, dass die körperliche Unversehrtheit bzw. das menschliche Leben auch immaterielle Wertkomponenten besitzt, die ebenso real sind wie die materiellen Wertbestandteile. Folglich müssten die von BASt (2003) für das Jahr 2001 ausgewiesenen Schäden für einen Todesfall im Straßenverkehr in Höhe von 1,2 Mio. € mit dem in der vorliegenden Arbeit ermittelten und um etwaige materielle Wertbestandteile bereinigten WSL korrigiert werden. Geht man z.B. davon aus, dass die WSL-Schätzungen 50% (d.h. $0,5 \times 1,2 = 0,6$ Mio. €) der vom BASt berichteten Kosten als materiellen Wertbestandteil enthalten, dann belaufen sich die immateriellen Komponenten noch immer auf $(1,65 - 0,6 =) 1,05$ Mio. €, und für den alle materiellen und immateriellen Bestandteile

⁴² Die 211.005 in die Analyse einbezogenen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten vollzogen im Beobachtungszeitraum 80.542 Berufswechsel. 35.712 (37.783) Wechsel erfolgten in einen gefährlichen (sichereren) Beruf und waren mit einem mittleren realen Lohnzuwachs (in Preisen von 2001) von 4,32 € (3,84 €) verbunden. Die Differenz dieser Mittelwerte (0,48 €) ist zum 1%-Signifikanzniveau von Null verschieden (P-Wert: 0,0001). Die entsprechenden Ergebnisse für die Unterstichproben der Männer, Frauen, männlichen Arbeiter und weiblichen Arbeiter lauten wie folgt: Die 128.116 männlichen Beschäftigten vollzogen 55.629 Berufswechsel. 24.169 (26.304) Wechsel erfolgten in einen gefährlichen (sichereren) Beruf und waren mit einem mittleren realen Lohnzuwachs von 4,23 € (3,48 €) verbunden. Die Differenz dieser Mittelwerte (0,75 €) ist signifikant von Null verschieden (P-Wert: 0,0000). Die 82.816 weiblichen Beschäftigten vollzogen 24.891 Berufswechsel. 11.533 (11.469) Wechsel erfolgten in einen gefährlichen (sichereren) Beruf und waren mit einem mittleren realen Lohnzuwachs von 4,53 € (4,67 €) verbunden. Die Differenz dieser Mittelwerte (-0,14 €) ist nicht signifikant von Null verschieden (P-Wert: 0,5030). Die 82.834 männlichen Arbeiter vollzogen 35.111 Berufswechsel. 17.295 (16.903) Wechsel erfolgten in einen gefährlichen (sichereren) Beruf und waren mit einem mittleren realen Lohnzuwachs von 3,20 € (2,36 €) verbunden. Die Differenz dieser Mittelwerte (0,85 €) ist signifikant von Null verschieden (P-Wert: 0,0000). Die 25.721 weiblichen Arbeiter vollzogen 8.086 Berufswechsel. 4.079 (3.301) Wechsel erfolgten in einen gefährlichen (sichereren) Beruf und waren mit einem mittleren realen Lohnzuwachs von 3,65 € (2,86 €) verbunden. Die Differenz dieser Mittelwerte (0,79 €) ist signifikant von Null verschieden (P-Wert: 0,0209).

umfassenden Wert des statistischen Lebens ergeben sich ($1,2 + 1,05 =$) 2,25 Mio. €. (Der korrigierte WSL aus den Querschnitts- bzw. gepoolten Schätzungen ergibt sich zu 5,09 respektive 4,75 Mio. €.) Die Implikation der Berücksichtigung immaterieller Werte besteht darin, dass Projekte zur Risikoreduktion, die bisher als unrentabel klassifiziert wurden, da ihre Kosten den Nutzen in termini des Wertes geretter Leben überstiegen, nun doch in Betracht gezogen werden sollten. Für die USA, die als einziger Staat eine konsequente Evaluation von Regierungsprogrammen zur Risikoreduktion unter Einbeziehung immaterieller Wertkonzepte wie dem WSL durchführt, könnte sich dagegen im Falle einer zukünftigen Nutzung von Paneldaten zur WSL-Schätzung herausstellen, dass bisher zu viele (d.h. auch unrentable) Maßnahmen durchgeführt wurden.

Literatur

- Amemiya, T.* (1985): *Advanced Econometrics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Arabsheibani, G. R./Marin, A.* (2000): Stability of Estimates of the Compensation for Danger. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, 20 (3), S. 247-269.
- Baltagi, B.* (1997): *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: Wiley.
- Baranzini, A./Ferro Luzzi, G.* (2001): The Economic Value of Risks to Life: Evidence from the Swiss Labour Market. In: *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 137 (2), S. 149-170.
- Bellmann, L.* (1994): Entlohnung als Risikokompensation. In: *MittAB*, 27, 4, S. 351-358.
- Bender, S./Haas, A.* (2002): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe. In: Kleinhenz, G. (Hrsg.): *IAB-Kompodium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 250. Nürnberg, S. 3-12.
- Borjas, G. J.* (2001): *Labor Economics* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Bowland, B. J./Beghin, J. C.* (2001): Robust Estimates of Value of a Statistical Life for Developing Economies. In: *Journal of Policy Modeling*, 23, S. 385-396.
- Brown, C.* (1980): Equalizing Differences in the Labor Market. In: *The Quarterly Journal of Economics*, S. 113-134.
- Bundesanstalt für Straßenwesen* (2003): *Volkswirtschaftliche Kosten durch Straßenverkehrsunfälle in Deutschland 2001*. Am 11.11.2003 aus dem Internet bezogen, von <http://www.bast.de/htdocs/veroeffentlichung/bastinfo/info2003/info0703.htm>
- Bundesministerium des Innern* (2002): *Der öffentliche Dienst in Deutschland*. Am 18.11.2003 aus dem Internet bezogen, von <http://www.bmi.bund.de/downloadde/21754/Download.pdf>
- Bundesverband der landwirtschaftlichen Berufsgenossenschaften* (2004): *Zahlen und Fakten*. Am 8.1.2004 aus dem Internet bezogen, von <http://www.lsv-d.de/verbaende/01blb/02zahlen/index.html>
- Bundesverband der Unfallkassen* (2003): *Geschäfts- und Rechnungsergebnisse 2002* (Tech. Rep.). Am 8.1.2004 aus dem Internet bezogen, von <http://www.unfallkassen.de/index2.html>
- Chamberlain, G.* (1980): Analysis of Covariance with Qualitative Data. In: *Review of Economic Studies*, 47, S. 225-238.
- European Commission* (2000): *Workshop on the Value of Reducing the Risk of Ill-Health or a Fatal Illness*. Proceedings. Am 10.12.2003 aus dem Internet bezogen, von http://europa.eu.int/comm/environment/enveco/others/proceedings_of_the_workshop.pdf
- Garen, J.* (1988): Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness. In: *Review of Economics and Statistics*, 70 (1), S. 9-16.
- Greene, W. H.* (2003): *Econometric Analysis* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Griliches, Z.* (1971): *Price Indexes and Quality Change*. Cambridge: Harvard University Press.
- Grund, C.* (2001): Do Firms Pay for Perceived Risks at Work? In: *Schmalenbach Business Review*, 53, S. 229-239.
- Hauptverband der gewerblichen Berufsgenossenschaften* (2003): *Geschäfts- und Rechnungsergebnisse 2002* (Tech. Rep.). Am 8.1.2004 aus dem Internet bezogen, von http://www.hvbg.de/d/pages/service/download/g_r/index.html
- Hersch, J.* (1998): Compensating Differentials for Gender-Specific Job Injury Risks. In: *American Economic Review*, 88 (3), S. 598-607.
- Honoré, B. E.* (1992): Trimmed Lad and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects. In: *Econometrica*, 60 (3), S. 533-565.
- Hsiao, C.* (1986): *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hwang, H./Reed, W. R./Hubbard, C.* (1992): Compensating Wage Differentials and Unobserved Productivity. In: *Journal of Political Economy*, 100 (4), S. 835-858.
- Institut für Freie Berufe* (2001): *Berufsunfallversicherung der freien Berufe* (Gründungsinformation Nr. 30). Nürnberg: Institut für Freie Berufe.
- Intergovernmental Panel on Climate Change* (2001): *Climate Change 2001*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Intergovernmental Panel on Climate Change* (1996): *Economic and Social Dimensions of Climate Change*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Liu, J.-T./Hammitt, J./Liu, J.-L.* (1997): Estimating Hedonic Wage Function and Value of Life in a Developing Country. In: *Economics Letters*, 57, S. 353-358.
- Lorenz, W./Wagner, J.* (1988): Gibt es kompensierende Lohndifferenziale in der Bundesrepublik Deutschland? In: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 108, S. 371-381.
- Lorenz, W./Wagner, J.* (1989): Kompensierende Lohndifferenziale und geschlechtsspezifische Einkommensdiskriminierung. In: Gerlach, K., Hübler, O. (Hrsg.): *Effizienzlohntheorie, Individualeinkommen und Arbeitsplatzwechsel*. Frankfurt: Campus Verlag, S. 248-270.
- Miller, T. R.* (2000): Variations between Countries in Values of Statistical Life. In: *Journal of Transport Economics and Policy*, 34 (2), S. 169-188.
- Mincer, J.* (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. New York, NY: Columbia University Press.
- Mrozek, J. R./Taylor, L. O.* (2002): What Determines the Value of Life? A Meta-Analysis. In: *Journal of Policy Analysis and Management*, 21 (2), S. 253-270.
- Sandy, R./Elliott, R. F.* (1996): Unions and Risk: Their Impact on the Level of Compensation for Fatal Risk. In: *Economica*, 63, S. 291-309.
- Sandy, R./Elliott, R. F./Siebert, W. S./Wei, X.* (2001): Unions and Risk: Their Impact on the Level of Compensation for Fatal Risk. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, 23 (1), S. 33-56.
- Schauenberg, B.* (1999): Risiko und Risikoregulierung von Beschäftigungsverhältnissen. In: Wagner, G. R. (Hrsg.): *Unternehmensführung, Ethik und Umwelt (Festschrift Kreikebaum)*. Wiesbaden: Gabler Verlag, S. 424-453.
- Shogren, J. F./Stamland, T.* (2002): Skill and the Value of Life. In: *Journal of Political Economy*, 110 (5), S. 1168-1173.
- Stata Corporation* (2003a): *Stata Base Reference Manual, Volume 4, S-Z, Release 8*. College Station, TX: Stata Press.
- Stata Corporation* (2003b): *Stata Cross-Sectional Time-Series, Reference Manual, Release 8*. College Station, TX: Stata Press.
- Statistisches Bundesamt* (2004): Mikrozensus. Am 15.1.2004 aus dem Internet bezogen, von http://www.destatis.de/micro/d/micro_c1.htm
- Statistisches Bundesamt* (1992): *Klassifizierung der Berufe – Systematisches und alphabetisches Verzeichnis der Berufsbenennungen*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Thaler, R./Rosen, S.* (1975): The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market. In: Terleckyj, N. E. (Hrsg.): *Household Production and Consumption*. New York: Columbia University Press, S. 265-300
- U.S. Office of Management and Budget* (1996): *Economic Analysis of Federal Regulations Under Executive Order 12866*. Am 10.12.2003 aus dem Internet bezogen, von <http://www.whitehouse.gov/omb/inforeg/riaguide.html>
- Villanueva, E.* (2004): *Compensating Wage Differentials and Voluntary Job Changes: Evidence from Germany*. Economics Working Papers 738, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra. Am 10.12.2004 aus dem Internet bezogen, von <http://www.econ.upf.edu/docs/papers/downloads/738.pdf>
- Viscusi, W. K.* (2003): *The Value of Life: Estimates with Risks by Occupation and Industry*. Discussion Paper No. 422: Harvard Law School.
- Viscusi, W. K.* (1998): *Rational Risk Policy*. Oxford: Clarendon Press.
- Viscusi, W. K.* (1993): The Value of Risks to Life and Health. In: *Journal of Economic Literature*, 31, S. 1912-1946.
- Viscusi, W. K./Aldy, J. E.* (2003): The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, 27 (1), S. 5-76.
- Wagner, J./Lorenz, W.* (1989): Einkommensfunktionsschätzungen mit Längsschnittdaten für vollzeiterwerbstätige deutsche Männer. In: *Konjunkturpolitik*, 35 (1-2), S. 99-109.
- Weiss, P./Maier, G./Gerking, S.* (1986): The Economic Evaluation of Job Safety. In: *Empirica*, 13 (1), S. 53-67.
- Wooldridge, J. M.* (2003): *Introductory Econometrics* (2nd ed.). Mason, OH: Thomson/South Western.
- Wooldridge, J. M.* (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.). Cambridge, MA: MIT Press.