

Drie methoden voor de analyse van spreekuurgegevens vergeleken

A.W. Moll van Charante¹, P.G.H. Mulder², M.A.J. de Ridder²

Summary

In the Netherlands occupational health care for the individual worker is often provided quite apart from the preventive effort for the entire population of employees. To integrate these two provisions of care three procedures for estimating contact risks have been evaluated using a works doctor's register of the reason of contact, to detect populations at risk. Of three estimation procedures Cox model shows up to be most efficient. From the results a population size was estimated as of 9.000 employees for attaining the power to detect with enough confidence a contact rate ratio of 2,0.

trefwoorden: afdelingsgebonden, gezondheidsrisico, spreekuurcontact, odds ratio, Poisson model, Cox proportional hazards model

Inleiding

In Nederland combineren bedrijfsartsen de sociaal-medische begeleiding van werknemers vaak met de zorg voor de kwaliteit van de arbeidsomstandigheden in het bedrijf. In beide gevallen gaat het om het bereiken van meetbare vermindering van arbeidsgebonden gezondheidsrisico's. Bij het eerste staat het individuele arbeidsprobleem centraal. Gegevens hierover worden tijdens het bedrijfsgezondheidskundig spreekuur verzameld en in het contactregister opgeslagen. Bij het bewaken van de arbeidsomstandigheden wordt in het algemeen gekeken naar signalen van ongezond werk in het bedrijf zoals bijvoorbeeld een hoog verzuim of indrukken uit het bedrijfsgezondheidskundig spreekuur zoals een bepaald soort klachten uit bepaalde afdelingen (Sturmans e.a. 1982). Deze vormen dan het uitgangspunt voor een nadere inventarisatie van werkplekgebonden gezondheidsrisico's op de afdelingen die er met een bepaald gezondheidsrisico uit lijken te springen.

In plaats van algemene indrukken noemt de arboret *actuele inzichten* in de kwaliteit van de werkomgeving als vast onderdeel van de risico-inventarisatie en -evaluatie (Arbeidsinspectie 1994).

Een potentiële bron van inzichten in de veiligheid, de gezondheid en het welzijn van het werk ter plaatse wordt gevormd door de contactgegevens van het bedrijfsgezondheidskundig spreekuur. Tot nog toe worden deze gegevens echter haast uitsluitend gebruikt bij de opsporing van individuele werkplekgebonden gezondheidsrisico's (Knappen en De Graaff 1990). Een methodologisch onderbouwde methode voor het onderzoek van geaggregeerde spreekuurgegevens is immers nog niet beschreven (Dijkstra, 1986; Smulders 1993; Grobbee 1993, Heederik et al, 1993, Schröer 1993). Voor de schatting van arbeidsgebonden gezondheidsrisico's zijn op zijn best minder exacte methoden beschikbaar (Moll van Charante, 1995). De aanpak

Samenvatting

Een bedrijfsgeneeskundige dienst (BGD) die voor een bedrijf niet alleen de sociaal-medische begeleiding behartigt maar ook de kwaliteit van de werkomgeving bewaakt voert deze taken dikwijls gescheiden uit. Het register van sociaal-medische contacten is onderzocht op indicaties voor versnelde risico-inventarisatie en -evaluatie van afdelingen. Daarvoor bleek het Cox proportional hazards model het best bruikbaar. Voor de opsporing van een verdubbeling van het contactrisico bleek een gecombineerde bedrijfspopulatie van ten minste 9000 werknemers noodzakelijk.

van gegroepeerde contactgegevens is dien ten gevolge nog overwegend informeel en intuïtief van aard. Daardoor zijn vooral opvallende of op elkaar lijkende contacten momenteel nog actie bepalend en blijven de overige gegevens ongebruikt.

Dit artikel beschrijft de evaluatie van een drietal methoden waarmee een register van individuele begeleidingsgegevens is onderzocht op de aanwezigheid van nog onbekende verschillen in spreekuurbezoek. Immers, zelfs indien er sprake is van een bekend beroepsrisico, bijvoorbeeld loodintoxicatie in een accubedrijf, kunnen daarnaast andere arbeidsproblemen aanleiding vormen voor een verhoogd spreekuurbezoek. De vraag die naar aanleiding van deze spreekuurregisters vaak wordt gesteld is of in de stroom van opeenvolgende individuele contacten niet groepsgebonden gezondheidsklachten onder de waarnemingsdrempel zijn gebleven. Dit geldt met name voor die bedrijfsartsen die van een groot bedrijf slechts een deel verzorgen.

Beargumenterd is welke methode de grootste betrouwbaarheid en precisie heeft bij de schatting van afdelingsgebonden contactrisico's. Daarna is de personeelssterkte geschat waarbij met voldoende zekerheid een verdubbeling van het contactrisico tussen afdelingen kan worden vastgesteld.

Spreekuurcontact is de resultante van een groot aantal gelijktijdig werkzame factoren. Op grond daarvan zijn twee van de drie gekozen onderzoeksmethoden multivariaat van karakter (Dijkstra 1992). In verband met de vraagstelling zijn de genoemde methoden nader beschreven.

Materiaal

Bij afsluiting begeleiding worden bij de Rijksbedrijfsgezondheidsdienst RBB vier elementen gecodeerd in het contactregister opgenomen:

- de diagnose (ICD) die bij het eerste contact voorop stond (WHO 1977, Stichting Medische Registratie, 1981);
- de verergering van de gediagnostiseerde aandoening in de loop van een van de volgende arbeidscycli: werkdag, werkweek, seizoen (niet-, juist-, duidelijk waarneembaar);

1. Arbo-adviesbureau, Rijksbedrijfsgezondheidsdienst RBB, Postbus 20012 2500 EA 's-Gravenhage, tel. 070-3767450.

2. Instituut voor Epidemiologie & Biostatistiek, Erasmus Universiteit Rotterdam.

- bij aanwezigheid van een arbeidsprobleem: de ernst van de blootstelling;

- het type arbeidsprobleem in kwestie (5 klassen, zie appendix) (Moll van Charante, 1995).

Hiernaast bevat het register:

- datum contact en identificatie bezoeker: geboortedatum, geslacht, afdeling en salarisniveau;

- indien het gesprek plaatsvond tijdens verzuim, de datum van aanvang en einde verzuim.

Onderzocht is het contactregister van een overwegend administratief werkzaam overheidsbedrijf, geselecteerd op grond van het relatief grote aantal werknemers. Het bedrijf wordt door één bedrijfsarts verzorgd. Gedurende de onderzoeksperiode waren er geen afdelingsgebonden problemen bekend. Het onderzoek beperkte zich tot een cohort van 1314 werknemers, tussen 11 november 1988 en 11 november 1990 in gewone vaste dienst. Personen die in de onderzoeksperiode zijn aangenomen of ontslagen zijn buiten beschouwing gebleven.

De werknemers in het register van spreekuurcontacten weken gemiddeld – voor de onderzochte kenmerken – niet

de onderzoeksperiode. Het vooraf beëindigde verzuim kon tijdens de onderzoeksperiode zijn begonnen of al van langere duur zijn. Deze selectie betreft 424 werknemers, 32% (424/1314) van het cohort.

Het register is opgebouwd uit spreekuurcontacten met verzuimers – altijd vóór de veertigste verzuimdag – en een kleiner aantal met arbeidsactieve werknemers, incidenteel contact (ic). Het verklaringsmodel omvat daarmee beide soorten spreekuurcontacten.

Bij 175 werknemers is de reden van het contact, c.q. diagnose onbekend. Hieronder valt een groot aantal van de incidentele contacten. Zie tabel 2. Bij 73 van de 249 geregistreerde diagnoses (29%) was sprake van een psychische stoornis. Bijna de helft van deze categorie aandoeningen is in verband gebracht met het werk. Bij de andere diagnoses is slechts in 10% een bedrijfsgebonden conditie naar voren gekomen. In de optiek van deze bedrijfsarts waren dus vooral de psychische aandoeningen arbeidsgebonden. Het aantal malen dat bij het contact een bepaalde hoofdgroep van arbeidsproblemen naar voren kwam is te gering voor verdere bewerking. De in de appendix genoemde vijf hoofdgroepen kwamen in de 424 geselecteerde contacten namelijk in totaal slechts 52 maal in beeld. Bij de verdeling van deze 52 gevallen sprong niet een van de vier afdelingen van het bedrijf er met een bepaalde hoofdgroep uit. Bij de bewerking van de onderzoeksgegevens zijn de vijf hoofdgroepen derhalve samen genomen; arbeidsprobleem ja/nee.

De vergelijking van de resultaten zal worden gepresenteerd aan de hand van het risico van een contact met respectievelijk zonder een daarbij geregistreerd arbeidsprobleem.

Methoden

Drie alternatieve methoden zijn vergeleken met betrekking tot de nauwkeurigheid en betrouwbaarheid waarmee de contactrisico's van een afdeling worden geschat.

Odds ratio's

Cases en controles zijn vergeleken met betrekking tot de afdeling waarvan men – door middel van de *exposure odds ratio* – het effect wil schatten op de incidentie van cases. Als cases zijn beschouwd de verzuimen met een contact volgend op het eerste verzuimeinde in de onderzoeksperiode. Als controles zijn beschouwd alle verzuimen zonder contact, die in de onderzoeksperiode zijn begonnen; *nested case – control study with cumulative incidence sampling* (Schouten, 1991). Tijdens verzuim heeft een werknemer een toenemend risico op contact. Voor deze factor is gecorrigeerd door controles met cases te matchen aan de hand van de verzuimduur tot hervatting respectievelijk tot contact (in categorieën van 1-10, ..., 31-40 dagen). Het incidenteel contact valt in een aparte duurcategorie (nul verzuimde dagen), controles zijn hier alle werknemers van

Tabel 1. Verdeling van de werknemers met contact en het voltallige cohort over enkele persoonskenmerken

Persoonskenmerken	Werknemers met contact		Voltallige bedrijfspopulatie	
	Aantal	(%)	Aantal	(%)
Geslacht				
man	270	(64)	969	(74)
vrouw	154	(36)	345	(26)
Salarisniveau				
schaal 1-2	134	(32)	252	(19)
schaal 3	148	(35)	377	(29)
schaal ≥4	142	(34)	685	(52)
Leeftijdsklasse				
≤35 jaar	144	(34)	482	(37)
36-45 jaar	162	(38)	541	(41)
≥46 jaar	118	(28)	291	(22)
Afdeling				
Afdeling M	58	(14)	152	(12)
Afdeling E	180	(43)	565	(43)
Afdeling S	43	(10)	179	(14)
Afdeling A	143	(34)	418	(32)
Totaal	424	(100)	1314	(100)

sterk af van de bedrijfspopulatie. Vrouwen, ouderen en met name de lagere salarisklassen waren oververtegenwoordigd, zie tabel 1. Van afdeling S hebben relatief weinig personen het spreekuur bezocht, 24% (43/179) versus 34% van de andere afdelingen. Uit het contactregister van iedere spreekuurbezoeker is het eerste contact geselecteerd dat plaats vond na diens eerste werkhervatting in

Tabel 2. Diagnose en arbeidsrelatie bij eerste contact. Gegeven zijn de rijpercentages

Diagnose	Arbeidsrelatie				Totaal	Kolompercent.
	Geen		Wel			
	Aantal	(%)	Aantal	(%)	Aantal	(%)
Psychisch	38	52%	35	48%	73	100%
Bew. app.	36	78%	9	20%	46	100%
Onvolledig	45	96%	2	4%	47	100%
Overig	76	92%	6	7%	83	100%
Onbekend	–	–	–	–	175	100%
Totaal	195	46%	52	12%	424	100%

het bedrijf (1326). Voor deze aanpak zijn het contactregister, het verzuimregister en het personeelsregister gecombineerd. Bij de *odds ratio*-methode wordt de beschikbare persoonsduur waarin werknemers 'at risk' zijn voor spreekuurcontact niet expliciet gebruikt (Rothman, 1986).

Bias door selectief contact met werknemers

Bij verzuim worden werknemers voor het spreekuur uitgenodigd op grond van allerlei factoren waaronder de verzuimfrequentie in het laatste jaar en de duur van het lopende verzuim.

Nu kan een hoge verzuimfrequentie representatief zijn voor een gehele afdeling. Een afdeling met relatief veel frequent verzuimers zal in dat geval oververtegenwoordigd raken in het bestand van begeleide personen. Daarbij komen met name de categorieën diagnoses en arbeidsproblemen op de voorgrond die relatief vaak een rol spelen bij frequent verzuim. Selectie van verzuimers op grond van een hoge, afdelingsgebonden verzuimfrequentie kan dus worden gecorrigeerd door bij deze risico-schatting te corrigeren voor de verzuimfrequentie van de onderzochte werknemers. Deze wordt in dit onderzoek benaderd door het aantal verzuimen in de onderzoeksperiode (Winter, 1991): weinig/veel.

Leeftijd, salarisniveau en geslacht zijn eveneens verstoringende variabelen. Ook deze variabelen zijn naar enkele categorieën gestratificeerd. Daarna zijn de per stratum geschatte *exposure odds ratio's* over de strata samengevat volgens de Mantel Haenszel-procedure; het 95 procent betrouwbaarheidsinterval (95% BI *test-based* volgens Miettinen (Kleinbaum et al, 1982).

Schatting rate ratio's

Ook hier is elke afdeling van het bedrijf vergeleken met een – arbitrair gekozen – referentie afdeling. Daarbij is voor een afdeling het aantal eerste contacten met een arboprobleem gedeeld door de geaccumuleerde tijdsduur (persoondagen) waarin alle werknemers van die afdeling die na hun eerste werkhervatting in de observatieperiode *at risk* zijn voor het eerste contact met de bedrijfsarts; (*incidence*) rate. Deze rate wordt vergeleken met c.q. gedeeld door de overeenkomstige rate van de referentie-afdeling: *rate ratio* (Schouten 1991). Omdat het aantal contacten zeer klein is in verhouding tot het aantal persoondagen *at risk*, kon voor de analyse Poisson regressie gebruikt worden (Kleinbaum, 1982). Hierbij werden als verklarende variabelen in het contactmodel opgenomen dezelfde variabelen die bij de odds ratio methode werden gebruikt. De *rate ratio's* die in dit Poisson-model geschat werden voor de afdelingen zijn dus gecorrigeerd voor alle overige factoren.

Cox proportional hazards model

Het model. Bij toepassing van het Cox model wordt de duur tot een bepaalde gebeurtenis (procesuitkomst of *event*), waarvoor alle werknemers van de gedefinieerde onderzoekspopulatie *at risk* zijn, beschouwd als de te verklaren variabele. De procesuitkomst is gespecificeerd als het eerste spreekuurcontact na de eerste werkhervatting in de observatieperiode. Alle werknemers zijn hiervoor *at risk* vanaf hun eerste werkhervatting in de observatieperiode. Degenen die na hun eerste werkhervatting in de observatieperiode geen spreekuurcontact hebben zijn *at risk* tot het einde van deze periode en worden pas dan gecensureerd. (Cox, 1972)

Tijdsafhankelijke variabelen

Zoals hierboven beschreven dient – bij contact met verzuimers – de schatting van het afdelingsgebonden risico eveneens gecorrigeerd te worden voor selectie van werknemers, bijvoorbeeld op grond van een door de bedrijfsarts veronderstelde afdelingsgebonden problematiek. Selectie blijkt onder meer uit de snelheid waarmee verzuimers worden opgeroepen voor het spreekuur en is meetbaar aan de tijdsduur tussen verzuimdatum en spreekuurcontact. Om te corrigeren voor het effect van deze selectie is de verzuimduur bij eerste contact als een tijdsafhankelijke variabele in het model opgenomen. Bij incidenteel contact tijdens het verzuimvrije interval is deze duur nul dagen.

Simultane schatting van de risico's voor het (eerste) spreekuurcontact

Evenals bij de hierboven beschreven Poisson analyse behoeft bij de schatting van het effect van een afdeling op de contactfrequentie bij toepassing van het Cox model niet eerste te worden gestratificeerd voor verstoringende variabelen zoals leeftijd en geslacht, omdat deze variabelen als zodanig in het model opgenomen kunnen worden. Met deze aanpak is ook hier een simultane schatting mogelijk van de factoren die als risicofactor of als co-factor mogelijk effect hebben op de duur van de contactvrije periode (Glasser, 1970; Green en Symons, 1983). In verband met het grote aantal factoren waarvan een effect is vastgesteld op de verzuim- en daarmee tevens op de contactfrequentie (Smulders, 1980; Schalk, 1989) bieden deze laatste twee schattingsprocedures belangrijke voordelen bij het toetsen van alternatieve verklaringmodellen.

Oplossend vermogen, een vuistregel

De asymptotiek van de schattingen in het Cox model wordt bereikt indien het aantal procesuitkomsten (*events*) groot is ten opzichte van het aantal variabelen in het model. Als vuistregel kan men hanteren dat het onderzoeksmateriaal bij dertien variabelen in het model – zoals

Tabel 3. Odds ratio's van spreekuurcontact, met en zonder arbeidsprobleem, per afdeling, exact geschat. Tussen haakjes het 95 procent betrouwbaarheidsinterval (BI)

Verklarende variabele	Arbidsprobleem geconstateerd			Geen arbeidsprobleem geconstateerd		
	Odds ratio	(95% BI)		Odds ratio	(95% BI)	
Afdeling M*	1,00			1,00		
Afdeling E	0,35	(0,01 3,76)		1,22	(0,51 3,06)	
Afdeling S	**	(0,03 **)		3,81	(0,61 41,6)	
Afdeling A	6,26	(0,49 373)		1,32	(0,55 3,29)	

* Referentiegroep.

** Te weinig cases.

Tabel 4. Rate ratio's van spreekuurcontact, met en zonder arbeidsprobleem. Toepassing Poisson model. Vet gedrukt significante waarden (p < 0,05), tussen haakjes het 95 procent betrouwbaarheidsinterval (BI)

Verklarende variabele*	Arbeidsprobleem geconstateerd			Geen arbeidsprobleem geconstateerd		
	Rate ratio	(95% BI)		Rate ratio	(95% BI)	
Afdeling E**	0,82	(0,34	1,98)	0,94	(0,64	1,77)
Afdeling S**	0,92	(0,31	2,77)	1,17	(0,63	2,20)
Afdeling A**	0,71	(0,28	1,77)	1,10	(0,64	1,91)
Frequent verzuim ja	1,79	(0,92	2,74)	2,77	(1,91	4,02)
Verzuimduur 1-10 dagen	6,98	(2,66	18,2)	5,01	(3,12	8,05)
Verzuimduur 11-20 dagen	99,89	(46,3	215)	65,14	(44,2	96,1)
Verzuimduur 21-30	286,00	(129	631)	208,50	(141	309)
Verzuimduur 31-40 dagen	81,98	(31,4	214)	37,79	(21,1	67,7)
Leeftijd 36-45 jaar	1,23	(0,61	2,44)	1,12	(0,79	1,57)
Leeftijd ≥46 jaar	1,16	(0,55	2,42)	1,10	(0,76	1,60)
Vrouw (referentie is man)	0,85	(0,43	1,67)	0,94	(0,67	1,31)
Salariscat. 2 (schaal 3)	0,57	(0,26	1,24)	1,20	(0,81	1,76)
Salariscat. 3 (schaal ≥4)	0,52	(0,24	1,13)	0,66	(0,43	1,00)

* Referentiegroep: afdeling M, verzuimfrequentie van minder dan zes maal in twee jaar, verzuimduur van 0 dagen, leeftijd van minder dan 36 jaar, man, salariscategorie 1 (schaal ≤2).

** Likelihood ratio toets van het verschil met het contactmodel zonder variabele 'afdelingen':

X² (contactmodel met arbeidsprobleem) = 0,635 (df = 3 p = 0,89),

X² (contactmodel zonder arbeidsprobleem) = 1,322 (df = 3 p = 0,72).

Tabel 5. Hazard rate ratio's van spreekuurcontact, met en zonder arbeidsprobleem. Toepassing Cox model. Vet gedrukt significante waarden (p < 0,05), tussen haakjes het 95 procent betrouwbaarheidsinterval (BI)

Verklarende variabele*	Arbeidsprobleem geconstateerd		Geen arbeidsprobleem geconstateerd			
	HRR	(95% BI)	HRR	(95% BI)		
Afdeling E**	0,89	(0,37	2,18)	0,92	(0,55	1,53)
Afdeling S**	0,99	(0,32	3,04)	1,10	(0,59	2,08)
Afdeling A**	0,83	(0,32	2,12)	1,09	(0,65	1,86)
Frequent verzuim ja	1,97	(1,00	3,88)	3,03	(2,06	4,45)
Verzuimduur 1-10 dagen	4,34	(1,60	11,8)	3,07	(1,84	5,13)
Verzuimduur 11-20 dagen	57,77	(25,9	128)	42,46	(28,2	63,9)
Verzuimduur 21-30 dagen	218,91	(100	479)	147,63	(98,3	222)
Verzuimduur 31-40 dagen	273,14	(111	823)	78,89	(39,6	157)
Leeftijd 36-45 jaar	1,15	(0,57	2,30)	1,12	(0,79	1,58)
Leeftijd ≥46 jaar	1,18	(0,56	2,49)	1,12	(0,76	1,63)
Vrouw (referentie is man)	0,84	(0,42	1,65)	1,01	(0,73	1,41)
Salariscat. 2 (schaal 3)	0,48	(0,22	1,05)	1,14	(0,77	1,68)
Salariscat. 3 (schaal ≥4)	0,47	(0,21	1,02)	0,67	(0,44	1,03)

* Referentiegroep: afdeling M, verzuimfrequentie van minder dan zes maal in twee jaar, verzuimduur van 0 dagen, leeftijd van minder dan 36 jaar, man, salariscategorie 1 (schaal ≤2).

** Likelihood ratio toets van het verschil met het contactmodel zonder variabele 'afdelingen':

X² (contactmodel met arbeidsprobleem) = 0,115 (df = 3 p = 0,99),

X² (contactmodel zonder arbeidsprobleem) = 0,671 (df = 3 p = 0,88).

hier – ten minste 13² = 169 *events* moet bevatten en bij een aantal van minder dan 10 variabelen daarvan minstens het 10-voud.

Resultaten

De afdelingen zijn vergeleken met de arbitrair gekozen referentieafdeling M, aan de hand van het risico van een contact met respectievelijk zonder arbo-probleem. Schatting odds ratio's, zie tabel 3. Schatting van het Poisson regressie-model, zie tabel 4, respectievelijk het Cox proportional hazards model, zie tabel 5.

Vergelijking resultaten onderzoeksmethoden

De puntschattingen voor het afdelingsrisico van contact die met de odds ratio methode zijn verkregen weken niet

significat af van de puntschattingen die met de beide andere methoden (Poisson, Cox model) zijn verkregen. De 95 procent betrouwbaarheidsintervallen waren echter aanmerkelijk groter en er waren te weinig observaties beschikbaar voor de schatting van het risico van contact-met-arbeidsprobleem op afdeling S.

De effectschattingen van de twee model-methoden en de erbij horende betrouwbaarheidsintervallen toonden sterke overeenkomsten, zoals te verwachten was. Met de likelihood ratio toets is getoetst of de toevoeging van de variabele 'afdelingen' (M-A) een significante verbetering opleverde van het model met, respectievelijk zonder arbeidsproblemen. Bij de Poisson methode verbeterde geen van beide modellen significant: p = 0,89 respectievelijk p = 0,72; bij de twee Cox modellen evenmin: p = 0,99 en p = 0,88. ►

Bij de Poisson methode was de bijdrage van de variabele 'frequent verzuim' aan het contactmodel met een arboprobleem niet en bij de Cox methode nog maar juist significant. Men merke op dat frequent verzuim een belangrijk selectie criterium vormt bij het oproepen voor het spreekuur. Problematische werksituaties echter kunnen geleid hebben tot contacten waarbij het voorafgaande verzuim geen rol speelde.

Het contactrisico neemt bij toenemende verzuimduur zeer sterk toe om in de vierde verzuimweek maximaal te worden (een factor 40 vergeleken met de eerste week). In het contactmodel met een arboprobleem waren de schattingen van het effect van de duurcategorieën steeds hoger dan in het contactmodel zonder arboprobleem. Gegeven de duur van het lopende verzuim kan een gesignaleerd arboprobleem derhalve een argument zijn geweest voor een versneld spreekuurcontact. 'Salaris' was alleen in het Poisson model van het 'contact-zonder-arbeidsprobleem' een significante determinant ($p = 0.003$). Leeftijd en geslacht waren nooit significant.

Minimaal noodzakelijk omvang bedrijfspopulatie

Voor de categorie 'contact-met-arbeidsprobleem' is het aantal observaties ($n = 52$, waarvan 35 in het eerste jaar) toereikend om – met een onderscheidingsvermogen van 90% en een significantie van 5% – een relatief risico tussen afdelingen te detecteren van 4,3. Het onderzoeksmateriaal van twee jaar op een groot bedrijf is dus onvoldoende om kleinere verschillen tussen afdelingen te kunnen onderscheiden. Voor detectie van een verdubbeling van contactrisico zijn in dit geval $(4,3/2)^2 \times 52 = 240$ observaties noodzakelijk. Onderscheid *tussen* grotere dienstonderdelen is dus na één jaar pas bereikbaar bij een (gecombineerde) bedrijfsomvang van $(240/35) \times 1314 \approx 9.000$ werknemers. Bij een lagere norm: een significantie van 10% en een onderscheidingsvermogen van 80% voor de detectie van een relatief risico van 3,0 is de omvang van de steekproef juist toereikend.

Discussie

Voorrang voor onderzoek van afdelingen met een hoog contactrisico

De werknemers van de onderscheiden afdelingen hadden zeer vergelijkbare en niet-significant verschillende contactrisico's (1,00, 0,89, 0,99, 0,83, tabel 5). Dit was te verwachten, gezien de aard van het werk en de arbeidsverhoudingen op die vier afdelingen. Indien wel verschillen naar voren waren gekomen zou onderzoek zijn gepland van de afdeling met het hoogste contactrisico. Dat onderzoek zou nader zijn ingevuld aan de hand van het type arbeidsprobleem dat op die afdeling naar voren zou zijn gekomen. Deze aanpak dient te worden beschouwd als *aanvulling* op de tot nog toe gevolgde werkwijze waarbij de bedrijfsarts initiatief neemt naar aanleiding van een of meer overeenkomstige probleemgevallen.

Onderzoek op brancheniveau

Voor periodieke evaluatie van verschillen tussen afdelingen als vertrekpunt voor gericht werkplekonderzoek leek het contactregister van één bedrijf nauwelijks toereikend. Bij samenbundeling van meerdere contactregisters komt vergelijking tussen bedrijven binnen bereik. Daarbij zullen echter meestal meerdere bedrijfsartsen betrokken zijn en kan het intersubjectieve aspect van het diagnostische proces een probleem vormen.

Het nut van een contactregister voor kleine bedrijven

Het bijhouden van een dergelijk register voor één bedrijf is echter ook op zich waardevol:

- lange termijn evaluatie van de relatie arbeidspro-

bleem/gezondheidsschade bij individuele werknemers;

- de opbouw van een register van beroepsziekten;
- de opbouw van een register van arbeidsongevallen;
- als onderdeel van branchegericht onderzoek naar bedrijfsgebonden gezondheidsrisico's aan de hand van objectiveerbare diagnoses, zoals myocardinfarct, CARA, waarbij het intersubjectieve aspect van het diagnostische proces een onderschikte rol speelt.

Drie schattingsprocedures vergeleken

Om het aantal mogelijke categorieën te beperken moest bij de *odds ratio-methode* het aantal strata per variabele beperkt worden tot twee, maximaal drie, hetgeen ontoereikend is om in voldoende mate voor verstoring te kunnen controleren (Anderson et al, 1980). Dit aantal was echter reeds voldoende voor een zodanig sterke 'verdunning' van de beschikbare *cases* dat voor afdeling S geen risicoschatting mogelijk was van contact-met-arbeidsprobleem. Daar komt bij dat bij de gestratificeerde methode odds ratio's werden geschat die onderling, strikt gesproken niet vergelijkbaar waren. De personeelsbezetting van een afdeling behoeft immers niet representatief te zijn voor het bedrijf als geheel. Bij de Mantel Haenszel-procedure wordt de weging van een afdeling namelijk bepaald door zijn samenstelling volgens de stratificatievariabelen. De *odds ratio-methode* wijkt van de twee andere methoden af doordat uit de werknemers die *at risk* zijn voor contact (afgezien van de matching) niet op verzuimduur zijn geselecteerd. De schattingen van de odds ratio's als benadering van de incidence rate ratio's van contact met arbeidsprobleem zijn daardoor minder nauwkeurig (Rothman, 1986), ook als bij iedere *case* niet – zoals hier – vier, maar meer controles voorhanden waren. Voor het opsporen van werkplekgebonden contactoorzaken is de odds ratio-methode derhalve inferieur, maar in principe wel bruikbaar voor het *screenen* van afdelingen op omvangrijke contactrisico's (Rothman, 1986; Moll van Charante, 1991).

De puntschattingen en de betrouwbaarheidsintervallen van het Poisson en het Cox model waren goed vergelijkbaar. Het schatten met behulp van het Cox model heeft het voordeel dat het opgestelde model zich laat uitbreiden met tijdsafhankelijke variabelen zoals de tijdsduur na een bepaald soort gebeurtenis, zoals hier: de duur na het begin van een verzuimperiode. Deze variabelen kunnen als continue variabelen in het model worden opgenomen, waardoor slechts één vrijheidsgraad aan het model wordt toegevoegd. Bij de rate ratio-methode dient voor z^n variabele echter een aantal categorieën te worden gedefinieerd; meerdere vrijheidsgraden. Bij een relatief klein aantal observaties kan dit verschil consequenties hebben voor de keuze van het model. Het Cox model biedt daardoor in principe meer mogelijkheden, plasticiteit, om werkplekgebonden risico's op te sporen dan de schatting van de incidence rate ratio's (Hoshmer en Lemeshow, 1989).

Bij het schatten van het contactrisico aan de hand van modellen (Poisson en Cox) is uitsluitend gebruik gemaakt van het contactregister en het verzuimregister. Beide zijn 'werkbestanden' van de bedrijfsgeneeskundige dienst (BGD) zelf. Nul-verzuimers komen daarbij niet in beeld. Derhalve kan een BGD deze modellen schatten zonder de personeelsgegevens van het bedrijf.

Gericht onderzoek van werkplekken met een mogelijk probleem

Bedrijven die er bij het onderzoek van het contactregister met een diagnose of een arbeidsprobleem uit zijn gesprongen komen in aanmerking voor een toegesneden risico-inventarisatie naar de ontstaansvoorwaarden van die diagnose of de structuur van het gesignaleerde arbopro-

bleem. Daarbij kan men kiezen voor de fysische, arbeids-hygiënische aanpak, zoals bij werkgeoriënteerd Gericht Periodiek Onderzoek (w-GPO) of voor onderzoek van de werknemers ter plaatse, zoals bij persoonsgeoriënteerde GPO (Weel e.a. 1993). Ten slotte kan men van de praktijk leren door na te gaan waarom het werken op bepaalde afdelingen tot relatief *weinig* contacten aanleiding geeft (Antonovsky, 1987).

Het gevaar van circulaire beeldvorming, de 'selffulfilling prophecy'

Contacten waarbij een arbeidsprobleem naar voren kwam vonden relatief snel plaats na aanvang verzuim. Niet kon worden nagegaan hoe vaak de in het contact naar voren gekomen samenhang tussen werk en verzuimoorzaak daadwerkelijk is geverifieerd. Het contactregister wordt derhalve mogelijk mede opgebouwd aan de hand van voorlopige, subjectieve indrukken over aandoening en arbeidsprobleem. Het daarop stoelende vervolgonderzoek van werkplekken of groepen werknemers zal derhalve plaats moeten vinden met behulp van expliciet andere methoden dan die aanleiding hebben gegeven tot de classificatie in het contactregister. Daarbij kan gedacht worden aan vergelijking tussen werkplekken met een hoog versus laag contactrisico aan de hand van de objectieve meting van een operationeel gedefinieerd contrast. Voor problemen uit het gebied van het welzijn op de werkplek kunnen daarbij modules worden toegepast van het PBGO-nieuwe stijl (Weel et al, 1993).

Een klachtregister als alternatief voor het contactregister
De selectie van werknemers bij de opbouw van het contactregister zou voor een belangrijk deel kunnen worden voorkómen als van ieder begonnen verzuim de aandoening c.q. klacht en het eventuele arbeidsprobleem bekend zouden zijn. De ziekmelding – Eigen Verklaring – door de verzuimer zelf zou hiervoor het materiaal kunnen leveren. Hier is niet het eerste spreekuurcontact, maar het einde van het verzuimvrije interval de procesuitkomst die verklaard moet worden.

Dan kan bij toepassing van het Cox model van iedere werknemer de gehele observatieperiode worden gebruikt voor de schatting van het risico, zonder dat vertekening optreedt door afhankelijke waarnemingen (Clayton, 1988; Hammerle, 1989).

Ook wordt de schatting van de risico's niet verstoord door de subjectieve aspecten van het diagnostisch proces noch beperkt tot een selectie van de verzuimers. Dit laatste gaat gepaard met relatief wijde betrouwbaarheidsintervallen.

De Eigen Verklaring heeft een meerwaarde boven de diagnose, met name voor het gerichte, toegesneden onderzoek van minder talrijk bevolkte werkplekken.

Verzekeringsgeneeskunde vs. bedrijfsgezondheidszorg; prognose vs. etiologie

Aan de hand van het contactregister werd verband gelegd tussen afdeling en de duur van het aan het contact voorafgaande contactvrije interval.

Bij verzuim kan verband gelegd worden tussen afdeling en de duur van het verzuim. De effecten van de risicofactoren voor de *event*: eerste spreekuurcontact, kunnen daarom ook worden geschat voor de *event*: einde verzuim. Dit is in dit artikel niet uitgewerkt. Bij die laatste procedure accumuleren werknemers tijdens hun verzuim de persoondagen waarin zij 'at risk' zijn voor werkhervatting. In dat geval zijn de *risk sets* opgebouwd uit verzuimers waarvan er telkens een of meer verdwijnt door werkhervatting. De werkhervatting als *event* wordt verklaard aan de hand van het complete verzuimregister inclusief de

verzuimers met een ononderbroken verzuim.

Bij dit model komen de verzuim-*verlengende* factoren in beeld. Daarbij gaat het om de prognose, het vertrekpunt van reparatieve arbozorg voor individuele werknemers (Schalk 1989). Bij de in dit artikel uitgewerkte modelverklaring van het spreekuurcontact kwamen contact-*conditionerende* factoren in beeld. Daarbij ging het om de etiologie, het vertrekpunt van preventieve arbozorg voor groepen werknemers.

Dankwoord

Dank wordt uitgesproken jegens B.D. Beijderwellen, bedrijfsarts RBB voor het beschikbaar stellen van de gegevens en A.J. Kaptein, statistisch medewerker RBB voor het uitvoeren van de statistische bewerkingen.

Appendix

Aard van de belasting

0.0 Geen bijdrage arbeidsbelasting

1. Arbeidsinhoud; kwalitatief aspect

- .1 meubilair, gereedschap & materieel
- .2 houdingsaspecten
- .3 machinegebonden arbeid
- .4 perceptief – mentale aspecten
- .5 veiligheidsaspecten
- .9 ander kwalitatief aspect

2. Arbeidsinhoud; kwantitatief aspect

- .1 onderbelasting
- .2 overbelasting
- .3 piekbelasting
- .4 productiedwang
- .9 ander kwantitatief aspect

3. Arbeidsomstandigheden i.e.z.; materieel aspect

- .1 chemische/biologische verontreiniging
- .2 geluid
- .3 klimaat (binnen/buiten)
- .4 stank/vuil
- .5 stof/damp/gas/rook
- .6 verlichting
- .7 vibratie
- .9 ander materieel aspect

4. Arbeidsvoorwaarden; organisatie aspect

- .1 arbeidstijdverkorting medisch
- .2 niet passend vak/beroep/opleiding
- .3 eenzaam werk
- .4 overuren
- .5 ploegendienst
- .6 reorganisatie/afbouw van werk
- .7 vooruitzichten voor de loopbaan
- .8 werktijdregelingen/(telefonische) beschikbaarheid
- .9 ander aspect van de organisatie

5. Arbeidsverhoudingen; relationeel aspect

- .1 algemene werksfeer
- .2 relatie met chef
- .3 relatie met cliënten
- .4 relatie met collega's
- .5 relatie met ondergeschikten
- .6 relatie met publiek
- .9 ander relationeel probleem

9.9 Overige, onzekere of onbekende vormen van arbeidsbelasting

Literatuur

– Anderson, S., Auquier, A., Hauck, W.W. et al.; Statistical methods for comparative studies, techniques for bias reduction, blz. 264. John Wiley & Sons, New York etc., 1980.
– Antonovsky, A.; Unraveling the mystery of health. Jossey Bass Publ., London, San Francisco, 1987.

- Arbeidsinspectie. Arbo- en Verzuimbeleid, P-blad nr. 190, blz. 21, 23. Sdu Uitgeverij Plantijnstraat, Den Haag, 1994.
- Clayton, D.; The analysis of event history data: a review of progress and outstanding problems. *Stat. Med.* 7 (1988) 819-841.
- Cox, D.R.; Regression models and life-tables. *J. Roy. Stat. Soc.* 34 (1972) 187-202.
- Dijkstra, A.; De bedrijfsarts tussen werkplek en spreekkamer. *Tijdschr. Soc. Gezondheidsz.* 66 (1986) 644-648.
- Dijkstra, A.; Multivariate analysis in public health research. In: Rijckevorsel J.L.A., Bijleveld, C.C.J.H. A reader on applying statistics in public health and prevention, blz. 1-11. NIPG, Leiden, 1992.
- Glasser, J.H.; A stochastic model for industrial illness absenteeism. *Am. J. Pub. Health* 60 (1970) 1936-1944.
- Green, M.S., Symons, M.J.; A comparison of the logistic risk function and the proportional hazards model in prospective epidemiologic studies. *J. Chron. Dis.* 36 (1983) 715-724.
- Grobbee, D.E.; Het belang van psychologische factoren bij beroepsziekten: klinische epidemiologie, organisch ziektemodel en andere communicatieve obstakels. *Tijdschr. Soc. Gezondheidsz.* 71 (1993) 169-169.
- Hammerle, A.; Multiple-splend regression models for duration data. *Appl. Stat.* 38 (1989) 127-138.
- Heederik, D., Burdorf, L., Kromhout, H.; De glorievolle toekomst van de arbeidsepidemiologie. *Tijdschr. Soc. Gezondheidsz.* 71 (1993) 427-429.
- Hoshmer, D.W., Lemeshow, S.; Applied logistic regression, blz. 82. John Wiley & Sons, New York etc., 1989.
- Kleinbaum, D.G., Kupper, L.L., Morgenstern, H.; Epidemiologic research, principles and quantitative methods, blz. 431, resp. 83. Lifetime learning publications, London etc., 1982.
- Knapen, M., Graaff, M., de; Het BGD-spreekuur ontleed, blz. 15. Tandem Felix, Beek-Ubbergen, 1990.
- Moll van Charante, A.W.; Ongevalsrisico en bedrijfstak. *Tijdschr. toegepaste Arbowetenschap* 4 (1991) 42-48.
- Moll van Charante, A.W.; Risico-inventarisatie en -evaluatie door analyse van spreekuurgegevens. *Tijdschr. toegepaste Arbowetenschap* 8 (1995) 29-33.
- Rothman, K.J.; Modern epidemiology, blz. 64, resp. 202. Little, Brown & Comp., Boston/Toronto, 1986.
- Schalk, M.J.D.; Determinanten van veelvuldig kortdurend ziekteverzuim. Proefschr. Delwel, 's-Gravenhage, 1989.
- Schouten, E.G. Electrocardiographic indicators of autonomic balance and mortality, blz. 34. Proefschr. Hassink, Haaksbergen, 1991.
- Schröer, K.; Epidemiologie en arbeidsongeschiktheid: de kracht van het isolement versus de synergie van een onderzoeksgemeenschap. *Tijdschr. Soc. Gezondheidsz.* 71 (1993) 429-431.
- Smulders, P.G.W.; Comments on employee absence/attendance as a dependent variable in organizational research. *J. Appl. Psychol.* 65 (1980) 368-371.
- Smulders, P.G.W.; Wat is het onderzoeksdomein van de epidemiologie van arbeid en gezondheid? *Tijdschr. Soc. Gezondheidsz.* 71 (1993) 166-168.
- Stichting Medische Registratie. Classificatie van ziekten, systematisch, SMR, Utrecht, 1981.
- Sturmans, F., Dongen, M.C.J.M. van, Zielhuis, G.A.; Naar een gezonde werkomgeving, epidemiologie binnen de bedrijfsgezondheidszorg, blz. 111, 116. Dekker & van de Vegt, Nijmegen 1982.
- Weel, A.N.H., Broersen, J.P.J., Dijk, F.J.H. van, Meulenbeld, C.; Modulaire structuur voor vragenlijst periodiek bedrijfsgezondheidskundig onderzoek. *Tijdschr. toegepaste Arbowetenschap* 6 (1993) 2-9.
- Winter, C.R. de; Arbeid, gezondheid en verzuim als voorspellers van uitval uit het werk. NIPG, Leiden 1991.
- World Health Organisation. International classification of diseases ninth revision. WHO, Geneva, 1977.