

WOLFGANG BOEDEKER
BUNDESVERBAND DER BETRIEBSKRANKENKASSEN

DIE JOB-EXPOSURE-MATRIX ALS INSTRUMENT FÜR EINE ARBEITSWELTBEZOGENE AUSWERTUNG VON MORBIDITÄTSDATEN DER KRANKENKASSEN

· *Job-Exposure-Matrix* · *Arbeitsunfähigkeitsdaten* · *Arzneimitteldaten* · *Epidemiologie der Arbeitswelt* · *statistische Modelle*

ZUSAMMENFASSUNG

Leistungsdaten der Krankenkassen stellen Morbiditätsinformationen bereit, die routinemäßig für die Analyse arbeitsbedingter Gesundheitsgefahren herangezogen werden können. Die Daten müssen aber zunächst um Belastungsinformationen ergänzt werden. Es wird hierfür eine Job-Exposure-Matrix, also eine Zusammenstellung von durch Experten standardisiert erfassten Belastungsmerkmalen für vorab definierte Arbeitsplatztypen vorgestellt. Für die statistische Auswertung werden geeignete Modelle verglichen und Auswahlkriterien abgeleitet.

PRAKTISCHE RELEVANZ

Ein einfaches Verfahren zur arbeitsweltbezogenen Gesundheitsberichterstattung mit Daten der Krankenkassen wird vorgestellt. Arbeitsplatztypen werden hinsichtlich der zugrunde liegenden körperlichen und psychischen Belastungen eingestuft. Mit geeigneten statistischen Verfahren können sodann die Assoziationen zwischen Belastungen und Morbidität routinemäßig quantifiziert werden.

«LA MATRICE DES RISQUES PROFESSIONNELS» COMME OUTIL D'ANALYSE DES DONNÉES DE MORBIDITÉ PROFESSIONNELLES DES CAISSES D'ASSURANCE MALADIE

Matrice des risques professionnels · *incapacité de travail* · *prescription de médicaments* · *épidémiologie du monde professionnel* · *modèle statistique*

RESUME

Les données de morbidité des caisses de maladie sont utilisées de façon systématique pour la surveillance des problèmes de santé liés à l'activité professionnelle. Cependant pour être utilisable en terme de facteur de risque, les données doivent être ensuite complétées par des informations concernant la charge de travail. C'est ce que permet « la matrice des risques professionnels ». Cette matrice a été élaborée à partir d'experts qui ont standardisé les facteurs de charge de travail pour des postes de travail déterminés. Pour l'exploitation statistique des résultats, différents modèles ont été comparés et des critères de choix ont été définis.

IMPORTANCE PRATIQUE

Une procédure simple de contrôle des problèmes de santé liés à l'activité professionnelle est présentée. Des postes de travail déterminés sont évalués du point de vue de la charge de travail physique et psychosociologique. Grâce à des analyses statistiques, le lien entre la charge de travail et la morbidité peut être quantifié de façon systématique.

THE JOB-EXPOSURE-MATRIX AS A TOOL FOR WORK-RELATED ANALYSIS OF MORBIDITY DATA FROM HEALTH INSURANCE INSTITUTIONS

· *Job-Exposure-Matrix* · *sickness absence data* · *drug prescriptions* · *occupational epidemiology* · *statistical models*

SUMMARY

Morbidity data of health insurance institutions are routinely used for work-related health monitoring. Unfortunately, apart from crude job codes these data do not include any information on the specific field of occupational activity and on risk factors at work. Consequently, in order to utilise health insurance data in occupational epidemiology, work load information has to be supplemented first. This could be done by means of a Job-Exposure-Matrix (JEM). Aim of this paper is to describe a JEM with respect to the job-types and work load factors studied and to review suitable statistical models for the analysis of the relations between work load and morbidity.

In a JEM work load information gathered by experts in a standardised way (the columns) is related to defined job types (the rows). While often exclusively applied to chemical exposures, this method has been extended for non chemical work load and was even used to address psychological demands by quantifying work organization restraints. The JEM described in this study was set up for some 300 homogenous job types covering app. 150.000 employees. Work load information was compiled by an expert panel with respect to 70 work load items. Every job type was assessed with respect to frequency and partly to intensity of exposure. For quantification items were a priori allocated to risk factors. Building up a JEM by job titles or job codes might lead to considerable misclassification, because working environment and tasks may differ tremendously within a job code. It is therefore recommended to build up job types by combining multiple information.

After assessing the work load, associations with the morbidity of employees could be analysed by use of suitable epidemiological-statistical models. The selection of these models depends basically on the scale of the morbidity parameter. Count data (e.g. number of sickness spells) can be analysed by the multiple Poisson-Regression and Negative-Binomial-Regression. For ordinal effects (e.g. health status bad, good, very good) in contrast, specific models within the Logistic-Regression are available. Most of the models can be treated within the framework of general linear models by selection of suitable link functions and error distributions. This is of great computational convenience since general statistical models are implemented in widespread statistical software packages.

In order to study the suitability of models for typical data of health insurance institutions and to provide recommendations for model selection for routine application we used the following criteria

- ♦ models should provide relative risk figures instead of odds ratios, since the latter in most cases overestimate the true risk;

- ♦ models should give the association between work load factor and morbidity parameter in only one estimate even when more than one category are under observation (e.g. good, bad, fair);
- ♦ models should be robust concerning the classification of the morbidity parameter, e.g. the overall estimation for a risk factor should not differ when sickness frequency is classified as 1-2 vs. 3-4 spells or 1-3 vs. 4 spells.

In the light of these criteria, no model studied is universal. With respect to count data, the situation is rather simple and Poisson regression is recommended. For ordinal data the so called sequential-binary-logistic-regression does not rely on specific assumptions and therefore could be used generally. However, by this method an odds ratio is calculated for every morbidity category. In contrast to widespread practice, the proportional odds model should not be used without checking the proportionality assumption.

PRACTICAL RELEVANCE

A simple procedure for work-related health monitoring with data of the health insurance is introduced. Job-types are assessed with respect to the physical and psychosocial work load. The associations between work load and morbidity can then routinely be quantified by suitable statistical models.

1 EINLEITUNG

Für das Erkennen arbeitsbedingter Gesundheitsgefahren werden routinemäßig Morbiditätsdaten der Krankenkassen herangezogen. Diese Daten liegen für die Versicherten der Gesetzlichen Krankenversicherung vollständig vor und bergen den weiteren Vorteil, dass hierin nicht nur die Häufigkeit und Dauer krankheitsbedingter Abwesenheit von der Arbeit, sondern auch die Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen dokumentiert sind. Die Auswertung von Arbeitsunfähigkeitsdaten beispielsweise ist entsprechend international als Instrument arbeitsweltbezogener Morbiditätsstudien etabliert (Farrell & Stamm 1988; Bourbonnais et al. 1992; Marmot et al. 1995; Houtman et al. 1999). Weitere Leistungsdaten der Krankenkassen wie etwa Arzneimittelverordnungsdaten (Wolters et al. 1998; Boedeker et al. 2000) oder Daten der ambulanten ärztlichen Versorgung (Boedeker et al. 2001a) gelten als geeignete und sinnvolle Ergänzung für die arbeitsweltbezogene Gesundheitsberichterstattung.

Leistungsdaten der Krankenkassen beinhalten aber keine Informationen über die genaue berufliche Tätigkeit der Versicherten und den am Arbeitsplatz vorkommenden Gefährdungen und Belastungen. Die Auswertung der Daten erfolgt daher in der Regel vergleichend für Berufe, Branchen oder betriebliche Kostenstellen. Unterschiede in den verglichenen Gruppen werden dann als Hinweise auf etwaige arbeitsbedingte Gesundheitsgefahren aufgefasst. Diese Schlussweise basiert auf der Voraussetzung, dass die gebildeten Gruppen hinsichtlich der Belastungen am Arbeitsplatz ausreichend homogen zusammengesetzt sind. Insbesondere bei nur allgemein betitelten Berufen besteht die Gefahr, dass die spezifischen Belastungen durch unterschiedliche - aber unter demselben Berufsschlüssel zusammengefassten - Tätigkeiten nur ungenau abgebildet werden. Die Homogenität kann allerdings durch Zuhilfenahme von betrieblichen Informationen oder die Kombination von Berufs- und Brancheninformationen verbessert werden (Pannet et al. 1985; Boedeker & Röttger 2000).

Der Vergleich der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen zwischen Arbeitsplatztypen zielt auf das Erkennen besonders betroffener Beschäftigtengruppen. Erkenntnisse über die Bedeutung ein-

zelner Belastungsfaktoren sowie die quantitative Beziehung zwischen Belastungsausmaß und Morbidität lassen sich hierdurch nicht erzielen. In den durch das Bundesarbeitsministerium geförderten „Kooperationsprogramm Arbeit und Gesundheit (KOPAG)“ (Bellwinkel et al. 1999) und „Integrationsprogramm Arbeit und Gesundheit von Krankenkassen und Unfallversicherung (IPAG)“ (Bindzius & Schmidt 2000) wurden daher zur Untersuchung der Assoziationen zwischen Leistungsanspruchnahme und arbeitsbedingten Gesundheitsgefahren die Daten der Krankenkassen durch Experteneinschätzungen der an definierten Arbeitsplatztypen vorkommenden Belastungen ergänzt. Dieses Vorgehen entspricht dem Erstellen einer sogenannten „Job-Exposure-Matrix“ (JEM), wie sie insbesondere zur Ermittlung von Gefahrstoffexpositionen verwendet werden (Hoar et al. 1980). Job-Exposure-Matrizen, die auch nichtchemische Belastungsfaktoren umfassen, sind etwa für Kälte, Hitze, Kontakt zu Menschen (Pannet et al. 1985) und für psychische Belastungen (Johnson & Stewart 1993) vorgestellt worden. In Sinne einer Matrix besteht eine JEM aus geeignet gebildeten Arbeitsplatztypen (als Zeilen) und Belastungsmerkmalen (als Spalten). Die Zelleinträge geben das Ausmaß der Belastung für jeden Arbeitsplatztyp hinsichtlich jedes Belastungsmerkmals wieder.

Die Belastungsinformationen einer JEM können mit den Morbiditätsinformationen der Krankenkassen in Zusammenhang gebracht werden. Allen Versicherten, die einem definierten Arbeitsplatztyp angehören, werden zunächst die selben in der JEM erfassten Belastungen zugeordnet. Durch statistisch/epidemiologische Verfahren kann sodann eine Zusammenhangsanalyse zwischen den quantifizierten Belastungen und der Inanspruchnahme vorgenommen werden. Im Vergleich zu unbelasteten Versicherten wird dann deutlich, um wie viel häufiger Versicherte, die bestimmten Belastungen ausgesetzt waren, Gesundheitsleistungen in Anspruch genommen haben.

Zielsetzung dieses Beitrages ist es, die im KOPAG und IPAG gewählte Vorgehensweise bei der Konstruktion einer Job-Exposure-Matrix zu beschreiben und geeignete statistische Auswertemöglichkeiten zusammenzustellen.

2 VORGEHENSWEISE BEI DER KONSTRUKTION EINER JEM

2.1 Belastungsmerkmale und Konstruktbildung

Die in den JEM berücksichtigten Belastungsmerkmale wurden originär im KOPAG durch ein Arbeitskreis von Arbeitswissenschaftlern, Aufsichtspersonal der Berufsgenossenschaften und Sicherheitsfachkräften erarbeitet (Hanßen & Bindzius 1998). Die Merkmale zu Arbeitsinhalten, Arbeitsorganisation, Arbeits-schwere, Arbeitsumgebung sowie zu sonstigen Gefährdungen und Belastungen wurden in 70 Fragen abgebildet und in eine Prüfliste zusammengestellt. Zur Erhöhung der Aussagekraft wurden die einzelnen Belastungsmerkmale teilweise zu Belastungskonstrukten zusammengefasst. Die Tabelle 1 stellt eine Auswahl der berücksichtigten Merkmale und Konstrukte zusammen. Im IPAG wurden unter grundsätzlicher Beibehaltung der Struktur der Prüfliste weitere Fragen insbesondere zu psychischen Belastungen ergänzt (Hanßen & Bonitz 2001), wodurch nunmehr auch etwa das Job-Demand-Control-Modell nach Karasek abgebildet werden kann.

2.2 Arbeitsplatztypisierung

Die Bildung von Arbeitsplatztypen zielt darauf ab, Beschäftigte anhand ihrer Arbeitsaufgaben und Arbeitsbedingungen so zu gruppieren, dass sich innerhalb der Gruppen weitgehend ähnliche berufliche Belastungen ergeben. Die Typisierung kann dabei aufgrund von Berufsschlüssel und/oder Branchenschlüssel oder etwa unter Zuhilfenahme betrieblicher Informationen wie z. B. Kostenstelle, Maschinenummer oder Position im Betrieb erfolgen. Beispielsweise erschien es in der Einzelhandelsbranche aus Sicht der betrieblichen Arbeitsschutzexperten sinnvoll, zwischen Verkaufspersonal Hartwaren und Verkaufspersonal Textilien zu unterscheiden. In der Landwirtschaft wurden etwa geschlechtsspezifische Arbeitsplatztypen „Rindviehhaltung“ gebildet, während in der Lackindustrie eine Differenzierung auch nach Größe der Unternehmen nötig erschien. Tabelle 2 stellt die im KOPAG und IPAG gebildeten und einer Belastungsermittlung unterzogenen Arbeitsplatztypen zusammen. Da die Belastungsinformationen schließlich in Zusammenhang mit den Leistungsdaten der Krankenkassen ge-

Tabelle 1: Belastungsmerkmale der KOPAG Job-Exposure-Matrix

Table 1: Work load factors in the KOPAG Job-Exposure-Matrix

Tableau 1: Indicateurs de charge de la matrice des risques professionnels KOPAG

Belastungskonstrukt	erfragte Merkmale
Schwere Arbeit, Lastenheben	<ul style="list-style-type: none"> Ist schwere dynamische Arbeit zu leisten? Tragen-Halten-Drücken ohne Belastungswechsel?
Vibrationen	<ul style="list-style-type: none"> Ganzkörperschwingungen durch Fahrzeugführung? Hand-Arm-Schwingungen durch Arbeitsmittel?
Arbeitsplatz-, Arbeitsmittelgestaltung	<ul style="list-style-type: none"> Belastung durch Arbeitsplatzgestaltung? Erschwernisse durch handgeführte Werkzeuge?
Zwangshaltungen	<ul style="list-style-type: none"> Treten Zwangshaltungen auf?
Sitzen	<ul style="list-style-type: none"> Wird die Arbeit überwiegend im Sitzen verrichtet?
Klima, Beleuchtung, Lärm	<ul style="list-style-type: none"> Liegt unbehagliches Klima vor? Wird im Freien gearbeitet? Liegen Belastungen durch die Beleuchtung vor? Erfolgt Beleuchtung überwiegend durch künstliches Licht? Liegt Lärmeinwirkung < 85 dB(A) vor?
Handlungsspielraum	<ul style="list-style-type: none"> Beinhalten Arbeitsaufgaben ausschließlich ausführende Tätigkeiten? Bestehende wenig Variationsmöglichkeiten? Werden ständig wiederkehrende Verrichtungen ausgeführt?
Arbeitsorganisation	<ul style="list-style-type: none"> Wird überwiegend ohne Kooperations- oder Kommunikationsmöglichkeit gearbeitet? Ist die Arbeit mit Spannungen und Konflikten verbunden? Finden Überstunden, Schicht- oder Wochenendarbeit statt?
Arbeitsdruck	<ul style="list-style-type: none"> Haben die Beschäftigten besondere Verantwortung zu tragen? Müssen Entscheidungen gefällt werden, ohne daß die Voraussetzungen gegeben sind? Wird die Arbeit durch Störungen behindert? Arbeiten die Beschäftigten unter besonderem Zeit- oder Leistungsdruck?

bracht werden sollten, konnten zur Typisierung der Arbeitsplätze nur Indikatoren herangezogen werden, die auch in den Mitgliederdaten der Krankenkassen enthalten sind oder die aus den Personaldaten der Unternehmen hinzugefügt werden können (Boedeker et al. 1999).

2.3 Belastungsquantifizierung

Für jeden der gebildeten Arbeitsplatztypen wurde durch ein Expertengremium aus Arbeitswissenschaftlern, Aufsichtspersonen der Berufsgenossenschaften und teilweise Sicherheitsfachkräften vermöge der Prüfliste eine Einschätzung der vorkommenden Belastungen vorgenommen und diese jeweils kategoriell als „nie“, „selten“ oder „häufig“ vorkommend eingestuft. Zur Quantifizierung der Belastungshöhe wurde ein relativer Summenscore gebildet, da sich die Mehrzahl der Konstrukte aus mehreren Belastungsmerkmalen er-

geben (vgl. Tabelle 1). Die Klassenmittelwerte der Belastungshäufigkeit (selten=15 Schichten, häufig=100 Schichten pro Jahr) pro Merkmal wurden hierfür addiert und durch den pro Belastungsfaktor maximal erreichbaren Summenscore (100 x Anzahl der Merkmale) dividiert. Dieser relative Summenscore drückt mithin die Höhe der Belastung durch die einzelnen Faktoren in Prozent der Maximalbelastung aus. Die pro Belastungsfaktor unterschiedliche Anzahl an Merkmalen wird dadurch ausgeglichen.

$$\text{Score (Belastungsfaktor)} = \frac{1}{100J} \sum_{j=1}^J w_j$$

$$\text{mit } w_j = \begin{cases} 0 & \text{falls nicht exponiert} \\ 15 & \text{Exposition} < 30 \text{ Tage/Jahr} \\ 100 & \text{Exposition} > 30 \text{ Tage/Jahr} \end{cases}$$

Diese Vorgehensweise wurde im IPAG dadurch ergänzt, dass zusätzlich zur Häufigkeit auch noch die Intensität der Belas-

tungen vierstufig erfasst und in den Score verrechnet wurde.

3 EIGNUNG EINER JOB-EXPOSURE-MATRIX FÜR DAS ERKENNEN ARBEITS-BEDINGTER GESUNDHEITSGEFAHREN

Die generelle Eignung einer Job-Exposure-Matrix für das Erkennen von Einflussfaktoren auf das Morbiditätsgeschehen ist unstrittig (Hoar et al. 1980; Pannet et al. 1985; Bouyer & Hemon 1993). Die Verallgemeinerbarkeit der Einstufungen hängt indes sehr von der Vergleichbarkeit und Homogenität der gebildeten Arbeitsplatztypen ab (Ahrens 1999). Hierbei offenbart sich ein Zielkonflikt, da mit einer zunehmenden Belastungshomogenität gleichzeitig eine abnehmende Übertragbarkeit auf andere Arbeitsplatztypen außerhalb der jeweiligen Studie verbunden ist.

Auch eine im Hinblick auf Belastungshomogenität optimierte Arbeitsplatztypisierung wird zu Fehleinschätzungen der tatsächlichen Belastungen einzelner Beschäftigter führen. Da diese Fehleinschätzungen aber unabhängig vom Morbiditätsstatus der Beschäftigten erfolgen, handelt es sich im epidemiologischen Sinne um nichtdifferentielle Missklassifikationen, die lediglich zu Verzerrungen in Richtung der Nullhypothese (RR=1) führen können (Rothman & Greenland 1998). Folglich können Assoziationen zwischen Belastung und Erkrankung zwar übersehen werden, eine Überschätzung der relativen Risiken für Belastungsfaktoren findet aber nicht statt.

Die vorgestellten JEM basieren auf der Belastungseinschätzung durch externe Experten. Eine solche Belastungsermittlung für Arbeitsplatztypen kann nur Belastungsfaktoren umfassen, die kennzeichnender Bestandteil der Ausübung der zusammengefassten Tätigkeiten sind und zusätzlich auch durch Experten eingeschätzt werden können. Belastungen, die etwa von dem Führungsstil eines Vorgesetzten oder von Problemen mit Kollegen ausgehen, können durch diese Job-Exposure-Matrizen nicht erfasst werden und müssen personenbezogenen Belastungsanalysen vorbehalten bleiben.

Grundsätzlich besteht die Möglichkeit, auch Befragungsdaten der Beschäftigten in eine JEM einfließen zu lassen (Ahrens

1999). Die Frage, ob eine solche „subjektive“ Belastungsermittlung im Vergleich zu der „objektiven“ durch externe Experten zu valideren Informationen führt, gilt als in dieser Allgemeinheit unbeantwortbar (Theorell et al. 1998). Die Übereinstimmung zwischen den Einstufungen vermöge einer JEM mit denen aus einem Probandeninterview scheint sowohl mit den Belastungsfaktoren (Johnson & Stewart 1993) als auch mit soziodemographischen Faktoren (Hsairi et al. 1992) zu variieren. Im Hinblick auf geringen Handlungsspielraum und Arbeitsunfähigkeit erwies sich die „objektive“ Einschätzung mit Hilfe der KOPAG-JEM im Vergleich zur Probandeneinschätzung als prädiktiver (Bonitz et al. 2000). Als verlässlichste Vorgehensweise wird eine Kombination beider Verfahren vorgeschlagen. Sofern es die Studienkonzeption erlaubt, kann die exakte Tätigkeitsbeschreibung bei den Beschäftigten erhoben werden, für die dann durch Experten eine Belastungs-

einstufung durchgeführt wird (Bouyer & Hemon 1993; Kivimäki et al. 1997). Im Rahmen des KOPAG und IPAG war dieses Vorgehen jedoch aufgrund der Größe der Untersuchungspopulation nicht möglich.

Von arbeitsepidemiologischen Interesse ist aber nicht die alleinige Verlässlichkeit der Belastungsermittlung, sondern die verlässliche Abbildung etwaiger Zusammenhänge zwischen Belastungen und Erkrankungen. In dieser Hinsicht kann etwa eine objektiv richtig eingestufte (da gemessene) Lärmbelastung weniger prädiktiv als das individuelle Empfinden von Lärm sein. Subjektive Belastungseinschätzungen sind aus epidemiologischer Sicht bedeutsam, da sie insbesondere wenn auch das Krankheitsgeschehen bei den Probanden erfragt wird, zu differentiellen Missklassifikationen und somit zu nicht abschätzbaren Verzerrungen des geschätzten relativen Risikos führen können (Kristensen 1991).

4 AUSWERTUNGSMÖGLICHKEITEN

Die Wahl eines geeigneten statistischen Modells zur Auswertung einer Beziehung zwischen Einflussfaktoren und einem beobachteten Effekt hängt unter anderem von dem Messniveau des Effektes ab. In epidemiologischen Studien sind insbesondere zwei Daten-Typen von Interesse. Einerseits Effekte, deren Häufigkeit gezählt werden kann (z. B. Anzahl AU-Fälle) und andererseits Effekte, die in Klassen mit Rangordnungen zusammengefasst werden (z. B. AU-Dauer 1-3 Tage, 4-10 Tagen, etc; Beschwerden stark, mittel, gering). Im letzteren Fall werden also die Effekte klassiert, um etwa die Gruppenbesetzungen zu erhöhen oder weil bestimmte Effekte in feinerer Abstufung nicht sinnvoll erfasst werden können. Die Effekte liegen dann ordinal-skaliert vor.

4.1 Modelle für Zählereignisse

Beobachtete Effekte können oft als Zählereignis pro Beobachtungszeitraum, wie z. B. Anzahl AU-Fälle, aufgefasst werden. Als Funktion zur Modellierung der erwarteten Anzahl an Ereignissen sind dann die Poisson-Verteilung bzw. die Poisson-Verteilung approximierende Funktionen geeignet.

4.1.1 Poisson-Regression

Vermöge der Poisson-Verteilung wird die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines Zählereignisses im Beobachtungszeitraum t durch

$$P(Y = y) = \frac{\exp(-\lambda t)(\lambda t)^y}{y!}$$

mit $E(Y) = \lambda t$ und $\text{Var}(Y) = \lambda t$ beschrieben. Die Poisson-Verteilung wird oft als Beschreibung seltener Ereignisse verstanden. Genauer modelliert sie eine Zufallsvariable, die viele verschiedene Werte (y) annehmen kann, deren Auftretenswahrscheinlichkeiten ($p = \lambda/t$) aber klein sind. Die impliziten Eigenschaften der Poisson-Verteilung ergeben sich durch den zugrundeliegenden, verteilungsgenerierenden Poisson-Prozess. Dieser Prozess ist durch unabhängige und homogene Zuwächse sowie durch in kleinen Zeitintervallen und nur einzeln auftretende Ereignisse gekennzeichnet (Fisz 1980). Dies bedeutet, dass die Ereignisse in nicht überschneidenden

Tabelle 2: Arbeitsplatztypen der Job-Exposure-Matrix

Table 2: Types of work place in the Job-Exposure-Matrix

Tableau 2: Categoriisation des postes de travail de la matrice des risques professionnels

KOPAG	IPAG
83 Arbeitsplatztypen für 49.500 Beschäftigte des Einzelhandels und der Metallbearbeitungsbranche	ca. 200 Arbeitsplatztypen für 90.000 Beschäftigte der Lackindustrie, Landwirtschaft sowie stationärer Einrichtungen des Gesundheitswesens
<ul style="list-style-type: none"> ▶ Verkaufspersonal ▶ Gastronomie ▶ Verwaltung ▶ Logistik ▶ Dekoration ▶ Transporte ▶ Versand ▶ Haustechnik ▶ Auffüllkräfte ▶ Lagerarbeiter ▶ Putzhilfen ▶ Kraftfahrer ▶ Zurichtung ▶ Schlosser ▶ Werkzeugmacher ▶ Kranfahrer ▶ Elektriker ▶ Schmiede ▶ Fräser ▶ Schleifer ▶ Kontrolleure ▶ Dreher ▶ Schweißer ▶ Meister ▶ Führungskräfte 	<ul style="list-style-type: none"> ▶ Krankenpflegepersonal ▶ Pflegehelfer ▶ Ärzte ▶ Reinigungspersonal ▶ Küchenpersonal ▶ Laboranten ▶ Führungskräfte ▶ Büro ▶ Sprechstundenhelfer ▶ Pförtner, Hauswarte ▶ Masseur, Krankengymnasten ▶ AltenpflegeInnen ▶ Sozialarbeiter ▶ Chemielaborwerker ▶ Chemiewerker ▶ Lagerarbeiter ▶ Handwerker ▶ Handelsvertreter ▶ Kraftfahrer ▶ Schweinemast ▶ Rindviehhaltung ▶ Forstwirtschaft ▶ Land- und Forstwirtschaft ▶ Geflügelbetrieb ▶ Lohnunternehmen ▶ Gemüsebau

Die Anzahl der Berufe/Tätigkeitsgruppen entspricht nicht der Anzahl der Arbeitsplatztypen, da sich letztere teilweise aus weiteren Differenzierungen ergeben

Zeitintervallen unabhängig sein müssen und die Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten einer bestimmten Anzahl von Ereignissen in Zeitintervallen gleicher Länge konstant sein müssen. Im Hinblick auf die Arbeitsunfähigkeit mögen diese Annahmen gleichermaßen berechtigt wie unberechtigt erscheinen. Z. B. können AU-Ereignisse infolge chronischer Erkrankungen als von einander abhängig betrachtet werden, während etwa Atemwegsinfekte unabhängig von einem bereits auskurierten früheren Infekt sein können.

Die Poisson-Regression kann im sogenannten „Verallgemeinert linearen Modell“ realisiert werden (McCullagh & Nelder 1989). Für diese Modellklasse sind in den gängigen statistischen Auswertepaketprozeduren implementiert. In diesen Prozeduren erfolgt eine Poisson-Regression durch die Annahme einer poisson-verteilter Fehlerstruktur und den natürlichen Logarithmus als sogenannte Linkfunktion.

Als Regressionsgleichung ergibt sich dann

$$Y = \lambda t = \exp(x, \beta) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_s x_s)$$

wobei Y den Effekt und $x_i, i=1, \dots, s$, als Regressoren sowohl Belastungsfaktoren als auch konfundierende Faktoren darstellen können. Die Regressoren werden dabei ohne Beschränkung der Allgemeinheit als dichotom (0,1) angenommen. Durch $\exp(\beta_i)$ wird dann gerade das relative Risiko (RR) als Verhältnis der Ereignisrate der durch den Faktor x_i Exponierten zu der der Nichtexponierten geschätzt.

4.1.2 Negative-Binomial-Regression

Ein Kennzeichen der Poisson-Verteilung ist die Identität von Erwartungswert und Varianz. In realen Datensituationen wird dagegen oft beobachtet, dass die Varianz größer ist. Eine Möglichkeit zur Modellierung dieser sogenannten „Overdispersion“ besteht in der Verwendung der Negativen Binomialverteilung. Diese Verteilung ergibt sich, wenn die Anzahl von beobachteten Ereignissen zwar poisson-verteilt ist, der Erwartungswert selber aber als Zufallsvariable mit einer Gamma-Verteilung aufgefasst wird. Wird nun im Verallgemeinert Linearen Modell die negative Binomialverteilung als Fehlerverteilung angenommen und der natürliche Logarith-

mus als Linkfunktion gewählt, so bleiben die obigen Beziehungen gültig. Analog zur Poisson-Regression wird hierfür der Begriff „Negative-Binomial-Regression“ gewählt.

Die negative Binomialverteilung hat offenbar nur wenig praktische Anwendung gefunden (McCullagh & Nelder 1989). Dagegen wurde sie im Hinblick auf Arbeitsunfähigkeitsdaten schon früh erwähnt und postuliert, dass die Anzahl an AU-Fällen nicht einer Poisson-, sondern einer negativen Binomialverteilung folgt (Fergusson 1973). Eine explizite Modellierung erfolgte offenbar aber nicht.

4.2 Modelle für ordinal-skalierte Ereignisse

Eine geeignete Verteilungsfunktion für ordinal-skalierte Ereignisse hängt von der Anzahl der Ereignisausprägungen ab. Steht das Eintreten (ja, nein) eines Ereignisses unter Beobachtung, so kann für ein Individuum sowie für die Anzahl aufgetretener Ereignisse in einer Gruppe die Binomialverteilung herangezogen werden. Hiernach ergibt sich die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von genau y Ereignissen bei n Probanden durch

$$B(n, \pi, y) = P(Y = y) = \binom{n}{y} \pi^y (1 - \pi)^{n-y}$$

Die Erwartungswerte der gruppierten Daten entsprechen denen der ungruppierten, die Varianz ist indes verschieden (Fahrmeir & Tutz 1994). Es ist daher gleichgültig, ob das Individualereignis $Y=1$ als $B(1, p)$ oder das Gruppenereignis $Y=y$ als $B(n, p, y)$ modelliert wird. Ist dagegen ein Ereignis mit mehreren Ausprägungen (z. B. nie, selten, häufig) von Interesse, so modelliert man die Wahrscheinlichkeit durch eine Multinomialverteilung, die die Binomialverteilung als Spezialfall enthält.

Die angesprochenen Verteilungen können analog zu der Poisson-Regression im Verallgemeinert Linearen Modell umgesetzt werden. Als kanonische Linkfunktion dient der sogenannte Logit.

Das Regressionsmodell lautet dann

$$Y = \frac{1}{1 + \exp(-z)} = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)} = \pi$$

wobei z den linearen Prädiktor (x, b) bezeichnet. Die Funktion stellt die sogenannte lo-

gistische Verteilung dar, weshalb das Regressionsmodell auch als logistische Regression bezeichnet wird. Hierdurch können Missverständnisse verursacht sein, da sich die Bezeichnung bei der logistischen Regression auf die Linkfunktion, im Falle der Poisson-Regression aber auf die Fehlerverteilung bezieht.

In der logistischen Regression wird mit $\exp(\beta_j)$ das sogenannte Odds-Ratio (OR) bestimmt. Hierbei handelt es sich um das Verhältnis der Wahrscheinlichkeiten für das Vorliegen einer Exposition bei z. B. Erkrankten zu Nichterkrankten (sogen. Odds). Bei einem Odds-Ratio handelt es sich mithin nicht um relative Risiken, wengleich dies auch oft gleichgesetzt wird. Im Unterschied zu den ‚echten‘ Risiken ergeben sich OR nicht durch Bezug auf die gesamte Untersuchungspopulation. Im Falle seltener Ereignisse („rare-disease-assumption“) stimmen Odds-Ratios und relative Risiken aber gut überein. Wenn diese Annahme nicht erfüllt ist, werden die relativen Risiken durch die Odds-Ratios überschätzt.

Die Ausprägungen von ordinal-skalierten Ereignissen werden in Fragebögen oder Zusammenfassungen von Zahlbereichen oft willkürlich festgelegt. So steht im Mittelpunkt des Interesses z. B. weniger die spezielle Ausprägung „AU-Dauer 1-2 Tage“ versus „AU-Dauer 5-7 Tage“, sondern nur die AU-Dauer. Es wird daher oft angestrebt, Odds-Ratios nicht separat für mehrere spezielle Häufigkeitsklassen zu schätzen, d. h. es soll nur ein Odds-Ratio pro Belastungsfaktor und nicht etwa mehrere berechnet werden. Mathematisch wird damit die kumulative Wahrscheinlichkeit $\gamma_j = P(Y \leq y_j)$ für alle Ereignisse bis einschließlich der Ausprägung j und nicht die Wahrscheinlichkeit für eine spezielle Kategorie betrachtet. Die folgenden Modelle sind für diese Situationen geeignet. Da keine Verwechslungen zu befürchten sind, bezeichnet der Index j im folgenden die Kategorien J der Effektivvariablen Y .

4.2.1 Proportional-Odds-Modell

Das Proportional-Odds-Modell ergibt sich, wenn die kumulativen Wahrscheinlichkeiten durch die logistische Verteilungsfunktion ausgedrückt werden als

$$P(Y \leq y_j) = \frac{\exp(\alpha_j + x' \beta)}{1 + \exp(\alpha_j + x' \beta)}, \quad j = 1, 2, \dots, k$$

wobei $x'\beta$ in Matrixschreibweise den linearen Prädiktor bezeichnet.

Es ist erkennbar, dass der Schätzer β nicht von der Ausprägung j abhängt. In anderen Worten: das Odds-Ratio für alle Ausprägungsstufen des ordinal-skalierten Ereignisses sind identisch, die kumulierten Odds sind proportional, wobei die Ordnungsrelation $\alpha_1 \leq \alpha_2 \leq \dots \leq \alpha_{k-1}$ besteht. Hierin liegt der Ursprung für die Bezeichnung des Modells, das aber darüber hinaus auch als „cumulative-logit-model“ bekannt ist. Das Modell führt unter der Proportionalitätsannahme also auch bei mehreren Ereignisausprägungen nur zu einem Odds-Ratio pro Belastungsfaktor, wobei Unabhängigkeit gegenüber der Art und Anzahl der Klassenbildung besteht (Ananth & Kleinbaum 1997). Z. B. würde die Gruppierung der AU-Fälle 0,1-3,4-7,>7 zu den selben Ergebnissen führen, wie die Gruppierung 0-3,4-5,>5. Selbst die Umkehrung der Ausprägungen macht sich lediglich in der Umkehrung des Vorzeichens der Schätzer bemerkbar. Aufgrund dieser Vorteile wird das Proportional-Odds-Modell relativ breit angewendet (Bender & Grouven 1997). Es muss aber die Modellannahme der Proportionalität der Odds jeweils geprüft werden. Der hierfür gängige Score-Test auf Proportionalität der Odds ist sehr anti-konservativ im Sinne der raschen Ablehnung der Nullhypothese insbesondere bei großen Fallzahlen (Bender & Grouven 1998). Die Entscheidung über die Angemessenheit des Modells sollte also immer auch eine kritische Deskription einbeziehen.

4.2.2 Partial-Proportional-Odds-Model

Das Proportional-Odds-Modell gilt im Hinblick auf die erforderlichen Annahmen als zu einschränkend, da oftmals die Proportionalität der Odds nicht gegeben ist. Es wurden daher übergeordnete Modelle entwickelt (Peterson & Harrell 1990), die das Proportional-Odds-Modell lediglich als Spezialfall enthalten (Greenland 1994; Bender & Grouven 1997). Als kanonische Erweiterung kann das Partial-Proportional-Odds-Modell verstanden werden, da hier die Proportionalitätsannahme für einige Ko-Variate aufgehoben wird. Für diese wird dann der spezifische Effekt für jede Ausprägung des ordinal-skalierten Ereignisses modelliert. In Formeln

$$P(Y \leq y_j) = \frac{\exp(\alpha_j + x'\beta + t'\gamma_j)}{1 + \exp(\alpha_j + x'\beta + t'\gamma_j)},$$

$$j = 1, 2, \dots, k$$

Die obige Formel verdeutlicht, dass durch das Partial-Proportional-Odds-Modell für die Einflussfaktoren x nur ein Odds-Ratio, gleichzeitig aber zusätzlich für die Faktoren γ für jede Effektkategorie ein Odds-Ratio geschätzt wird. Sofern also z. B. ein Belastungsfaktor, nicht aber eine konfundierende Variable (Alter), die Proportionalitätsannahme erfüllt, würde durch das Partial-Proportional-Odds-Modell eine Reduktion der Anzahl zu schätzender Odds Ratios eintreten. Das Partial-Proportional-Odds-Modell schwächt somit die Anforderungen des Proportional-Odds-Modell deutlich ab, die Anwendung setzt allerdings die Entscheidung voraus, welche Einflussfaktoren der Proportionalitätsannahme Genüge tun und welche nicht.

4.2.3 Continuation-Ratio-Model

Bei dem Continuation-Ratio-Model handelt es sich um ein Modell für ordinal-skalierte Ereignisse bei dem ebenfalls kumulierte Wahrscheinlichkeiten betrachtet werden. Im Gegensatz zum Proportional-Odds-Modell sind hier indes die einzelnen Ausprägungen der Ereignisse von speziellem Interesse. Das Modell eignet sich insbesondere für Ereignisse, die in einer bestimmten Abfolge beobachtet werden. Sofern z. B. die AU-Dauer in Klassen eingeteilt würde und ein Proband der Kategorie „>7 AU-Tage“ angehörte, so müsste er notwendigerweise vorher der vorangehenden Kategorie angehört haben. Das Continuation-Ratio-Modell betrachtet also die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Stadium $j+1$ erreicht wird unter der Bedingung, dass bereits mindestens Stadium j erreicht wurde, d.h. $P(Y = y_j | P(Y \leq y_j))$. Geht man damit wie gewohnt zum Logit über, so ergibt sich (Ananth & Kleinbaum 1997)

$$\log \left[\frac{P(Y = y_j)}{P(Y > y_j)} \right] = \alpha_j + x'\beta \quad j = 1, 2, \dots, k$$

Das Modell weist ähnliche Eigenschaften wie das Proportional-Odds-Modell auf. Auch hier wird für alle Ausprägungen des Ereignisses nur ein Odds-Ratio pro Belastungsfaktor berechnet, es bleibt kontinuierlich (über die Ausprägungen) erhalten, worin der Ursprung der Bezeichnung liegt. Der lineare Prädiktor wird lediglich um α_j verschoben, was in der Literatur auch als die Parallelitätsannahme des Modells (analog zu der Proportionalitätsannahme beim Proportional Odds Model) bezeichnet wird.

4.2.4 Sequentiell-Binär-Logistische-Regression

Alle oben genannten Modelle für ordinal-skalierte Ereignisse sind identisch, sofern das beobachtete Ereignis nur zwei Ausprägungen hat. In diesem Falle der sogenannten binären logistischen Regression (der Standardfall der logistischen Regression) wird also etwa das Auftreten eines Ereignisses „AU Ja vs. nein“ oder eines Grenzwertereignisses „AU ≤ 3 Tage vs. > 3 Tage“ betrachtet. Grundsätzlich lassen sich alle ordinal-skalierten Merkmale dichotomisieren, so dass die binär-logistische Regression stets angewendet werden kann. Aufgrund der Dichotomisierung kann aber gegenüber der Berücksichtigung der Mehrfachausprägungen ein mitunter erheblicher Informationsverlust eintreten. Eine bessere Informationsausbeute ist dagegen mit der sequentiell-binär-logistischen-Regression zu erhalten. Hierbei werden die Dichotomisierungen kumulativ auf die Ereignisausprägungen angewendet, sodass etwa „kein AU-Fall vs. AU-Fall“, „bis zu 3 AU-Fällen vs. 3 und mehr AU-Fälle“ etc. in mehreren aufeinanderfolgenden binären Regressionen betrachtet werden. Dieses Vorgehen stimmt gut mit dem Partial-Proportional-Odds-Modell überein, hat aber den Vorteil, mit gängigen Statistik-Software-Programmen umgesetzt werden zu können.

4.3 Computerprogramme

Die vorgestellten Modelle der Poisson-Regression und der logistischen Regression sind in den meisten professionellen Statistikprogrammen implementiert. Die spezielleren Modelle sind dagegen meist nicht berücksichtigt und müssten gegebenenfalls selbst programmiert werden. Am Beispiel des Statistikpaketes SAS können aber Umsetzungsmöglichkeiten dargestellt werden. Poisson-Regressionen wie auch die Negative-Binomial-Regressionen können mit Hilfe der SAS Prozedur GENMOD durchgeführt werden. Die negative Binomialverteilung steht als Linkfunktion in GENMOD allerdings erst ab der SAS-Version 8 zur Verfügung. Für frühere Versionen steht in der SAS Sample Library ein Macro bereit (Hilbe 1994). Das Proportional-Odds-Modell lässt sich mit Hilfe mehrerer SAS-Prozeduren anwenden. Zusätzlich zur klassischen Prozedur LOGISTIC für logistische Regressionen eignet sich ab Version 8 auch GENMOD. Hier sind neue Link-Funktionen für die Multinomialverteilung implementiert.

Das Continuation-Ratio-Model kann als binär-logistische Regression ebenfalls mit der SAS-Prozedur GENMOD gerechnet werden. Hierfür müssen die Datensätze aber zunächst rekonfiguriert werden, indem die Ausprägungen der ordinal-skalierten Ereignisse als zu durchschreitende Stadien aufgefasst werden. Für jedes Stadium werden sodann alle Probanden ausgeschlossen, die dieses Stadium nicht erreicht haben, für die anderen wird eine Indikatorvariable gebildet, die angibt, ob das nächste Stadium erreicht wurde. Binäre logistische Regressionen auf die Indikatorvariable mit den Ausprägungen des beobachteten Ereignisses als zusätzliche Kovariaten sind dann mit dem Continuation-Ratio-Model identisch (Allison 1999).

Das Partial-Proportional-Odds-Model ist bisher nicht in der statistischen Standardsoftware implementiert und gilt als algorithmisch aufwendig. Inzwischen liegen aber SAS-Macros vor, die von den Autoren zur Verfügung gestellt werden (Hedeker o.J.). Die Macros sind in der Regel für spezifische Datensituationen entwickelt und müssen von anderen Nutzern entsprechend angepasst werden. Auch die SAS-Prozedur CATMOD, die eine individuelle Modellspezifikationen durch die Eingabe einer Designmatrix ermöglicht, kann zur Umsetzung des Modells verwendet werden.

4.4 Beispiel: Relative Risiken für Arbeitsunfähigkeit durch Dorsopathien

Die Vorgehensweise bei der störgrößenkontrollierten Schätzung von relativen Erkrankungsrisiken mit Hilfe einer JEM soll am Beispiel der Belastung durch Arbeitsschwere/Lastenheben und Arbeitsunfähigkeit infolge von Dorsopathien erläutert werden. Der Belastungsfaktor Arbeitsschwere/Lastenheben setzt sich aus zwei Belastungsmerkmalen zusammen (Tabelle

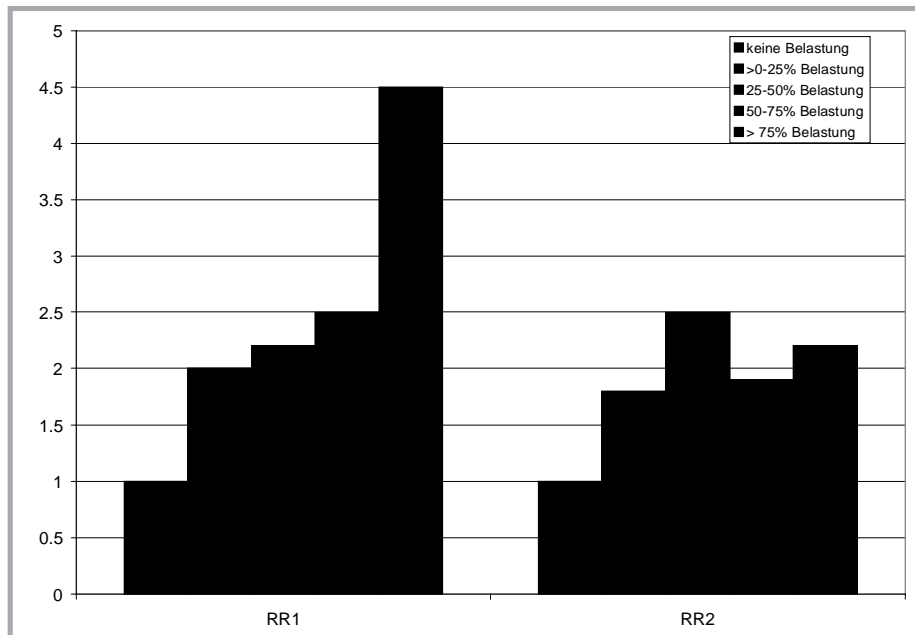


Bild 1: Relative Risiken für unterschiedliche Belastungen durch Arbeitsschwere/Lastenheben hinsichtlich der Arbeitsunfähigkeit infolge von Dorsopathien. RR1: relatives Risiko adjustiert für Geschlecht und Alter; RR2: relatives Risiko zusätzlich adjustiert für Bildungsstand, Betriebszugehörigkeit, Beschäftigungsdauer und Arbeitszeit. Die relativen Risiken wurden durch multiple Poisson-Regression der AU-Häufigkeit pro Versichertenjahre berechnet.

Figure 1: Relative risks for different categories of work hardness/load handling with respect to sick leave from back injuries. RR1: Relative risks, adjusted with regard to gender and age; RR2: Relative risks, additionally adjusted with regard to educational background, staff membership, duration of employment, and working time. The relative risks were calculated using the multiple Poisson-Regression.

Illustration 2: Risques relatifs pour différentes charges de travail (soulever des masses) du point de vue d'une incapacité de travail liée à une dorsalgie. RR1 : risque relatif selon le sexe et l'âge; RR2 : risque relatif selon le niveau d'éducation, le type d'industrie, la durée de la tâche et les horaires de travail. Les risques relatifs ont été calculés à partir d'une table de régression multiple de Poisson (fréquence de l'incapacité de travail par année assurée).

1). Der Belastungsscore pro Arbeitsplatztyp kann somit 6 verschiedene Ausprägungen annehmen. Höchste Belastungen durch Arbeitsschwere/Lastenheben wurde von den KOPAG-Experten als etwa bei den Arbeitsplatztypen „Schleifer“, „Zurichtung“ und „Kommissionierung Obst/Gemüse“ vorkommend erachtet. Keine Belastung durch Arbeitsschwere/Lastenheben liegt hiernach etwa bei „kaufmännischen Angestellten“, „Verwaltungspersonal“ und „Kraftfahrern“ vor. Die Belastungsinformationen konnten nun

den Arbeitsunfähigkeitsdaten aller Versicherten eines Arbeitsplatztyps zugefügt werden. Der Vergleich des AU-Geschehens beispielweise zwischen hoch belasteten und unbelasteten Beschäftigten ist somit kein Vergleich von Arbeitsplatztypen mehr, sondern erfolgt über alle Arbeitsplatztypen der selben Belastungskategorie. Tabelle 3 stellt die zur Berechnung der kruden Ratenverhältnisse erforderlichen Zahlen zusammen. Das AU-Geschehen von ca. 42.000 Versicherten wurde über drei Jahre verfolgt (Boedeker 2001). Es zeigte sich, dass die durch Arbeitsschwere/Lastenheben unbelasteten Beschäftigten mit 7 AU-Fällen pro 100 Versichertenjahre infolge Dorsopathien deutlich seltener betroffen waren als die hoch Belasteten mit 30 Fällen pro 100 Versichertenjahre. Das krude relative Risiko ergibt sich somit zu 4.2. Da das AU-Geschehen aber nicht nur durch Belastungsfaktoren der Arbeitswelt, sondern auch z. B. durch soziodemographische Merkmale beeinflusst ist, sollten die Zusammenhangsanalysen unter Berücksichtigung solcher konfundierender Faktoren durchgeführt werden. Die vorgestell-

Tabelle 3: AU-Fälle durch Dorsopathien nach Belastungen durch Arbeitsschwere/Lastenheben

Table 3: AU-cases caused by back injuries as a consequence of work load due to work hardness /load handling

Tableau 3: Les cas d'incapacité de travail liés à une dorsalgie causée par la charge de travail

Belastungsmaß in % des maximalen Scores	Versicherte	Versichertenjahre	AU-Fälle Dorsopathien	krudes relatives Risiko
keine Belastung	7.536	22.502	1.632	1
>0-25%	24.039	71.248	9.891	1,9
>25-50 %	9.598	27.118	4.188	2.1
>50-75%	1.191	3.561	677	2.6
>75 %	144	404	123	4.2

ten Regressionsmodelle erlauben eine solche simultane Berücksichtigung von Störgrößen, in dem diese schlicht in das Modell als Einflussfaktoren aufgenommen werden. Bild 1 stellt für das Auswertbeispiel die relativen Risiken, die mit Hilfe der multiplen Poisson-Regression erzielt wurden zusammen. Im Gegensatz zu den kruden Berechnungen der Tabelle 3 sind jetzt die Risiken einerseits um den Einfluss des Geschlechts und des Alters (RR1) bereinigt. Zusätzlich wurde in einem weiteren Rechengang noch für den Bildungsstand, die Arbeitszeit und die Beschäftigungsdauer, die gleichermaßen das AU-Geschehen konfundieren können, adjustiert (RR2). Die für Alter und Geschlecht adjustieren relativen Risiken unterscheiden sich kaum von den kruden der Tabelle 3. Erkennbar ist auch hier eine deutliche „Dosis-Wirkungsbeziehung“. Mit zunehmender Belastung durch Arbeitsschwere nimmt das Risiko zu, eine Arbeitsunfähigkeit durch Dorsopathien zu erleiden. Beschäftigte mit höchsten Belastungen sind 4,5-fach häufiger betroffen. Die erweiterte Adjustierung, mit der auch Vergleichbarkeit hinsichtlich weiterer Einflussfaktoren auf das AU-Geschehen hergestellt wird, lässt die Bedeutung der hohen Belastungen durch Arbeitsschwere/Lastenheben zurücktreten. Nunmehr ist die Zunahme der Belastungen über 50% des Belastungsscores hinaus nicht mehr mit einer Zunahme der AU-Häufigkeit verbunden. Das relative Risiko stagniert bei 2,5.

5 SCHLUSSFOLGERUNGEN

Die Erfassung beruflicher Belastungen durch eine Job-Exposure-Matrix kann für die arbeitsweltbezogene Analyse von Gesundheitsdaten der Krankenversicherung genutzt werden. Die durch KOPAG und IPAG bereits erstellte JEM wird in Folgeprojekten kontinuierlich um weitere Arbeitsplatztypen vergrößert. Für die Auswertung der Belastungsinformationen im Hinblick auf die Morbiditätsdaten stehen geeignete statistische Modelle zur Verfügung. Die Eignung dieser Modelle für die jeweils betrachteten Daten hängt aber von verschiedenen Faktoren ab. Im IPAG wurde ein Modellvergleich anhand von Realdaten vorgenommen (Boedeker et al. 2001b) und für die unter Routinebedingungen einzusetzenden Modelle folgende Auswahlkriterien herangezogen:

- Die Modelle sollten die Assoziationen zwischen einem Belastungsfaktor und

dem betrachteten Effekt möglichst in ein Risikomaß über alle Effektkategorien beschreiben, da die Beschreibung durch mehrere Risikomaße für die spezifischen Kategorien deutlich höhere Anforderungen an die Ergebnisdokumentation und -kommunikation stellt.

- Die Modelle sollten robust gegenüber der Effektkategorisierung sein, da in der Regel nicht die Assoziation zwischen Belastungsfaktor und bestimmten Effektausprägungen, sondern zum betrachteten Effekt insgesamt von Interesse ist.
- Die Modelle sollten möglichst zur Schätzung der relativen Risiken für die Belastungsfaktoren, anstelle von Odds-Ratios geeignet sein, da letztere die Beziehungen zwischen Belastungen und dem Vorkommen der Effekte in der Untersuchungskohorte überschätzen.

Erwartungsgemäß ist keines der o. g. Modelle hiernach universell einsetzbar. Bei Zählereignissen lassen sich Empfehlungen zum Vorgehen unter Routinebedingungen formulieren. Hier kann die Poisson-Regression als Standardverfahren eingesetzt werden, die alle o.g. Kriterien erfüllt. Das Modell ermöglicht zudem den Bezug der Effekte auf die tatsächlich unter Risiko verbrachte Zeit und erlaubt dadurch eine genauere Schätzung des relativen Risikos.

Bei den ordinalen Datensituationen sind Empfehlungen hinsichtlich der obigen Auswahlkriterien weniger leicht ableitbar. Als Standardverfahren scheint nach den Ergebnissen des Modellvergleichs nur die Sequentiell-Binär-Logistische-Regression in Frage zu kommen. Allerdings werden hier pro Belastungsfaktor mehrere Risikomaße berechnet (nämlich einer pro Effektkategorie), die auch nicht von der Kategorisierung unabhängig sind. Durch Wahl des Logarithmus als Linkfunktion bei binomialer Fehlerstruktur im verallgemeinert linearen Modell könnten aber relative Risiken anstelle von Odds Ratios geschätzt werden (Thompson et al. 1998; Skov et al. 1998).

LITERATUR

Ahrens, W.: Retrospective assessment of occupational exposure in case-control studies Landsberg. ecomed Verlagsgesellschaft 1999

Allison, P. D.: Logistic Regression using the SAS system. Cary, NC: SAS Institute Inc. 1999

Ananth, C. V.; Kleinbaum, D. G.: Regression models for ordinal responses: a review of methods and applications. In: International Journal of Epidemiology, Vol. 26, No. 6, S. 1323-1333 1997

Bellwinkel, M., Bieniek, S., Bindzius, F., Boedeker, W., Bonitz, D., Friedrichs, M., Hammer, T., Hanßen, R., Jacques, D., and Jousen, R.: Erkennen und Verhüten arbeitsbedingter Gesundheitsgefahren Bremerhaven. Wirtschaftsverlag NW 1999

Bender, R.; Grouven, U.: Ordinal logistic regression in medical research. In: Journal of the Royal College of Physicians of London, Vol. 31, No. 5, S. 546-551 1997

Bender, R.; Grouven, U.: Using binary logistic regression models for ordinal data with non-proportional odds. In: Journal of Clinical Epidemiology, Vol. 51, No. 10, S. 809-816 1998

Bindzius, F.; Schmidt, M.: Intensivierung der Zusammenarbeit bei der Ermittlung und Verhütung arbeitsbedingter Gesundheitsgefahren. In: Die BG, No. 10/2000, S. 582-588 2000

Boedeker, W.: Der Einfluss arbeitsbedingter Belastungen auf das diagnosenspezifische Arbeitsunfähigkeitsgeschehen. In: Sozial und Präventivmedizin, Vol. 45, S. 25-34 2000

Boedeker, W.: Associations between workload and diseases rarely occurring in sickness absence data. In: Journal of Occupational and Environmental Medicine, Vol. 43, No. 12, S. 1081-1088 2001

Boedeker, W.; Röttger, C.: Belastungshomogene Typisierung von Arbeitsplätzen mit Hilfe der Routedaten der Krankenversicherung. In: Die BG, No. 1/2000, S. 14-19 2000

Boedeker, W.; Jousen, R.; Jöckel, K. H.: Individuenbezogene Zusammenführung von Erhebungsdaten mit Prozedaten der Kranken- und Unfallversicherung. In: Das Gesundheitswesen, Vol. 61, S. 1-5 1999

Boedeker, W.; Ochsmann, A.; Bieniek, S.; Friedrichs, M.; Hanßen, R.: Eignen sich Daten über Arzneimittelverordnungen für das Erkennen arbeitsbedingter Gesundheitsgefahren? In: Hasman A et al. (Hrsg): Medical Infobahn für Europe. S. 91-95. Amsterdam: IOS Press 2000

Boedeker, W.; Bieniek, S.; Friedrichs, M.: Erkennen arbeitsbedingter Gesundheitsgefahren mit Hilfe der Daten der ambulanten ärztlichen

- Versorgung. In: Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie, No. 2-3, S. 181-182 2001a
- Boedeker, W.; Friedel, H.; Friedrichs, M.; Ochsmann, A.:** Statistische Modelle zur Schätzung von Ratenverhältnissen bei Zählereignissen und ordinal-skalierten Effekten. In: HVBG (Hrsg). Integrationsprogramm Arbeit und Gesundheit von Unfallversicherung und Krankenkassen (IPAG). Abschlussbericht. St. Augustin 2001b
- Bonitz, D.; Hanßen, R.; Boedeker, W.:** Zur Bewertung psychischer Belastungen anhand von Arbeitsunfähigkeitsdaten. In: Hans-Peter Musahl, Thomas Eisenhauer (Hrsg.): Psychologie der Arbeitssicherheit. S. 92-98. Heidelberg: Asanger Verlag 2000
- Bourbonnais, R.; Vinet, A.; Meyer, F.; Goldberg, M.:** Certified sick leave and work load. In: Journal of Occupational Medicine, Vol. 34, S. 69-74 1992
- Bouyer, J.; Hemon, D.:** Comparison of three methods of estimating odds ratios from a job exposure matrix in occupational case-control studies. In: American Journal of Epidemiology, Vol. 137, No. 4, S. 472-480 1993
- Fahrmeir, L. and Tutz, G.:** Multivariate statistical modelling based on Generalized Linear Models. New York: Springer-Verlag 1994
- Farrell, D.; Stamm, C. L.:** Meta-analysis of the correlates of employee absence. In: Human Relations, Vol. 41, No. 3, S. 211-227 1988
- Fisz, M.:** Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik 10. Auflage, Berlin: VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften 1980
- Ferguson, D.:** Sickness absence. An analysis of the problem. In: The Medical Journal of Australia, No. 1, S. 334-340 1973
- Greenland, S.:** Alternative models for ordinal logistic regression. In: Statistics in Medicine, Vol. 13, S. 1665-1677 1994
- Hanßen, R.; Bindzius, F.:** Gesundheitsgerechte Arbeitsgestaltung auf der Grundlage von Gefährdungsbeurteilungen. In: Die BG, No. 6/98, S. 348-353 1998
- Hanßen, R.; Bonitz, D.:** Checkliste zur branchen- und berufsgruppenbezogenen Ermittlung arbeitsbedingter Belastungen. In: Eichendorf, W., Fischer, C., Huf, C. A., Karsten, H., Müller, E., Panter, W., Rentel, A., Schröder, M., Voß, K. D., Weber-Falkensammer, H., and Zwingmann, B. (Hrsg.): Arbeit und Gesundheit Jahrbuch 2001. S. 94-99. Wiesbaden: Universum Verlagsanstalt 2001
- Hedeker, D.:** MIXOR: a computer program for mixed-effects ordinal regression analysis. <http://tigger.uic.edu/~hedeker/long.html>
- Hilbe, J.:** Log Negative Binomial Regression using the Genmod Procedure SAS/STAT Software. In: SAS Institute (Ed): Proceedings of SUGI 19. Cary 1994
- Hoar, S. K.; Morrison, A. M.; Cole, P.; Silverman, D. T.:** An occupation and exposure linkage system for the study of occupational carcinogenesis. In: Journal of Occupational Medicine, Vol. 22, No. 11, S. 722-725 1980
- Houtman, I.; Kornitzer, M; de Smet, P; Koyuncu, R; de Backer, G; Pelfrene, E; Romon, M; Boulenguez, C; Ferrario, M; Origi, G; Sans, S; Perez, I; Wilhemsen, L; Rosengren, A; Isacson, S-O; Östergren, P-O.:** Job stress, absenteeism and coronary heart disease European cooperative study (the JACE study). In: European Journal of Public Health, Vol. 9, S. 52-57 1999
- Hsairi, M; Kauffmann, M. C.; Brochard, P.:** Personal factors related to the perception of occupational exposure: An application of a job exposure matrix. In: International Journal of Epidemiology, Vol. 21, No. 5, S. 972-980 1992
- Johnson, J. V.; Stewart, W. F.:** Measuring work organization exposure over the life course with a job-exposure matrix. In: Scandinavian Journal of Work Environment and Health, Vol. 19, S. 21-28 1993
- Kauppinen, T.; Tikkanen, J.; Pukkala, E.:** From cross-tabulations to multipurpose exposure information systems: a new Job-Exposure-Matrix. In: American Journal of Industrial Medicine, Vol. 33, S. 409-417 1998
- Kivimäki, M.; Vahtera, J.; Thomson, L.; Griffith, A.; Cox, T.:** Psychosocial factors predicting employee sickness absence during economic decline. In: Journal of Applied Psychology, Vol. 82, No. 6, S. 858-872 1997
- Kristensen, T. S.:** Sickness absence and work strain among danish slaughterhouse workers: an analysis of absence from work regarded as coping behaviour. In: Social Science & Medicine, Vol. 32, No. 1, S. 15-27 1991
- Marmot, M.; Feeney, A.; Shipley, M.; North, F.; Syme, S. L.:** Sickness absence as a measure of health status and functioning: from the UK Whitehall II study. In: Journal of Epidemiology and Community Health, Vol. 49, S. 124-130 1995
- McCullagh, P. and Nelder, J. A.:** Generalized linear models second edition, London: Chapman & Hall 1989
- Pannet, B.; Coggon, D.; Acheson, E. D.:** A job-exposure matrix for use in population based studies in England and Wales. In: British Journal of Industrial Medicine, Vol. 42, S. 777-783 1985
- Peterson, B.; Harrell, F. H.:** Partial proportional odds models for ordinal response variables. In: Appl.Statist., Vol. 39, No. 2, S. 205-217 1990
- Rothman, K. J. and Greenland, S.:** Modern Epidemiology Second Edition, Philadelphia: Lippincott-Raven 1998
- Skov, T.; Deddens, J.; Petersen, M. R.; Endahl, L.:** Prevalence proportion ratios: estimation and hypothesis testing. In: International Journal of Epidemiology, Vol. 27, S. 91-95 1998
- Theorell, T.; Tsutsumi, A.; Hallquist, J.; Reuterwall, C.; Hogstedt, C.; Fredlund, P.; Emlund, N.; Johnson, J. V.:** Decision latitude, job strain, and myocardial infarction: a study of working men in Stockholm. In: American Journal of Public Health, Vol. 88, No. 3, S. 382-388 1998
- Thompson, M. L.; Kriebel, D.; Myers, J. E.:** Prevalence odds ratio or prevalence ratio in the analysis of cross sectional data: what is to be done? In: Occupational and Environmental Medicine, Vol. 55, S. 272-277 1998
- Wolters, J.; Simon, S. T.; Sochert, R.:** Arzneimitteldaten - Vorteile ihrer Einbeziehung in die betriebliche Gesundheitsberichterstattung. In: Die Betriebskrankenkasse, No. 11/98, S. 558-565 1998

Beim KOPAG handelte es sich um ein Gemeinschaftsprojekt des BKK Bundesverbandes und des Hauptverbandes der gewerblichen Berufsgenossenschaften (HVBG). An IPAG waren alle Spitzenverbände der Unfall- und Krankenversicherung beteiligt. Beide Programme wurden im Rahmen des Modellvorhabens zur Bekämpfung arbeitsbedingter Erkrankungen durch das Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung gefördert.

ANSCHRIFT DES VERFASSERS

Dr. Wolfgang Boedeker
Kronprinzenstraße 6
D- 45128 Essen
E-Mail: BoedekerW@bkk-bv.de