

Stiftung Orthopädische Universitätsklinik, Sektion „Schmerztherapie“,
Universität Heidelberg, Germany

Nutzerstruktur und Korrelate der Teilnahme an Rückenschulen: eine repräsentative Studie an der bundesdeutschen erwerbstätigen Bevölkerung

Submitted: 9 December 2003

Accepted: 25 May 2004

Summary

Attendance at back care programmes: a representative study of the working population in Germany

Objectives: To investigate nationwide participation rates in back care programmes of the German working population.

Methods: From a national health survey conducted in Germany between October 1997 to March 1999 (n = 3313 employees aged 18 to 69), we investigated how participation in back care programmes correlates with sociodemographic characteristics, occupation, lifestyle and health factors.

Results: Approximately one out of six (17.5%) employee has ever attended a back care class. 7.2% took part in this kind of health promotion programme during the past year. After adjusting for various symptom prevalences, the survey revealed that males, full-time employees, singles and people with an unfavourable lifestyle were less likely to attend such programmes.

Conclusions: This paper is the first to provide representative data on uptake of back care classes and investigate the correlates of participation in back care programs in Germany. The study indicates that people with the highest risk for low back pain are the least likely to take back care classes.

Keywords: Back care programmes – Back school – Participation – Back training – Physiotherapy – Health promotion.

Rückenschmerzen gehören mit einer Jahres-Prävalenz von rund 70% und einer Punktprävalenz von rund 40% unter bundesdeutschen Erwerbstätigen zu den bedeutendsten ge-

sundheitlichen Beschwerden mit erheblichen ökonomischen Konsequenzen für die Volkswirtschaft wie auch für das betroffene Unternehmen. Trotz medizinischer Fortschritte, weitreichender Arbeitsschutzmassnahmen und fortschreitender ökonomischer Tertiarisierung nimmt die Prävalenz von subjektiv beeinträchtigenden Rückenschmerzen unter der Arbeitnehmerschaft seit Jahren deutlich zu. So belegen Krankenkassendaten einen Anstieg beispielsweise der Arbeitsunfähigkeitsfälle wie auch der Arbeitsunfähigkeitstage aufgrund von Wirbelsäulen- und Rückenleiden (gemäss ICD-10: 720–724; Statistisches Bundesamt 1998; Pfingsten & Hildebrandt 2004; Diemer & Burchert 2002). Hierzulande sind 6% aller direkten Krankheitskosten, 15% aller Arbeitsunfähigkeitstage und 18% aller Frühberentungen auf Rückenleiden zurückzuführen (Statistisches Bundesamt 1998). Eine ähnliche Entwicklung ist aus anderen westlichen Industrienationen bekannt (Göbel 2001; Dionne 1999).

Das individuelle Beschwerderisiko ist jedoch keinesfalls gleich verteilt. Strukturelle und sozioökonomische Lebensbedingungen, Arbeitsplatzbelastungen und der individuelle Lebensstil führen für bestimmte Arbeitnehmergruppen zu einer Kumulation des Schmerzrisikos. Aufgabe präventiver Massnahmen wie der hier fokussierten Rückenschule ist es folglich, „bestehende Ungleichheiten in der Risikoexposition (...) zurückzudrängen“ (Wanek et al. 1998). Damit wird eine optimale Zielgruppenerreichung zur Schlüsselvariablen der Bedarfsgerechtigkeit und damit des Programmerfolges.

Aus Untersuchungen zur Bedarfsgerechtigkeit verwandter Präventions- und Gesundheitsförderungsmassnahmen ist jedoch ein Phänomen bekannt, welches dort als „preaching to the converted“ (Oddy et al. 1995; Rost et al. 1990), „enrollment bias“ (Mills et al. 2001), „Deckeneffekt“ (Huber 1997) oder „ironische Regel“ (Wanek et al. 1998) bezeichnet wird,

wonach diese Präventionsprogramme die „grösste Akzeptanz bei den Gruppen mit dem geringsten Risiko“ erfahren (Wanek et al. 1999). Um diese These zu differenzieren, wurden im Rahmen einer Literaturanalyse der Forschungsdatenbank PubMed zunächst anhand der Schlüsselbegriffe “back school” und “health promotion” in Kombination mit “predictors”, “correlates”, “utilization” und “participation” bekannte Prädiktoren und Korrelate der Teilnahme an Rückenschulen sowie Gesundheitsförderungsmassnahmen identifiziert. Aufgrund der mangelhaften Datenlage bezüglich empirischer Studien zu Rückenschulangeboten wurden somit auch Teilnahmestudien an ähnlichen Massnahmen der Gesundheitsförderung oder Prävention (wie z. B. Bewegungsmassnahmen, Krankengymnastik, Fitness- und Entspannungskurse) einbezogen. In Tabelle 3 (Anhang) sind alle empirischen Korrelate der Teilnahmebereitschaft einschliesslich der in der Literatur berichteten Zusammenhänge zusammengefasst, zu denen eine Entsprechung im hier verwendeten Datensatz vorlag. Dabei orientierten wir uns an Kategorisierungsvorschlägen von Wagner et al. (1991), Elward et al. (1992), Wilson (1990) und Wilson (1995) in „sozio-demographische Faktoren“ und „Lebensstil-/Gesundheitsfaktoren“, welche wir um bis dato nur selten einbezogene „Berufsfaktoren“ ergänzten. Tabelle 3 ist zu entnehmen, dass insbesondere Frauen und Personen mit höherem Bildungsstand sowie mit gesunden Ernährungsgewohnheiten vergleichsweise eher Massnahmen zur Gesundheitsförderung wahrzunehmen scheinen, während Arbeitnehmer mit physisch belastenden Tätigkeiten und Raucher diesbezüglich eher unterrepräsentiert sein dürften. Sollte ein solches Teilnahmeverhalten auch für Rückenschulangebote zutreffen, würde dies suboptimale Bedarfsgerechtigkeit und damit fehlgeleitete Investitionen in diesem wichtigen Präventionssektor bedeuten.

Im Rahmen des Bundesgesundheitsurvey wurden erstmalig mehrere tausend Erwerbstätige repräsentativ für die gesamte Bundesrepublik Deutschland nach ihrer zurückliegenden Teilnahme an Rückenschulen befragt. Die Ziele der Arbeit sind somit erstens die Ermittlung der Teilnahme rate an Rückenschulmassnahmen unter der bundesdeutschen arbeitenden Gesamtbevölkerung. Zweitens sollen aus der Literatur bekannte Korrelate und Einflussgrössen des Präventionsverhaltens daraufhin überprüft werden, inwiefern diese auch für die Teilnahme an Rückenschulen bedeutsam sind. Drittens analysierten wir mittels multipler Regressionsmodelle, inwieweit die Zusammenhänge zwischen der Teilnahme und derer potenzieller Einflussgrössen auf demographische, berufs- oder lebensstilbezogene Drittvariablen zurückzuführen sind.

Daten und Methoden

Studienpopulation und Datenerhebung

Der Bundesgesundheitsurvey ist eine epidemiologische Repräsentativstudie der deutschsprachigen Wohnbevölkerung der Bundesrepublik Deutschland. Die Datenerhebung erfolgte durch das Robert-Koch-Institut in Berlin, der zentralen Forschungseinrichtung des Bundesministeriums für Gesundheit (BMG) für den Bereich des öffentlichen Gesundheitswesens. Der Survey wurde zwischen Oktober 1997 und März 1999 durchgeführt und umfasst eine Netto-Stichprobe von insgesamt 7124 Personen im Alter von 18 bis 79 Jahren mit Hauptwohnsitz in der Studienregion, was einer Responserate von 61% entspricht. Durch ein Gewichtungungsverfahren auf Fallzahl nach Alter, Geschlecht, Gemeindegrösse und Bundesland sind die Ergebnisse repräsentativ für die gesamtdeutsche, deutsch sprechende Wohnbevölkerung im Jahr 1998 (zum Nachweis der Repräsentativität vergleiche ausführlich: Thefeld et al. 1999; Winkler et al. 1998). Die Befragung und ärztliche Untersuchung der Teilnehmer fand durch vier mobile Untersuchungsteams aus Ärzten und medizinisch qualifiziertem Untersuchungspersonal an 130 Standorten in 113 Städten statt (Potthoff et al. 1999; Schroeder et al. 1998). Das Untersuchungspersonal unterlag einer regelmässigen externen Qualitätskontrolle. Die Probanden nahmen an einem standardisierten ärztlichen Interview (CAPI, d.h. computer-assisted personal interview) sowie an medizinischen Untersuchungen, welche u. a. die Erfassung von Gewicht und Körpergrösse beinhaltete, teil. Ausserdem beantworteten die Probanden im Untersuchungszentrum einen 107 Fragen umfassenden Selbstausfüllbogen, welcher Angaben zu medizinischen Risikofaktoren, gesundheitsrelevanten Verhaltenweisen und medizinsoziologischen Items enthielt (Bellach et al. 1998). Probanden mit Mobilitätsproblemen wurde die Befragung und Untersuchung zu Hause angeboten. Da die folgende Studie auch arbeitszeit- und arbeitsplatzspezifische Einflüsse auf eine Teilnahme untersuchen soll, umfasst die Aussagegesamtheit der vorliegende Studie alle Personen im Alter von 18 bis 69 Jahren, die zum Untersuchungszeitpunkt einer Voll-, einer Teilzeitbeschäftigung oder einer Ausbildung nachgingen. In der folgenden Studie stehen somit nach Ausschluss Über-69-Jähriger ($n_{\text{gew}} = 762$), Nicht-Erwerbstätiger ($n_{\text{gew}} = 2159$) sowie unvollständiger Datensätze ($n_{\text{gew}} = 890$) gewichtete Querschnittsdaten von insgesamt 3313 Personen im Alter zwischen 18 und 69 Jahren zur Verfügung.

Operationalisierungen

Im Einzelnen wurden die Variablen wie folgt codiert:

Soziodemographische Teilnahmefaktoren. Das Alter lag in vollen Jahren zum Befragungszeitpunkt vor. Um den vermuteten nicht linearen Verlauf modellieren zu können, wurden die Analysen ergänzend mittels Alterskategorien durchgeführt. Das Einkommen des Befragten wurde in 13 Intervallen erfasst. Daraus wurde gemäss OECD-Richtlinien das monatliche „wohlfahrtsadäquate Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommen“ in EURO unter altersabhängiger Berücksichtigung weiterer Haushaltsmitglieder berechnet. Die Konstruktion der drei weiteren soziologischen Dimensionen vertikaler Schichtung (berufliche Stellung des Befragten, Bildungsstand und Sozialstatus) folgte dem Vorschlag von Winkler & Stolzenberg (1999). In Trennung lebende Verheiratete sowie Geschiedene wurden der Kategorie „Getrennt lebend“ zugeordnet. Die Grösse des Wohnorts wurde auf der Basis der aktuellen 10er-Einteilung der BIK-Regionsgrössenklassen (BIK Aschpurwis + Behrens 2001) kategorisiert.

Berufsbezogene Teilnahmefaktoren: Personen in Vollzeitbeschäftigung oder betrieblicher Ausbildung wurden Teilzeitbeschäftigten gegenübergestellt, wobei die Grenze zwischen beiden Kategorien bei einer wöchentlichen Arbeitszeit von 35 Stunden angesetzt wurde. Die Erfassung beruflicher Belastungsfaktoren am Arbeitsplatz umfasste die vier Dimensionen (1) „Stress am Arbeitsplatz (wie Zeit-/Leistungsdruck, starke Konzentration, schlechtes Arbeitsklima), Sorge um den Arbeitsplatz“, (2) „anstrengende körperliche Arbeit wie einseitige Körperhaltung und das Tragen schwerer Gegenstände“, (3) Umgebungseinflüsse wie „Lärm, Staub, Gase, Dämpfe und schlechte Luft“ sowie (4) „Schicht-/Nachtarbeit“.

Lebensstil- und gesundheitsbezogene Teilnahmefaktoren:

Die Frage nach regelmässiger sportlicher Betätigung umfasste das Zeitfenster von drei Monaten vor dem Befragungszeitpunkt. Als alternativer Indikator physischer Fitness wurde zudem eine Dummyvariable gebildet, welche die Ausprägung „1“ annahm, wenn der Befragte angab, nach drei Stockwerken Treppen steigen nicht ausser Atem oder ins Schwitzen zu kommen. Um die Rolle sozialer Netzwerke zu kontrollieren, wurde die Anzahl der Personen erhoben, auf deren Hilfe sich der Befragten „in Notfällen auf jeden Fall verlassen“ kann. Die Operationalisierung der Ernährung erfolgte gemäss dem Typisierungsvorschlag von (Reime et al. 1998). Als gesunde Ernährungsgewohnheiten wurden täglicher Verzehr von Vollkornbrot, Obst, Gemüse und Salat sowie nicht-täglicher Verzehr von Fleisch, Wurst, Eiern, Süssigkeiten und Limonade definiert. Weniger als vier dieser neun Ernährungsgewohnheiten wurden als unge-

sundes Essverhalten, vier bis sechs als Mischform und mehr als sechs als gesundes Essverhalten definiert. Aktueller Tabakkonsum wurde analog der internationalen WHO-MONICA-Studie in Raucher (täglicher Tabakkonsum), Gelegenheitsraucher (seltener als täglicher Konsum), Exraucher und Nieraucher (Nikotinnaive) kategorisiert (Institut für Epidemiologie 1993). Alkoholkonsum wurde in g/Tag erfasst und als „niedrig“ (0–5 g/Tag), „moderat“ (5–30 g/Tag) oder „hoch“ (> 30 g/Tag) kategorisiert. Die Messung von Körpergrösse und Gewicht erfolgte auf eine Nachkommastelle genau unter standardisierten Bedingungen, woraus der Body-Mass-Index ermittelt wurde. Eine ärztliche Empfehlung zum Gesundheitsverhalten lag vor, wenn die Probanden angaben, im letzten Jahr im Rahmen eines Arztbesuches eine Beratung zu Ernährung, Gewicht oder sportlicher Betätigung erhalten zu haben. Um den Einfluss zuvor besuchter, ähnlicher Gesundheits-Förderungsangebote auf die Teilnahmebereitschaft zu überprüfen, wurden die Probanden nach vor mehr als einem Jahr besuchten Kursen zu den Themen „Gewichtsreduktion“, „gesunde Ernährung“, „Entspannung“ oder „Stressbewältigung“ befragt. Alle Studienteilnehmer beantworteten die Frage, ob sie während des vergangenen Jahres Schmerzen im Rücken hatten. Zudem wurde erfragt, ob die Probanden aktuell entweder gar nicht, kaum, mässig oder stark unter Rückenschmerzen litten.

Abhängige Variable – Teilnahme an Rückenschulangeboten: Alle in die nachfolgende Analyse eingeschlossenen Personen beantworteten die Frage, ob sie jemals und ob sie in den vergangenen 12 Monaten an einer Gesundheitsförderungsmassnahme „zur Rücken- oder Wirbelsäulengymnastik (Rückenschule)“ teilgenommen haben. Die Frage umfasste Kurse, Beratungen und Übungen von Krankenkassen, Volkshochschulen, Gesundheitsämtern, privaten Anbietern und Selbsthilfegruppen.

Statistische Methoden

Die statistische Modellierung der Fragestellung erfolgte in zwei Schritten: Zunächst wurden im ersten Schritt die prozentualen Teilnehmeraten bundesdeutscher Erwerbstätiger für alle einbezogenen Subgruppen (Variablenausprägungen) ermittelt. Bei metrischen Angaben wurde statt dessen das arithmetische Mittel \pm Standardabweichung ($AM \pm SD$) der Rückenschuleteilnehmer und der Nichtteilnehmer berechnet. Ob die Teilnahmerate bezüglich eines der untersuchten Faktoren variiert, wurde für nominale und ordinale Variablen standardgemäss zunächst bivariat mittels des Chi²-Tests und für metrische Variablen mittels des t-Tests für unabhängige Stichproben überprüft. Die multiple Analyse

der Fragestellung erfolgte in einem zweiten Schritt aufgrund des nominalen Skalenniveaus der abhängigen Variable mittels der multiplen logistischen Regressionsanalyse mit der abhängigen Variablen „Teilnahme an einer Rückenschul-Massnahme im letzten Jahr = 1“. Um ein möglichst parametersparsames Vorgehen zu realisieren, wurden dabei erstens alle Prädiktoren ausgeschlossen, deren p-Wert in der bivariaten Analyse über dem Wert 0.15 lag. Zweitens wurden bedeutungsähnliche Variablen ausgeschlossen: Als Status- und Berufsindikator wurde die berufliche Stellung ausgewählt. Als Indikator physischer Aktivität wurde die Sportfrequenz statt der Fitnessangabe und zur Kontrolle der

Rückenschmerz-Prävalenz die verbreitetere Ein-Jahres-Angaben anstelle der ordinalen zeitpunktbezogenen Schmerzangaben ausgewählt. Drittens wurden neben einem konfirmatorischen Gesamtmodell eine Stratifizierung nach Geschlecht vorgenommen. Ergänzend wurde für jedes Regressionsmodell ein R^2 -Wert nach Nagelkerke ermittelt. Alle Tests wurden zweiseitig mit * $p \leq 0,05$ (sowie informativ für ** $p \leq 0,01$, *** $p \leq 0,001$) durchgeführt. Alle Analysen wurden mit dem Statistikprogramm SAS for Windows in der Version 8.02 (SAS Institute Inc. Cary, NC 27513, USA) erstellt.

Tabelle 1 Bivariate Analysen möglicher Korrelate der Teilnahme an Rückenschul-Massnahmen (Erwerbstätige im letzten Jahr vor Befragung)

Variable	AM (\pm SD)/Verteilung ¹ Teilnehmer (n _{gew} = 238)	AM (\pm SD)/Verteilung Nicht-Teilnehmer (n _{gew} = 3075)	Fehlende Werte und Tests auf Gruppenunterschiede		
			Missings ²	Testwert/df	p-Wert
Sozio-demographische Faktoren					
Alter			0	$\chi^2 = 34.88/df = 4$	$p < 0.001$
60–69	10.40 %	89.60 %			
50–59	11.11 %	88.89 %			
40–49	8.66 %	91.34 %			
30–39	4.87 %	95.13 %			
18–29	4.55 %	95.45 %			
Geschlecht			0	$\chi^2 = 32.47/df = 1$	$p < 0.001$
weiblich	10.09 %	89.91 %			
männlich	4.94 %	95.06 %			
Bildungsstand			19	$\chi^2 = 2.06/df = 3$	$p = 0.560$
Hochschulabschluss	7.67 %	92.33 %			
Abitur	8.50 %	91.50 %			
Realschulabschluss	7.33 %	92.67 %			
Kein oder Hauptschul-Abschluss	6.31 %	93.69 %			
Einkommen	1 296.3 \pm 560.0	1 268.7 \pm 616.9	631	$t = -0.64/df = 2826$	$p = 0.523$
Soziale Schicht			0	$\chi^2 = 9.01/df = 2$	$p = 0.011$
Oberschicht	8.94 %	91.06 %			
Mittelschicht	7.21 %	92.79 %			
Unterschicht	4.82 %	95.18 %			
Familienstand			7	$\chi^2 = 23.57/df = 3$	$p < 0.001$
verheiratet	8.22 %	91.78 %			
getrennt lebend	10.16 %	89.84 %			
ledig	3.70 %	96.30 %			
verwitwet	9.27 %	90.73 %			
Wohnort			0	$\chi^2 = 2.11/df = 2$	$p = 0.348$
ab 100.000 E. (Bik-Region 7–10)	7.61 %	92.39 %			
20.000–100.000 E (Bik-Region 4–6)	7.74 %	92.26 %			
bis 20.000 Einwohner (Bik-Region 1–3)	6.25 %	93.75 %			
Berufsfaktoren					
Berufliche Stellung			106	$\chi^2 = 25.09/df = 6$	$p < 0.001$
höherer Dienst/Management	6.63 %	93.37 %			
gehobener Dienst/freier Mitarbeiter	7.97 %	92.03 %			
qualifizierter Angestellter	6.40 %	93.60 %			
meister/mittlerer Dienst	9.85 %	90.15 %			
einfacher Angestellter	8.01 %	91.99 %			
angelernter Arbeiter	4.21 %	95.79 %			
ungelernter Arbeiter	4.53 %	95.47 %			
Stressbelastung			406	$\chi^2 = 0.68/df = 1$	$p = 0.409$
ja	6.86 %	93.14 %			
nein	7.61 %	92.39 %			

Tabelle 1 (Fortsetzung)

Variable	AM (±SD)/Verteilung ¹ Teilnehmer (n _{gew} = 238)	AM (±SD)/Verteilung Nicht-Teilnehmer (n _{gew} = 3075)	Fehlende Werte und Tests auf Gruppen- unterschiede		
			Missings ²	Testwert/df	p-Wert
Trage-/Haltungsbelastung					
ja	6.68 %	93.32 %	395	$\chi^2 = 0.76/df = 1$	p = 0.382
nein	7.49 %	92.51 %			
Umgebungseinflüsse					
ja	5.24 %	94.76 %	422	$\chi^2 = 8.41/df = 1$	p = 0.004
nein	8.05 %	91.95 %			
Schichtarbeit					
ja	5.66 %	94.34 %	502	$\chi^2 = 2.07/df = 1$	p = 0.150
nein	7.45 %	92.55 %			
Beschäftigungsumfang					
Vollzeitbeschäftigung oder Azubi	5.79 %	94.21 %	0	$\chi^2 = 34.20/df = 1$	p < 0.001
teilzeitbeschäftigt unter 35 h/Woche	12.13 %	87.87 %			
Lebensstil- und Gesundheitsfaktoren					
Freizeitsport			16	$\chi^2 = 57.67/df = 4$	p < 0.001
mehr als 4 h/Woche	5.56 %	94.44 %			
2 bis 4 h/Woche	11.14 %	88.86 %			
1 bis 2 h/Woche	11.21 %	88.79 %			
weniger als 1 h/Woche	8.47 %	91.53 %			
keine sportliche Betätigung	3.39 %	96.61 %			
Fitness			10	$\chi^2 = 0.55/df = 1$	p = 0.458
ja	6.99 %	93.01 %			
nein	7.77 %	92.23 %			
Soziales Netz			17	$\chi^2 = 0.33/df = 2$	p = 0.847
mehr als 3 verlässliche Personen	7.36 %	92.64 %			
2 bis 3 verlässliche Personen	6.89 %	93.11 %			
weniger als 2 verlässliche Personen	6.55 %	93.45 %			
Ernährung			35	$\chi^2 = 37.93/df = 2$	p < 0.001
gesundes Ernährungsmuster	11.99 %	88.01 %			
gemischtes Ernährungsmuster	6.08 %	93.92 %			
ungesundes Ernährungsmuster	3.92 %	96.08 %			
Rauchen			1	$\chi^2 = 20.48/df = 3$	p < 0.001
Raucher	4.24 %	95.76 %			
Gelegenheitsraucher	10.52 %	89.48 %			
Ex-Raucher	8.67 %	91.33 %			
Nie-Raucher	7.96 %	92.04 %			
Alkoholkonsum	9.1 ± 13.8	11.4 ± 16.8	18	t = 2.01/df = 3334	p = 0.045
BMI	26.2 ± 4.3	26.2 ± 4.3	15	t = 0.01/df = 3334	p = 0.995
Ärztliche Empfehlung					
ja	10.88 %	89.12 %	215	$\chi^2 = 18.74/df = 1$	p < 0.001
nein	6.16 %	93.84 %			
Frühere Inanspruchnahme von Gesundheitskuren					
ja	9.72 %	90.28 %	41	$\chi^2 = 3.03/df = 1$	p = 0.082
nein	6.94 %	93.06 %			
Rückenschmerzen im letzten Jahr					
ja	9.48 %	90.52 %	8	$\chi^2 = 40.99/df = 1$	p < 0.001
nein	3.60 %	96.40 %			
Stärke aktueller Rückenschmerzen					
stark	15.69 %	84.31 %	5	$\chi^2 = 76.71/df = 3$	p < 0.001
mässig	8.50 %	91.50 %			
kaum	5.06 %	94.94 %			
gar nicht	2.72 %	97.28 %			

Anmerkungen:

- 1) Zur besseren Vergleichbarkeit der Teilnehmeraten sind zeilenweise Prozentuierungen dargestellt.
- 2) Anzahl fehlender Werte innerhalb des Gesamtdatensatzes aller Erwerbstätiger (n_{gew} = 4203). Alle Berechnungen basieren auf dem Teildatensatz sämtlicher Erwerbstätiger mit vollständigen Datensätzen (n_{gew} = 3313). Befragte, für die lediglich die Einkommensangabe fehlte, wurden zugunsten der Repräsentativität und der Stichprobengröße nicht ausgeschlossen.

Ergebnisse

Etwa jeder Sechste (17,5%) Erwerbstätige der Bundesrepublik Deutschland hat gemäss unserer Daten jemals eine Rückenschulmassnahme besucht. 7,2% waren innerhalb des letzten Jahres Teilnehmer einer solchen Gesundheitsförderungsmassnahme. Für 10,3% der Erwerbstätigen liegt der Besuch länger als ein Jahr zurück.

Tabelle 1 ist zu entnehmen, welche Arbeitnehmergruppen häufiger und welche seltener eine Rückenschule besuchen. Alle folgenden Angaben beziehen sich auf die Ein-Jahres-Teilnahmerate. Teilnehmer an Rückenschul-Massnahmen sind eher älter und einer vergleichsweise höheren sozialen Schicht zugehörig als die übrigen Erwerbstätigen. Unter männlichen Erwerbstätigen nutzt jeder Zwanzigste (4,9%, d.h. 92 von 1872) ein solches Angebot, während sich dies unter weiblichen Erwerbstätigen auf das Doppelte (10,1%, d.h. 145 von 1442) beläuft. Dagegen ist die Teilnahmerate bildungs-, einkommens- und wohnortunabhängig. Seitens der beruflichen Dimensionen sind eine Teilzeitbeschäftigung und eine mittlere und höhere berufliche Position mit einer höheren Teilnahmwahrscheinlichkeit assoziiert. Als arbeitsplatzbezogene Belastungsfaktoren stehen Umgebungsbelastungen am Arbeitsplatz (wie Lärm, Belastung der Atemluft durch Stäube, Gase und Dämpfe etc.) in einem signifikanten Zusammenhang mit der Teilnahme. Während einige Lebensstil-Aspekte wie die persönliche Fitness, die Grösse des sozialen Netzwerkes und der BMI in keinem Zusammenhang mit der Teilnahme an Rückenschulen steht, ist die Teilnahmerate folgender Bevölkerungsgruppen signifikant geringer: Erwerbstätige, die keinen Sport treiben, sich ungesund ernähren, regelmässig rauchen und Alkohol konsumieren und zudem ärztliche Beratungen seltener oder gar nicht in Anspruch nehmen. Tabelle 1 dient der bivariaten Darstellung unterschiedlicher Teilnahmeraten einzelner Erwerbstätigengruppen.

In der logistischen Regressionsanalyse (Tab. 2) wurde nun überprüft, inwieweit soziodemographische Faktoren, Berufsfaktoren, der individuelle Lebensstil und Gesundheitsfaktoren per se relevante Bestimmungsparameter für die Teilnahme an Rückenschulen sind oder ob sich einzelne Effekte durch die Einbeziehung und Konstanthaltung weiterer Variablen wegpartialisieren. So spiegeln sich in den unterschiedlichen Teilnahmeraten beispielsweise koinzidente Rückenschmerz-Prävalenzen wider, welche bekanntermassen ebenfalls belastungs-, lebensstil- und statusabhängig sind.

Das Regressionsmodell 1 dient der multiplen Überprüfung derjenigen potenziellen Einflussfaktoren, welche aus der bivariaten Analyse als signifikante (oder wie im Fall der Schichtarbeit und der früheren Inanspruchnahme ähnlicher

Massnahmen annähernd signifikante) Korrelate hervorgingen. Die Teilnahmerate für Erwerbstätige mit Rückenschmerzen lag rund dreimal höher als diejenige der Rückengesunden. Frauen weisen eine höhere Teilnahmwahrscheinlichkeit auf als Männer (OR 1.48). Unter multipler Perspektive, d.h. bei Konstanthaltung u.a. der individuellen Rückenschmerzprävalenz, zeigen dagegen das Alter sowie arbeitsplatz- und stellungspezifische Variablen keinen Einfluss auf die Teilnahmwahrscheinlichkeit. Insgesamt lässt sich sagen, dass Teilnehmer an Rückenschulen eher weiblich, teilzeitbeschäftigt und nichtledig sind, einen aktiven, sportlichen Lebensstil pflegen und in letzter Zeit seitens eines Arztes eine konkrete Empfehlung zu einem gesünderen Lebenswandel erhielten (Tab. 2, Modell 1).

Auch aus den ergänzenden geschlechtsstratifizierten Regressionsmodellen 2 und 3 geht hervor, dass für beide Geschlechter konkrete Rückenbeschwerden und eine koinzidente sportliche Freizeitbetätigung die deutlichsten Korrelate der Teilnahme darstellen. Im Übrigen sind unter männlichen Erwerbstätigen zudem gesunde Ernährungsgewohnheiten relevant, während unter Frauen ein Singlehaushalt, eine Teilzeitbeschäftigung und eine ärztliche Gesundheitsberatung weitere teilnahmebegünstigende Faktoren darstellen. Die R²-Werte der Regressionsmodelle bewegen sich zwischen 16% und 17% (Tab. 2).

Diskussion

Validität und Generalisierbarkeit der Ergebnisse

Alleinstellungsmerkmal der vorliegenden Studie ist die für die BRD erstmalige repräsentative Untersuchung arbeitnehmerspezifischer Teilnahmeraten zum in der bezüglich der Rückenschmerzprävention am weitesten verbreiteten Massnahmetyp der Rückenschulen. Die Datenqualität und die Repräsentativität des Bundesgesundheitsurvey wurde im Rahmen eines intensiven internen und externen Qualitätsmanagements kontrolliert und dokumentiert (Potthoff et al. 1999; Thefeld et al. 1999; Winkler et al. 1998). Der vorliegende Datensatz erlaubt keine weitergehende Differenzierung der genutzten Rückenschulangebote. Angesichts der von uns ermittelten Teilnahmerate von rund 7,2% für den Ein-Jahres-Zeitraum und von 17,5% für die jemalige Teilnahme erschiene jedoch eine weitere Splittung der abhängigen Variablen (beispielsweise nach Anbieter, Dauer oder Inhalt) statistisch ohnehin nicht unproblematisch.

Die vorgenannten Teilnahmeraten liegen unseres Erachtens in einem plausiblen Bereich: So lag die betriebliche Teilnahmerate an laufenden Rückenschulmassnahmen in der Studie von Bös (1994) bei 5%–10% und die jemalige

Tabelle 2 Multiple logistische Regressionsmodelle für Erwerbstätige bezüglich der Teilnahme an Rückenschulen im letzten Jahr

Variable	Modell 1: Gesamtmodell Erwerbstätige	Modell 2: Männliche Erwerbstätige	Modell 3: Weibliche Erwerbstätige
	Odds Ratio (95% CI)	Odds Ratio (95% CI)	Odds Ratio (95% CI)
Rückenschmerz im letzt. Jahr	3.02 (2.15; 4.24)***	4.50 (2.47; 8.21)***	2.45 (1.60; 3.75)***
Alter ^{a)}			
Alter 60–69 J.	1.64 (0.71; 3.77)	1.33 (0.36; 4.94)	2.11 (0.69; 6.48)
Alter 50–59 J.	1.60 (0.89; 2.86)	1.86 (0.71; 4.87)	1.55 (0.73; 3.29)
Alter 40–49 J.	1.27 (0.72; 2.25)	1.32 (0.51; 3.42)	1.36 (0.66; 2.82)
Alter 30–39 J.	0.72 (0.41; 1.25)	0.65 (0.25; 1.66)	0.80 (0.39; 1.62)
Geschlecht weiblich ^{b)}	1.48 (1.02; 2.14)*	–	–
Familienstand ^{c)}			
getrennt lebend	1.36 (0.86; 2.15)	0.38 (0.10; 1.46)	1.92 (1.12; 3.28)*
ledig	0.57 (0.35; 0.95)*	0.51 (0.23; 1.13)	0.65 (0.33; 1.29)
verwitwet	0.75 (0.27; 2.07)	2.19 (0.29; 16.83)	0.62 (0.19; 2.09)
Berufstätigkeit ^{d)}			
Teilzeitbeschäftigt	1.53 (1.07; 2.19)*	1.33 (0.48; 3.71)	1.73 (1.14; 2.61)**
Umgebungseinflüsse	0.93 (0.65; 1.33)	0.92 (0.55; 1.54)	0.95 (0.56; 1.59)
Schichtarbeit	1.04 (0.68; 1.60)	0.99 (0.54; 1.83)	1.01 (0.54; 1.88)
Berufliche Stellung ^{e)}			
Höherer Dienst/Management	0.97 (0.84; 1.13)	0.96 (0.76; 1.23)	1.03 (0.83; 1.29)
Geh. Dienst/freier Mitarbeiter	1.04 (0.93; 1.18)	1.07 (0.86; 1.35)	1.06 (0.91; 1.23)
Qualifizierter Angestellter	1.04 (0.87; 1.25)	1.02 (0.75; 1.40)	1.12 (0.88; 1.42)
Meister/mittlerer Dienst	1.10 (0.93; 1.30)	1.16 (0.83; 1.62)	1.07 (0.88; 1.31)
Einfacher Angestellter	1.06 (0.83; 1.35)	1.37 (0.87; 2.16)	0.96 (0.72; 1.28)
Angelernter Arbeiter	0.96 (0.67; 1.38)	1.18 (0.61; 2.26)	0.79 (0.49; 1.28)
Freizeitsport ^{f)}			
Mehr als 4 h/Woche	2.27 (1.20; 4.32)*	1.58 (0.59; 4.26)	3.31 (1.39; 7.89)**
2 bis 4 h/Woche	3.90 (2.50; 6.09)***	3.36 (1.71; 6.61)***	4.53 (2.47; 8.30)***
1 bis 2 h/Woche	3.37 (2.24; 5.06)***	2.27 (1.12; 4.59)*	4.53 (2.69; 7.62)***
Weniger als 1 h/Woche	2.82 (1.83; 4.34)***	3.52 (1.85; 6.68)***	2.42 (1.34; 4.40)**
Ernährungsgewohnheiten ^{g)}			
gesundes Ernährungsm.	1.59 (0.90; 2.81)	2.61 (1.12; 6.04)*	0.92 (0.41; 2.07)
gemischtes Ernährungsm.	1.08 (0.63; 1.85)	1.55 (0.73; 3.27)	0.68 (0.31; 1.48)
Rauchen ^{h)}			
Vielraucher	0.79 (0.53; 1.17)	1.02 (0.55; 1.89)	0.67 (0.39; 1.14)
Gelegenheitsraucher	1.51 (0.92; 2.48)	1.98 (0.90; 4.37)	1.29 (0.68; 2.46)
Exraucher	1.07 (0.75; 1.52)	1.12 (0.65; 1.94)	1.04 (0.64; 1.68)
Alkoholkonsum	0.99 (0.98; 1.01)	1.00 (0.98; 1.01)	0.99 (0.97; 1.01)
Ärztliche Empfehlung	1.48 (1.09; 2.00)*	1.41 (0.88; 2.28)	1.58 (1.05; 2.37)*
Frühere Inanspruchnahme von Gesundheitskursen	0.74 (0.47; 1.12)	0.60 (0.20; 1.83)	0.78 (0.47; 1.29)
Intercept	–4.88***	–5.77***	–4.00***
r-square adjusted ⁱ⁾	16.4	16.1	17.2
	n _{gew} = 3 313	n _{gew} = 1 871	n _{gew} = 1 442

Anmerkungen:
 p < 0.001 (***), p < 0.01 (**), p < 0.05 (*). ^{a)} Referenzkategorie: 18–29 Jahre. ^{b)} Referenzkategorie: männlich. ^{c)} Referenzkategorie: Verheiratet. ^{d)} Referenzkategorie: vollzeitbeschäftigt. ^{e)} Referenzkategorie: ungelerner Arbeiter. ^{f)} Referenzkategorie: keine sportliche Betätigung. ^{g)} Referenzkategorie: ungesunde Ernährungsgewohnheiten. ^{h)} Referenzkategorie: Nieraucher. ⁱ⁾ Max-rescaled in % gemäss Nagelkerke

Teilnahmerate an betrieblichen bewegungsorientierten Angeboten (welche auch Rückenschulkurse beinhaltet) in der Studie von Wanek (1999) bei 17%. Anders als diese stichprobenselektiven Studien beziehen sich die hier präsentierten Daten auf Kurse aus der gesamten Palette konkurrierender Anbieter wie Krankenkassen, Volkshochschulen, Gesundheitsämter, private Anbieter wie z.B. Fitness-Studios und Selbsthilfegruppen.

Die Vor- und Nachteile von Querschnittstudien sind vielfach diskutiert (Altman 1999; Beaglehole et al. 1997; Trampisch

et al. 2000). Zum einen ist für alle retrospektiven Angaben mit einem Recall-Bias zu rechnen (Grosch et al. 1998). Allerdings dürften Rückenschmerzen ebenso wie die Teilnahme an einem Rückenschulkurs relativ einprägsame Ereignisse darstellen, welche für die vergangenen 12 Monate vergleichsweise gut erinnerbar sein sollten. Für die möglicherweise schlechter erinnerbaren Angaben zur sportlichen Betätigung wurde dagegen innerhalb des Fragebogens ein Zeitfenster von drei Monaten vorgegeben. Des Weiteren dürfen die untersuchten signifikanten Teilnahmefaktoren

aufgrund des querschnittlichen Studiendesigns nicht kausal interpretiert werden. Beispielsweise ist nicht auszuschliessen, dass Differenzen in der Teilnahme nicht ausschliesslich initiale Unterschiede widerspiegeln, sondern durch die Teilnahme selbst mit bedingt sind (Wanek et al. 1999; Ziff et al. 1995). Während (abgesehen von unveränderlichen askriptiven Merkmalen wie dem Alter und dem Geschlecht) für soziodemographische Angaben (Bildungs- und Familienstand, Berufssituation und Wohnort) von einer gewissen mittelfristigen Zeitkonstanz ausgegangen werden kann, muss für Lebensstilaspekte eine Beeinflussung durch einen aktuellen oder maximal ein Jahr zurückliegenden Rückenschulbesuch interpretativ in Betracht gezogen werden.

Korrelate der Teilnahme

Die bivariate Aufschlüsselung der Gesamt-Teilnahmerate von 7,2% nach soziodemographischen, arbeitsplatz- und lebensstilbezogenen Aspekten verdeutlicht unter- und überrepräsentierte Erwerbstätigengruppen (Tab. 1). Zunächst können wir festhalten, dass die Teilnahme an Rückenschulmassnahmen erwartungsgemäss deutlich beschwerdeabhängig ist: Erwerbstätige, die subjektiv stark an Rückenschmerzen leiden, besuchten zu 16% eine Rückenschulmassnahme. Dagegen wurden solche Kursangebote von knapp 3% der Rücken„gesunden“ wahrgenommen (Tab. 1). Bös (1994) kommt im Rahmen der im deutschen Sprachraum bis dato grössten Teilnahmestudie an Rückenschulen zum selben Ergebnis: Unter 716 befragten Betriebsangehörigen korrelierte die Teilnahmerate insbesondere der älteren Erwerbstätigen signifikant mit der subjektiven Rückenschmerzintensität. Eine Studie von Wanek et al. (1998) umfasst neben Rückenschulkursen auch weitere rückenschmerzbezogene Bewegungsmassnahmen wie Krankengymnastik, Fitness- und Entspannungskurse. Unter rund 1 000 Metallarbeitern nahmen auch hier vor allem Befragte mit gelegentlichen oder häufigen Rückenschmerzen Bewegungsangebote der lokalen Betriebskrankenkasse wahr (Wanek et al. 1998). Internationale Studien operieren unter dem Terminus „Health Promotion Programm“ mit einem weiter gefassten Explanandum und kommen zu differierenden Resultaten: Die Teilnahme an Gesundheitsförderungsprogrammen ist nach einigen Autoren positiv (Elward 1992), negativ (Wagner et al. 1991) oder nicht beschwerdeabhängig (Stange et al. 1991; Grosch et al. 1998; Mills et al. 2001). Neben der Zusammenfassung unterschiedlicher Bewegungsangebote erschweren hierbei jedoch verschiedene Morbiditätsindikatoren die Übertragbarkeit. In jedem Falle spiegeln sich in den unterschiedlichen Teilnahmeraten koinzidente Rückenschmerz-Prävalenzen wider. Die Resultate aus Tabelle 1 die-

nen deswegen lediglich der selektiven Identifikation möglicher Korrelate der Teilnahme. Um mögliche Suppressor-effekte aufzufangen, wurden alle bivariate Assoziationen und Korrelationen mit einem p-Wert unter 0,15 in die multiplen Modelle aufgenommen. Aufgrund dieses explorativen Vorgehens wurde auf eine Alpha-Adjustierung verzichtet.

Zuerst fällt dabei auf, dass sich der Alterseffekt unter die Signifikanzschränke reduziert (Tab. 2, Modell 1). So lässt sich vermuten, dass dies auf die simultane Berücksichtigung altersspezifischer Mediatorvariablen wie etwa die sportliche Aktivität und die Rückenschmerzprävalenz zurückzuführen ist. Beim Blick auf die geschlechtsstratifizierten Modelle scheinen psychologische Beweggründe wie das Argument von Bös (1994), dass mit zunehmendem Alter der Verlust des Gutes „Gesundheit“ zunehmend als bedrohlich empfunden werde, zumindest für das männliche Kollektiv unzutreffend. Ein linearer Alterseffekt deutet sich lediglich bei den weiblichen Erwerbstätigen an, ohne signifikante Bedeutsamkeit zu erlangen (Tab. 2, Modell 3). Die Teilnahmebereitschaft der Frauen an Rückenschulmassnahmen ist im Übrigen insgesamt signifikant höher als die der Männer. Dieser Geschlechtsunterschied ist aus internationalen ebenso wie bundesdeutschen Studien bekannt (Rost et al. 1990; Pradel 1996; Meschnig 1995; Härter 1995; Wanek et al. 1998; Wanek et al. 1999). Dabei berücksichtigen unsere Analysen qua Modellierung, dass Frauen von Rückenschmerzen stärker betroffen sind als Männer (Kohlmann 2001; Waddell 1998). Als weitere Gründe für den verbleibenden Geschlechtsunterschied werden günstigere Arbeitsbedingungen, ein gesünderer Lebensstil und ein günstigeres Risiko- und Präventionsverhalten angeführt (Wanek et al. 1999). Doch obgleich auch diese Aspekte in Modell 1 adjustiert sind, verbleibt ein signifikantes Odds Ratio von 1,48. Zusätzliche Erklärungsansätze führen eine bei Frauen höhere Sensibilität gepaart mit einem Sozialisierungseffekt in Form einer höheren Bereitschaft, nicht ausschliesslich beschwerdereaktiv, sondern auch präventiv zu handeln, an (Wanek et al. 1999; Marstedt et al. 1993; Kirschner et al. 1995). Die geringere Teilnahmebereitschaft Lediger und Vollzeitbeschäftigter ist nach unserer Recherche bis dato nicht empirisch untersucht. Erstere lässt sich weder durch einen geringeren Altersdurchschnitt noch durch ein geringeres Rückenschmerzaufkommen Lediger erklären, da beide Variablen in den Regressionsmodellen kontrolliert sind. Wilson (1995) argumentiert in einem theoretischen Beitrag, dass Ledigen ein Ehepartner fehle, der sie zur Teilnahme anhalte und somit die Compliance erhöhe. Die geringere Teilnahmebereitschaft Vollzeitbeschäftigter schreiben wir in Anlehnung an Wilson (1990) einer Funktion der Gelegenheiten zu, da Teilzeitbeschäftigte über bessere

zeitliche Möglichkeiten verfügen dürften, eine derartige Präventionsmassnahme aufzusuchen. Die bivariate Analyse in Tabelle 1 belegt den auch von anderen Autoren (Wanek et al. 1999; Wagner et al. 1991; Mills et al. 2001; Elward 1992; Wanek et al. 1998; Kirschner et al. 1995) berichteten Schichtgradienten, der für niedrigere Teilnahmeraten unter Arbeitern und unteren Sozialschichten steht. Bis dato ist die Frage ungeklärt, „wodurch die zwischen Arbeitern und Angestellten bestehenden Unterschiede in der Inanspruchnahme betrieblicher Gesundheitsförderung vermittelt sind“ (Wanek et al. 1998). Dieselben für Frauen angeführten Argumente, namentlich bessere Arbeitsbedingungen, gesündere Verhaltensweisen und ausgeprägteres Präventionsverhalten, möchten wir auch für die höhere Teilnahmebereitschaft mittlerer und oberer Berufsschichten anführen. Denn der Einfluss der beruflichen Stellung ist unter Konstanthaltung bekannter Arbeitsbelastungen, Lebensstil- und Präventionsaspekte weder in Gesamtmodell 1 noch in den geschlechtsspezifischen Modellen bedeutsam. Anders verhält es sich mit der ärztlichen Empfehlung zum Gesundheitsverhalten: Unter Adjustierung typischer Beratungsanlässe (wie akuten oder chronischen Schmerzen), einer ungesunden Lebensweise und sozialer Statusindikatoren wie der beruflichen Stellung ist die Teilnahmewahrscheinlichkeit für das weibliche Subkollektiv erhöht. Demnach scheinen Frauen eher Hinweise und Empfehlungen des Arztes zu beherzigen als Männer, was eine geschlechtsabhängige Rollenakzeptanz des Arztes als kompetente Autorität und Lotsen in Präventionsprogrammen andeutet.

Methodisch ist die asymmetrische Zellenbesetzung der Abhängigen zu problematisieren, so dass insbesondere die Resultate der stratifizierten Modelle mit Vorsicht zu interpretieren sind. Auch sei darauf hingewiesen, dass sich die in Tabelle 2 aufgeführten R^2 -Werte nach Nagelkerke aufgrund der abweichenden Berechnungsformel grundsätzlich unterhalb von R^2 -Werten aus linearen Regressionen bewegen (und deswegen damit nicht verglichen werden sollten; Hosmer & Lemeshow 2000). Sie belegen eine Aufklärung von einem Sechstel der Modell-Varianz. Dies deutet auf einen vielschichtigen Entscheidungsprozess der Teilnahme hin, dessen Aufdeckung offensichtlich weitergehender Forschung bedarf.

Politische Implikationen

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass Rückenschulmassnahmen erwartungsgemäss vor allem von Betroffenen mit Rückenschmerzen nachgefragt werden. Unter Berücksichtigung unterschiedlicher Beschwerdeprävalenzen nutzen Männer, Vollzeitbeschäftigte, Ledige, Nicht(freizeit)sportler sowie Personen mit ungünstigem Konsum- und

Lebensstil solche Angebote deutlich seltener. Das Alter und die Stellung innerhalb der beruflichen Hierarchie scheinen nach unseren (multiplen) Analysen keinen Einfluss auf die Teilnahmebereitschaft zu haben. Die These, wonach diese Programme die „grösste Akzeptanz bei den Gruppen mit dem geringsten Risiko“ finden (Wanek et al. 1998), wird – abgesehen von Geschlecht und Familienstand – demnach auch durch unsere Daten gestützt. Das Phänomen des „Preaching to the converted“ kann auch für die Bundesrepublik Deutschland weitgehend bestätigt werden.

Wie wichtig aber eine bedarfsgerechte Inanspruchnahme wäre, zeigt ein Blick auf die Effektivität von Rückenschulangeboten: Zwar wird die Beurteilung der Effektivität einerseits durch die Massnahmenvielfalt und die Vielzahl untersuchter Wirksamkeitsaspekte (Verhaltensänderung, Schmerzreduktion, Reduktion schmerzbedingter Fehltag am Arbeitsplatz) erschwert (Maier-Riehle 2001). Auch werden andererseits sowohl Quantität als auch Qualität vorliegender Studien bemängelt (Waddell 1998). In der Synopse aktueller Reviews und Metanalysen scheint dennoch eine ausreichende Evidenz für die mittelfristige Effektivität intensiver Rückenschulprogramme im betrieblichen Setting vorzuliegen (van Tulder 2000a; van Tulder 2000b; Waddell 1998; Nentwig 1999a; Nentwig 1999b). Dagegen ist weder die langfristige Wirkung noch die Effektivität nichtbetrieblicher Rückenschulen ausreichend belegt (van Tulder 2000a; Waddell 1998; Maier-Riehle 2001). In Anbetracht der oben genannten Hochrisikogruppen unterstreicht dieser Exkurs, dass gerade das Erreichen Vollzeitbeschäftigter mit ungesundem und passivem Lebensstil durch betriebliche Rückenschulen am ehesten Erfolg verspräche. Statt dessen kommen auch Schulke et al. (1997) in ihrer Analyse von Gesundheitskursen der Innungskrankenkasse IKK zu dem Schluss, dass sich die Teilnehmerschaft „aus Hausfrauen, Rentnern und Arbeitslosen zusammensetzt, obwohl die Kursangebote speziell für die Hauptgruppe der Versicherten, nämlich die Handwerker, konzipiert und beworben wurden.“ Marstedt et al. (1993) vermuten, dass die typische Teilnehmerstruktur von Bewegungskursen (sportlichere, attraktivere, jugendorientierte und mehrheitlich weibliche Teilnehmer) eine vermeintliche Konkurrenzsituation implizieren und deswegen Risikobelastete von der Teilnahme abhalten könnte.

Definiert man Bedarfsgerechtigkeit als das (hinsichtlich Arbeitszeit, Veranstaltungsort und Teilnahmegebühren) ressourcengerechte Angebot an schmerzgefährdete Risikogruppen, so lässt sich aus unseren Daten ein unversorgtes Teilnehmerpotenzial ableiten, aus dem mittels entsprechender niedrigschwelliger Angebote Nachfrage generiert werden könnte (und sollte). Da eine solche Nachfrage zusätzlich

Anhang

Tabelle 3 Literatur-Übersicht: Korrelate und Prädiktoren der Nutzung von Massnahmen zur verhaltensorientierten Gesundheitsförderung und Prävention

Korrelate Variable	Empirische Befunde		
	Positiver Zusammenhang	Negativer Zusammenhang	Kein Zusammenhang
Sozio-demographische Faktoren:			
Alter	e; h (U); p (M)	f; g	a; c (U); l; m; q
Geschlecht weiblich	c; e; h, l; p	–	a; g; m; q
Bildungsstand	a; f; n; p	l	m
Berufliche Stellung	o; p	h (F); l	m
Einkommen	e	–	a; n; q
Soziale Schicht	d (F); k	–	g (U)
Familienstand (verheiratet)	p (M)	h; l	f; m; q
Wohnort: Stadt	g	–	–
Berufsfaktoren:			
Stressbelastung	o	–	–
Trage- und Haltungsverlastung	–	o	–
Umgebungseinflüsse	–	o	–
Schichtarbeit	–	p (M)	–
Berufstätigkeit	–	–	–
Lebensstil- und Gesundheitsfaktoren:			
Freizeitsport/Fitness	d; g; p	h; n (M)	l; m; n (F)
Soziales Netzwerk	a; n	–	–
Frühere Inanspruchnahme von Gesundheitskursen	d; f; p	–	–
Gesunde Ernährungsgewohnheiten	i; l; p (M)	g	–
Rauchen	g	a; d; l; n (M); p (M)	f; m; n (F)
Alkoholkonsum	g	d (M)	–
BMI	b; f	–	l; m
Ärztl. Empfehlung	f	–	–
Rückenschmerzen	c; d (F); o	–	–
Rückenschmerz-Stärke	c	–	–

Anmerkungen: Es sind nur solche Variablen aufgeführt, zu denen ein Pendant in unserem verwendeten Datensatz zur Verfügung stand. Wurden innerhalb einer Quelle mehrere Analysen berichtet, beziehen sich die Angaben auf die multiple Analyse mit der grössten Aussagegesamtheit. (M) signifikant nur für Männer. (F) signifikant nur für Frauen. (U) kurvilinearere Zusammenhang.

a = Elward et al. (1992); b = Grosch et al. (1998); c = Härter et al. (1995); d = Kirschner (1995); e = Meschnig (1995); f = Mills et al. (2001); g = Oddy et al. (1995); h = Pradel et al. (1996); i = Reime et al. (1998); k = Richter (2002); l = Rost et al. (1990); m = Stange et al. (1991); n = Wagner et al. (1991); o = Wanek et al. (1998); p = Wanek et al. (1999); q = Ziff et al. (1995); (fett = multiples statistisches Studiendesign, übrige: bivariates statistisches Studiendesign)

entstünde, wäre eine zielgruppenspezifische Marketingstrategie (z.B. intensive Kurse für übergewichtige Anfänger, männliche Senioren, betriebliche Kurse für Berufstätige während oder direkt nach der Arbeitszeit) auch betriebswirtschaftlich interessant.

Acknowledgements

Unser besonderer Dank gebührt Dr. Heribert Stolzenberg, Robert-Koch-Institut Berlin, für die Bereitstellung des Datensatzes sowie für zahlreiche methodische Hinweise. Unser Dank gilt ausserdem Gwendolyn Schmitt für die Mithilfe bei der Erstellung dieses Beitrages. Diese Publikation wurde unterstützt durch den Forschungsfonds der Orthopädischen Universitätsklinik Heidelberg.

Zusammenfassung

Fragestellung: Bestimmen der Teilnehmeraten für Rückenschulmassnahmen unter bundesdeutschen Erwerbstätigen.

Methoden: Zwischen Oktober 1997 und März 1999 wurde ein nationaler Gesundheitssurvey für die Bundesrepublik Deutschland durchgeführt. Der Bundesgesundheitsurvey umfasst eine Netto-Stichprobe von insgesamt 3 313 Erwerbstätigen im Alter von 18 bis 69 Jahren. Mittels bivariater Methoden und multipler logistischer Regressionsanalysen wurde der Zusammenhang zwischen der Teilnahme an Rückenschulmassnahmen und soziodemographischen Charakteristika, Berufs-, Lebensstil- und Gesundheitsfaktoren untersucht.

Ergebnisse: Etwa jeder Sechste (17,5 %) Erwerbstätige der Bundesrepublik Deutschland hat jemals eine Rückenschulmassnahme besucht. 7,2 % waren innerhalb des letzten Jahres Teilnehmer einer solchen Gesundheitsförderungsmassnahme. Unter Adjustierung unterschiedlicher Beschwerdeprävalenzen nutzen Männer, Vollzeitbeschäftigte, Ledige sowie Personen mit ungünstigem Lebensstil solche Angebote seltener.

Schlussfolgerungen: Die vorliegende Arbeit liefert erstmalig für Erwerbstätige der Bundesrepublik Deutschland repräsentative Daten zur Nutzung von Rückenschulmassnahmen und zu Korrelaten der Teilnahme. Es bestätigt sich das Phänomen des "preaching to the converted", nach dem ausgerechnet Bevölkerungsgruppen mit dem höchsten Risiko für das Auftreten von Rückenschmerz Präventionsmassnahmen wie die Rückenschule seltener nutzen.

Résumé

Participation à des écoles du dos: étude de la population active en Allemagne

Objectifs: Déterminer des taux de participation à des écoles du dos au sein de la population active allemande.

Méthodes: Entre octobre 1997 et mars 1999, une enquête nationale de santé en Allemagne (n = 3313 personnes entre 18 à 69 ans et professionnellement actives) a permis d'étudier l'association entre la participation à des écoles du dos et des caractéristiques socio-démographiques, des facteurs professionnels, les modes de vie et divers déterminants de la santé.

Résultats: Environ une personne sur six (17,5%) vivant en Allemagne et exerçant une activité professionnelle a déjà participé à une école du dos; 7,2% l'ont fait au cours de l'année précédente. Les hommes, les personnes exerçant une activité professionnelle à plein temps, les célibataires ainsi que les personnes n'ayant pas un mode de vie sain profitent plus rarement de telles offres.

Conclusions: Ce sont les groupes de population les plus exposés au risque d'apparition de maux de dos qui utilisent le moins les écoles du dos.

Literaturverzeichnis

Altman DG (1999). Practical statistics for medical research. London: Chapman & Hall.

Beaglehole R (1997). Einführung in die Epidemiologie. Göttingen; Toronto; Seattle: H. Huber.

Bellach BM, Knopf H, Thefeld W (1998). Der Bundes-Gesundheitssurvey 1997/98. Gesundheitswesen 60 (Suppl 2): S59-S68.

BIK Aschpurwis + Behrens (2001). Methodenbeschreibung zur Aktualisierung 2000. www.bik-gmbh.de

Bös K (1994). Akzeptanz und Effektivität von Gesundheitsförderungsprogrammen im Betrieb. Bad Schönborn: Institut für präventive Diagnostik, Aktivitäts- und Gesundheitsförderung.

Diemer W, Burchert H (2002). Chronische Schmerzen. Berlin: Robert-Koch-Institut. (Gesundheitsberichterstattung des Bundes; H. 7).

Dionne CE (1999). Low back pain. In: Crombie IK, Croft PR, Linton SJ, LeResche L, von Korff M: Epidemiology of pain. Seattle: IASP: 283-98.

Elward KS, Wagner EH, Larson EB (1992). Participation by sedentary elderly persons in an exercise promotion session. Fam Med 24: 607-12.

Göbel H (2001). Epidemiologie und Kosten chronischer Schmerzen: spezifische und unspezifische Rückenschmerzen. Schmerz 15: 92-8.

Grosch JW, Alterman T, Petersen MR, Murphy LR (1998). Worksite health promotion programs in the U.S.: factors associated with availability and participation. Am J Health Promot 13: 36-45.

Härter M, Barth J, Friderich C, Wagensommer C, Koch U (1995). Inanspruchnahme und Effekte von Gesundheitsberatungen bei Erkrankungen am Stütz- und Bewegungsapparat. Prävention 1: 10-3.

Hosmer DW, Lemeshow S (2000). Applied logistic regression. New York: J. Wiley & Sons.

Huber G (1997). Analyse von Teilnehmerstrukturen in Bewegungsangeboten zur Gesundheitsförderung. In: Schulke H-J, Troschke v. J, Hoffmann A, eds. Gesundheitssport und Public Health. Freiburg: 86-95.

Institut für Epidemiologie (1993). MONICA-Projekt Region Augsburg: Herz-Kreislaufstudie der Weltgesundheitsorganisation (WHO): data book: trends in cardiovascular risk factors from survey 1984/85 to Survey 1989-1990, München: gsf.

Kirschner M (1995). § 20 SGB V Gesundheitsförderung, Krankheitsverhütung: Untersuchung zur Umsetzung durch die Krankenkassen. Sankt Augustin: Asgard.

Kohlmann T (2001). Bevölkerungsbezogene Epidemiologie am Beispiel chronischer Rückenschmerzen. In: Jurna I, Zenz M, eds. Lehrbuch der Schmerztherapie. Stuttgart: Wissenschaftliche Verlagsgesellschaft: 221-9.

Maier-Riehle B, Härter M (2001). The effects of back schools – a meta-analysis. *Int J Rehabil Res* 24: 199–206.

Marstedt G (1993). Gesundheit und Lebensqualität: Ergebnisbericht zu einer Untersuchung des Zentrums für Sozialpolitik über Arbeit und Freizeit, Gesundheit und Krankheit im Land Bremen. Bremen: Angestelltenkammer Bremen.

Meschnig A, Reutter T, Thussbas C, Klotter C (1995). Effekte von Gesundheitsförderung. *Betriebskrankenkasse* 11: 680–4.

Mills KM, Stewart AL, McLellan BY, Verboncoeur CJ, King AC, Brown BW (2001). Evaluation of enrollment bias in a physical-activity-promotion program for seniors. *J Aging Phys Activity* 9: 398–413.

Nentwig CG (1999a). Effektivität der Rückenschule: ein Überblick über die Ergebnisse der evidenz-basierten Evaluation. *Orthopäde* 28: 958–65.

Nentwig CG (1999b). Evidenz-basierte Evaluation der Rückenschule: weite Verbreitung bei geringer Wirksamkeit? *Z Orthop Ihre Grenzgeb* 137: Oa1–3.

Oddy WH, Holman CD, Corti B, Donovan RJ (1995). Epidemiological measures of participation in community health promotion projects. *Int J Epidemiol* 24: 1013–21.

Pfingsten M, Hildebrandt J (2004). Rückenschmerzen. In: Basler HD, Franz C, Kröner-Herwig B, Rehfish HP, eds. *Psychologische Schmerztherapie*. Berlin: Springer: 395–414.

Pothoff P, Schroeder E, Reis U, Klamert A (1999). Ablauf und Ergebnisse der Feldarbeit beim Bundes-Gesundheitssurvey. *Gesundheitswesen* 61: 62–7.

Pradel C, Möhlmann H (1996). Wege zur Evaluation gesundheitsfördernder Massnahmen. *Z. Gesundheitswiss* 4: 111–8.

Richter M, Brand H, Rössler G (2002). Sozioökonomische Unterschiede in der Inanspruchnahme von Früherkennungsuntersuchungen und Massnahmen der Gesundheitsförderung in NRW. *Gesundheitswesen* 64: 417–23.

Reime B, Born J, Novak P, Wanek V, Hagel E (1998). Ernährungsgewohnheiten bei Beschäftigten in der Metallindustrie. *Soz Präventiv Med* 43: 141–8.

Rost K, Connell C, Schechtman K, Barzilai B, Fisher EB Jr. (1990). Predictors of employee involvement in a worksite health promotion program. *Health Educ Q* 17: 395–407.

Schroeder E, Pothoff P, Reis U, Klamert A (1998). Erhebungsarbeiten beim Bundes-Gesundheitssurvey. *Gesundheitswesen* 60 (Suppl 2): S104–7.

Schulke H-J, von Troschke J, Hoffmann A (1997). *Gesundheitssport und Public Health*. Freiburg: Deutsche Koordinierungsstelle für Gesundheitswissenschaften: 179.

Stange KC, Strogatz D, Schoenbach VJ, Shy C, Dalton B, Cross AW (1991). Demographic and health characteristics of participants and nonparticipants in a work site health-promotion program. *J Occup Med* 33: 474–8.

Statistisches Bundesamt (1998). *Gesundheitsbericht für Deutschland*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.

Thefeld W, Stolzenberg H, Bellach BM (1999). Bundes-Gesundheitssurvey: Response, Zusammensetzung der Teilnehmer und Non-Responder-Analyse. *Gesundheitswesen* 61: 57–61.

Trampisch H (2000). *Medizinische Statistik*. Berlin: Springer.

Van Tulder MW, Goossens M, Waddell G, Nachevson A (2000a). Conservative treatment of chronic low back pain. In: Nachevson A, Jonsson E. *Neck and back pain: the scientific evidence of causes, diagnosis, and treatment*. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins: 271–94.

Van Tulder MW, Esmail R, Bombardier C, Koes BW (2000b). Back schools for non-specific low back pain. In: *The Cochrane library*, issue 2.

Waddell G (1998). *The back pain revolution*. Edinburgh: C. Livingstone.

Wagner EH, Grothaus LC, Hecht JA, LaCroix AZ (1991). Factors associated with participation in a senior health promotion program. *Gerontologist* 31: 598–602.

Wanek V, Novak P, Reime B (1998). Bedarfsgerechtigkeit der Inanspruchnahme betrieblicher Gesundheitsförderung zur Reduktion von Rückenschmerzen? Ergebnisse einer Mitarbeiterbefragung in der Metallindustrie. *Gesundheitswesen* 60: 729–37.

Wanek V, Born J, Novak P, Reime B (1999). Einstellungen und Gesundheitsstatus als Bestimmungsfaktoren einer Beteiligung an Massnahmen verhaltensorientierter Gesundheitsförderung. *Gesundheitswesen* 61: 346–52.

Wilson MG (1990). Factors associated with, issues related to, and suggestions for increasing participation in workplace health promotion programs. *Health Values* 14: 29–36.

Wilson MG (1995). Maximizing participation and adherence in health promotion programs. In: DeJoy DM, Wilson MG, eds. *Critical issues in worksite health promotion*. Massachusetts: Allyn and Bacon: 123–42.

Winkler G, Filipiak B, Hense HW, Schwertner B (1998). Externe Qualitätskontrolle im Bundes-Gesundheitssurvey 1997/98: Konzept und erste Erfahrungen. *Gesundheitswesen* 60 (Suppl 2): 108–12.

Winkler J, Stolzenberg H (1999). Der Sozialschichtindex im Bundes-Gesundheitssurvey 1997/98. *Gesundheitswesen* 61: 178–83.

Ziff MA, Conrad P, Lachman ME (1995). The relative effects of perceived personal control and responsibility on health and health-related behaviors in young and middle-aged adults. *Health Educ Q* 22: 127–42.

Korrespondenzadresse

Dr. phil. Sven Schneider
Orthopädische Universitätsklinik
Heidelberg
Sektionen Schmerztherapie und experimentelle Orthopädie
Schlierbacher Landstrasse 200
D-69118 Heidelberg
Tel.: +49 6221 / 96-92 55
Fax: +49 6221 / 96-92 88
e-Mail: sven.schneider@ok.uni-heidelberg.de