

De spreiding in 8-uurs concentraties: lange termijn GSD's in de chemische industrie

T.M.L. Scheffers¹, J. Marquart², J.J. Twisk³

Samenvatting

Deze publicatie geeft inzicht in de spreiding van de dagelijkse blootstelling in gelijksoortige expositiegroepen in de chemische industrie. De van-dag-tot-dag spreiding, gekarakteriseerd in de Geometrische Standaard Afwijking (GSD) blijkt veel groter dan tot nu toe werd aangenomen. GSD's variëren van 2 tot 17, met een mediaan van 5,3. De fractie van de GSD die verklaard wordt door tijdstrends en tussenpersoonsvariatie is in deze meetseries beperkt. Mogelijke oorzaken voor de veel kleinere GSD's in het verleden zijn een veranderd blootstellingspatroon (afnemende achtergrondblootstelling en steeds verder differentiërend takenpakket) en de vroeger veelgebruikte worst-case meetstrategie.

Bij deze hoge waarden van GSD is het 95%-tiel, de waarde die meestal als toetsingscriterium voor grenswaarde-overschrijding wordt gebruikt, ten minste 2,5 keer hoger dan het rekenkundig gemiddelde over de langere duur, de maat voor de dosis en het risico bij blootstelling aan chronisch toxische stoffen.

Summary

Long term GSDs are reported of the daily exposure pattern in similar exposure groups in chemical industry. The GSDs vary between 2 and 17, with a median of 5.3. The exposure variability in daily exposure seems to be much higher than was assumed until recently. The fraction of the GSD explained by trends in time or between worker exposure variability seems to be irrelevant in these series. Possible causes of small GSDs in the past are a changed exposure pattern (decreasing background exposures and an increase of multi-craft jobs) and the worst-case exposure assessment strategies used in former days.

With these high values of GSD, the 95%-tile of the eight-hours exposures, the value used to test compliance or exceedance of the limit, is at least 2.5 times higher than the arithmetic mean exposure, the value most often used to estimate the dose and the risk of long-term exposure to chronic toxic agents.

Inleiding

Omdat blootstelling aan chemische stoffen op de werkplek zich meestal laat beschrijven met de log-normale verdeling, wordt als maat voor de spreiding in het algemeen de geometrische standaarddeviatie (GSD) gebruikt. De GSD is onder meer van belang, om te kunnen testen hoe groot de kans is dat een grenswaarde overschreden wordt [Spear en Selvin, 1989, Scheffers, 1994a, Rappaport et al., 1995, Mulhausen en Damiano, 1998]. Ook bepaalt de GSD het verschil tussen de rekenkundig gemiddelde blootstelling (de dosis) en de percentielwaarden (de overschrijdingskans). Het belang hiervan is uitgelegd in een eerdere publicatie [Marquart en Scheffers, 1999].

Kennis over voorkomende GSD-waarden heeft een groot praktisch belang en is dan ook reeds lang een onderwerp van studie. Leidel et al. [1977], vermelden als gebruikelijke GSD-waarden in de industrie: 1,5 tot 2,5. Buringh en Lanting [1991] vonden GSD's die veel-

al lagen tussen 1 en 5, met gemiddelden van 1,84 en 2,60 voor aaneengesloten, respectievelijk onderbroken meetreeksen. Kromhout et al. [1993] geeft medianen van GSD's voor verschillende gegroepeerde sets gegevens tussen 1,43 en 2,56. De GSD-range was van 1.23 tot 17.6. Rappaport [1993] beschouwt hoge GSD's als meetstrategische artefacten.

De auteurs (TS, JT) komen in hun praktijk echter bijna altijd GSD's van ten minste twee tegen en zien weinig reden deze te beschouwen als een gevolg van een foute meetstrategie. Het zijn de lange termijn GSD's van de acht-uurs blootstellingen binnen gelijksoortige expositiegroepen in de chemische industrie. Om nu te bepalen wat de GSD's zijn van de lange termijn, dagelijkse beroepsmatige blootstelling, is geprobeerd de eigen gegevens aan te vullen met gelijksoortige meetseries van collega's, uit de literatuur, en zijn de beheerders van Europese databases benaderd [Vinzenz et al., 1994]. De resultaten van deze actie worden in deze publicatie gegeven.

Methode

Lange termijn GSD's kunnen alleen worden bepaald met de baseline strategie [Hawkins, 1991]. Hierbij worden door het jaar heen, steekproefsgewijs en onafhankelijk van de werkzaamheden, acht-uurs metingen uit-

1. DSM Limburg BV, Arbeidshygiëne en Epidemiologie, Postbus 601, 6160 AP Geleen, theo.scheffers@dsm-group.com
2. TNO Voeding, Blootstellingsonderzoek, Postbus 360, 3700 AJ Zeist, marquart@voeding.tno.nl
3. Dow Benelux, Terneuzen.

gevoerd bij werknemers in 'similar exposure groups' [Mulhausen and Damiano, 1998]. Worst-case situaties zullen hier proportioneel in voor kunnen komen. Dat wil zeggen naar gelang de frequentie van voorkomen door het jaar heen. De baseline-strategie schat bij voldoende aantal metingen het langetermijnniveau (GM) en spreiding (GSD) zuiver. In experimenteel onderzoek wordt onzuiverheid voorkomen door a-select monsternemen van voldoende omvang en over een voldoende groot tijdsinterval. A-select monsternemen is in de jaren zeventig ook gepropageerd in de arbeidshygiëne [Leidel et al., 1977]. In observationeel onderzoek, waar toe het arbeidshygiënisch praktijkonderzoek moet worden gerekend, is een beperkte, gestratificeerde monsterneming een effectief surrogaat voor a-select monsternemen [Miettinen, 1985].

Om mogelijke vertekeningen te voorkomen zijn de volgende criteria gebruikt om meetreeksen te selecteren voor de analyse:

- PAS-metingen over 8-uur (of full-shift waarden, die tot 8-uurs waarden zijn omgerekend);
- minstens 20 metingen in het detectiegebied;
- meetperiode minstens 3 maanden;
- via een a-selecte of gestratificeerde meetstrategie verzameld;
- log-normale verdeling waarschijnlijk (gebaseerd op grafische beoordeling en enkele toetsen);
- metingen uit een zogenaamde 'similar exposure group';
- geen significante clusters van waarden;
- geen trend in de tijd.

Meetseries waarvan verwacht mag worden dat zij slechts een deel van de dagelijkse blootstelling binnen een gelijksoortige expositiegroep beschrijven zijn buiten de analyse gebleven. Dit zijn onder andere series die in korte tijd zijn verzameld, maar ook de worst-case series die enkel en dus disproportioneel de blootstelling tijdens karweien, stops of andere niet routinematige karweien of calamiteiten beschrijven.

Bewerkingen

GSD's zijn berekend uit de standaarddeviaties van de gelogarithmiseerde waarden met het programma HYGI-NIST [Scheffers 1994b]. Bij waarden buiten het detectiegebied, is de GSD berekend uit de waarden binnen het detectiebereik met behulp van de lineaire regressie door de logaritmen X_j van de ongecensureerde waarden en de bijbehorende rankits R_j [Fisher 1938]. Deze methode staat beschreven in Prescott (1970; section 5) en Scheffers (1994b; formule B-20):

$$GSD^G = \exp \left(\frac{\sum_{j=ll}^{j=ul} R_j \cdot x_j - \frac{\sum_{j=ll}^{j=ul} R_j \sum_{j=ll}^{j=ul} x_j}{M'}}{\sum_{j=ll}^{j=ul} R_j^2 - \frac{\left(\sum_{j=ll}^{j=ul} R_j \right)^2}{M'}} \right)$$

In deze formule zijn ll en ul de rangordnummers van de laagste de hoogste ongecensureerde concentratie en is M' het totaal aantal resultaten tussen de *detectiegrenzen* ($M'=ul-ll+1$). De formule is identiek aan de

klassieke, lineaire, alternatieve schatters van de spreiding van Gupta (1952, 5.2. formulas 31 t/m 35) en Sarhan (1962, p208 formula 10C.2.1 & 10C.2.2). Met Excel is de relatie tussen percentage 'niet gedetecteerde waarden' en de GSD onderzocht.

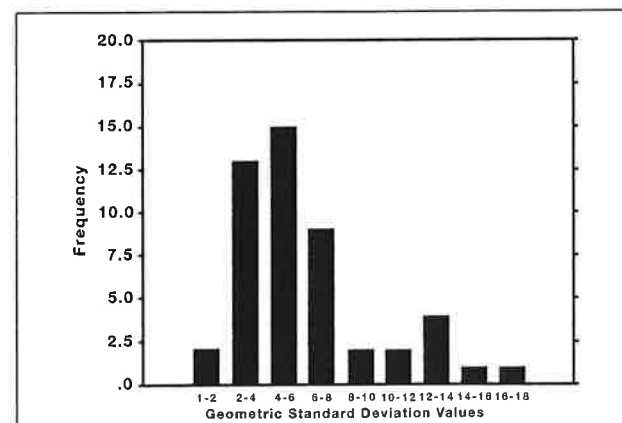
Van de verzamelde GSD's is de cumulatieve frequentieverdeling bepaald. Omdat vanuit de theorie verwacht mag worden dat een a-selecte serie GSD's door een log-normale verdeling kan worden beschreven, is deze hypothese onderzocht.

Resultaten

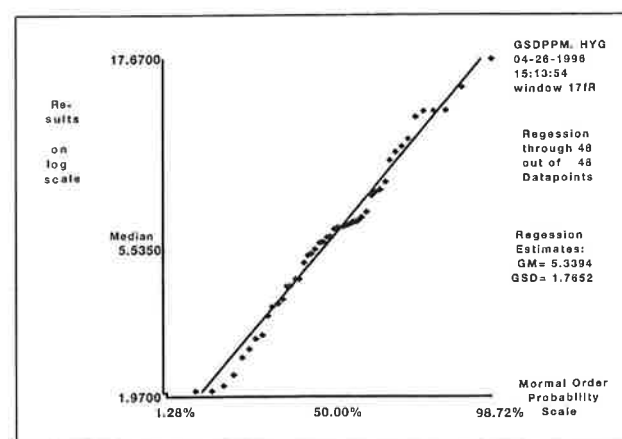
Europese databases rapporteerden schriftelijk geen langetermijnmeetseries te bezitten. Ook in de literatuur werden geen lange termijn GSD's gevonden, die de dagelijkse blootstelling beschreven. Verrassend genoeg bleken alleen de bedrijven van de auteurs (TS, JT) bruikbare, langetermijnmeetseries geregistreerd en beschikbaar te hebben.

Van de 72 beschikbare meetseries voldeden 48 langetermijnseries aan de gestelde criteria. Tien series vielen af, omdat het aantal meetuitkomsten tussen de detectiegrenzen kleiner was dan 20. Veertien andere series vielen af, omdat ze niet log-normaal waren verdeeld. De overblijvende series zijn deels a-select, deels gestratificeerd.

De analyse is uitgevoerd op 2504 acht-uurs concentraties van 15 verschillende gassen en dampen, waaronder acrylonitril, benzeen, butadien, ethylene oxide, stikstof dioxide, vinyl chloride monomeer en zwaveldioxide. Het gemiddeld aantal metingen per serie bedroeg 52 (spreiding: 20 - 209). Ongeveer de helft van de meetseries had minstens 5% van de meetwaarden onder de detectiegrens. De detectieondergrens lag tus-



Figuur 1



Figuur 2

sen 0,01 ppm en 0,1 ppm. De GSD's in de 48 series (zie tabel 1) hebben waarden tussen 1,97 en 17,7, met een mediaan van 5,4. Het histogram (figuur 1) toont een links scheve verdeling. De cumulatieve frequentieverdeling op een log-waarschijnlijkheidsschaal (figuur 2) en de Shapiro 'goodness-of-fit' test (27%) steunen de veronderstelde de log-normale verdeling van de GSD's.

Extrapolatie

De hier gepresenteerde meetseries voldoen aan strikte criteria voor langetermijnseries, waarbij vooral ook aandacht is besteed aan de lange termijn van de periode waarin metingen zijn gedaan. De zo gevonden GSD's vertonen een grote spreiding. De laagst bepaalde GSD is ongeveer 2 en de hoogste is meer dan 17. Uitgaande van een log-normale verdeling van GSD zijn de 5- en 95-percentielen ongeveer 2 en ongeveer 14. De betekenis van dergelijke GSD's kan worden getoond door vanuit de GSD's de 5- en 95-percentielen van de verdeling behorend bij de GSD te berekenen. Hiervoor wordt de volgende formule gebruikt, die de relatie tussen het geometrisch gemiddelde (GM) en het percentiel van een log-normale verdeling weergeeft [Leidel et al. 1977]:

$$\text{Perc } \% = \text{GM} \cdot \text{GSD}^z \quad (1)$$

waarin: Perc % = de percentiel waarde in ppm of mg/m³;
GM = het geometrisch gemiddelde van de verdeling;
z = de standaard normale variabele horend bij de kans;
GSD = de geometrische standaarddeviatie van de verdeling.

In tabel 2 worden de factoren gegeven waarmee de GM vermenigvuldigd moet worden om bij verschillende GSD's de 5- en 95-percentielen te berekenen.

GSD	Vermenigvuldigingsfactor 5-percentiel	Vermenigvuldigingsfactor 95-percentiel
2,0	0,3	3
5,3	0,06	16
14,0	0,013	77

Tabel 2. Factoren waarmee het GM moet worden vermenigvuldigd om het 5- en 95-percentiel van de log-normale verdeling te berekenen

Bij een GSD van 2 ligt 90 procent van de waarden tussen 0,3 en 3 maal het GM, ofwel binnen een factor 10 (één decade), bij een GSD van 5,3 (de mediaan in de meetseries) binnen een factor van ongeveer 250 (ruim twee decades) en bij een GSD van 14 binnen een factor van ongeveer 6000 (bijna vier decades)! Dit laatste betekent, dat met een 5-percentiel van 0,01 ppm het 95-percentiel ongeveer 60 ppm is. Voor vluchtige organische verbindingen een ruime maar niet onwaarschijnlijke verdeling.

Discussie

In het verleden zijn diverse series GSD's gepubliceerd. Niet altijd is duidelijk of aan criteria voor het voorkomen van vertekening is voldaan in de gepubliceerde series. Dit kon meestal niet uit de publicaties worden afgeleid. Voor zover bekend is dit de eerste serie gepubliceerde GSD's van langetermijnreeksen die op grond van strikte criteria vrij kan worden verondersteld van onderschatting en andere vertekening. Hoewel het niet voldoen aan die criteria niet automatisch betekent dat een meetreeks een vertekende GSD heeft, is enige twijfel

fel in zo'n geval wel op zijn plaats. Dat veel databases geen series konden leveren die aan de strikte criteria voldeden, ondersteunt deze stelling.

In eerder verschenen publicaties worden GSD's genoemd die meestal lager zijn, dan de hier gevonden GSD's. Buringh en Lanting [1991] vonden dat korte series (n < 7) en aaneengesloten series lagere GSD's te zien gaven dan lange of onderbroken series. Een mogelijke verklaring hiervoor, is het optreden van 'autocorrelatie': het afhankelijk zijn van een meetwaarde van vorige meetwaarden. Dit treedt bijvoorbeeld op, als de determinanten van blootstelling een bepaald patroon volgen, zoals cycli in het productieproces, of het patroon van de windsnelheden en richting, die de natuurlijke ventilatie beïnvloeden. Andere auteurs betwijfelen de relevantie van 'autocorrelatie' in arbeidshygiënische meetseries [Francis et al., 1989, Kumagai et al., 1993, George et al., 1995].

Waar dit artikel de stelling verdedigt dat de spreiding in de blootstelling veel groter is dan tot nu toe werd gerapporteerd, probeert de groep rond Kromhout en Rappaport juist de spreiding te verklaren. Het gaat dan met name om de tussen persoonsverschillen die in een gelijksoortige expositiegroep voorkomen (per definitie want iedere mens is anders) en de dalende trend in blootstelling door de jaren heen [Kromhout en Vermeulen, 2000]. Kromhout et al. [1993] onderzochten diverse invloeden op de GSD, waarbij vooral het type industrie en het buiten of binnen werken van belang bleken. Bovendien schatten zij de binnen- en tussenpersoonsvariatie op basis van de meetwaarden. Een deel van hun reeksen zijn in ieder geval geen langetermijnreeksen, maar reeksen metingen op achtereenvolgende dagen of in 2 of 3 achtereenvolgende meetweken verzamelde reeksen. Andere reeksen uit hun onderzoek omvatten jaren. Zij veronderstellen dat de grotere binnen-persoonsvariatie bij reeksen met meer metingen wellicht het gevolg is van een langere periode van meten. Daarnaast is van enkele reeksen uit hun publicatie bekend, dat de kans op vertekening door selectie vrij groot is (bijvoorbeeld: Geuskens et al., 1992 en Marquart et al., 1989), omdat in die onderzoeken bewust metingen zijn gedaan als bepaalde werkzaamheden of taken door de werknemers werden verricht. Andere taken die de betrokken werknemers ook verrichtten, met andere blootstelling, zijn niet meegenomen. Selectiebias treedt op als er alleen onder 'normale procesomstandigheden' of alleen onder 'worst-case' situaties gemeten wordt. Hierdoor worden de hoogste of de laagste waarden buiten de verdeling gehouden. Selectie bias is ook gekoppeld aan 'diagnostisch meten'. Arbeidshygiënist zijn getraind in het vinden van worst-case situaties en hebben er, volgens eigen zeggen, zelfs een fijne neus voor. Zij zullen weinig of geen metingen uitvoeren in blootstellingssituaties met een relatief laag blootstellingsrisico. Ook wordt er soms niet gemeten als het normale werk niet gebeurt, bijvoorbeeld omdat de productie-apparatuur kapot is ('er is nu toch niets te meten'). Hiermee verdwijnen de laagste waarden uit de verdeling die vaak ordegrottes lager kunnen zijn dan de waarden bij normale productie. De focus op worst-case was bij één van de Scandinavische databases zelfs zo sterk dat ze de niet detecteerbare, lage meetuitkomsten niet in het systeem invoeren! Zo'n sterke focus leidt niet alleen tot overschatting van het blootstellingsniveau maar ook tot een onderschatting van de spreiding. In deze publicatie is niet nagegaan of de reeksen van andere auteurs wellicht ook nog andere kenmerken vertoonden, die in het algemeen leiden tot onderschat-

ting van de GSD. In het algemeen leiden de volgende kenmerken tot onderschatting van de GSD:

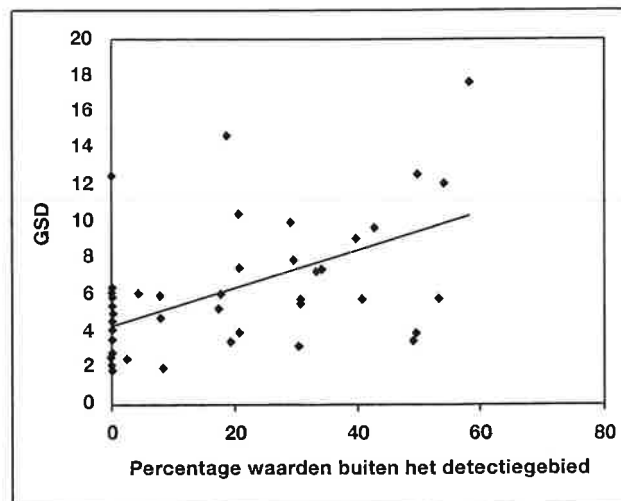
- kleine meetreeksen;
- korte periode (enkele dagen tot weken), waarin de metingen worden gedaan;
- beperkte log-normaliteit;
- onzuivere methoden om met waarden buiten het detectiegebied om te gaan;
- groeperen van uitkomsten, bij beperkte meetnauwkeurigheid (vooral bij stof en vezels);
- potentiële autocorrelatie tussen de meetwaarden (samenhangend met korte perioden);
- selectiebias.

Francis et al. [1989] concludeerden, dat 'autocorrelatie' meestal weinig relevant is in arbeidshygiënische meetreeksen, zowel op theoretische gronden, als door bestudering van een zeer beperkt aantal meetreeksen.

Onduidelijk is of hierbij ook de effecten van relatief grote 'sprongwijze' variatie in blootstelling voldoende is meegenomen. Door allerlei factoren, zoals productieschema's en batches die gedraaid worden, kunnen procesomstandigheden gedurende langere perioden min of meer gelijk blijven om vervolgens vrij sterk te veranderen, waarna ze weer voor langere tijd ongeveer gelijk blijven. Als binnen een korte periode gemeten wordt, is de kans groot dat alleen metingen in één van de productieperioden worden gedaan en blijft de spreiding vrij gering, maar wordt ook geen autocorrelatie ontdekt. Een alomvattende meetserie (baseline) zou meer spreiding geven.

De reeksen in dit onderzoek hebben soms vrij veel waarden buiten (meestal beneden) het detectiegebied. De effecten daarvan op de schatting van de GSD zijn door de gekozen schattingsmethode zo goed mogelijk voorkomen [Scheffers, 1994b]. Er blijkt een significante correlatie tussen GSD en het percentage waarden buiten de detectiegrenzen (figuur 3), met een verklaarde variatie van $R^2 = 0,31$ ($p < 0,001$). Dit hoeft echter niet te duiden op vertekening. Meetmethoden hebben een detectiebereik van 2 tot hooguit 5 ordes van grootte (DOHSBase 2000) en, zoals uit tabel 1 blijkt, een GSD van 14 komt overeen met een range van bijna 4 ordes van grootte. Veel waarden onder de detectiegrens betekent in het algemeen veel lage waarden. Als die samengaan met detecteerbare hoge waarden, dan wordt de GSD ook daadwerkelijk hoog. Bij weinig waarden onder de detectiegrens is het aantal lage waarden veel kleiner en is dus ook de spreiding (afstand tussen laagste en hoogste waarden) en daarmee ook de GSD lager. De gebruikelijke methode om voor niet detecteerbare waarden de helft van de detectiegrens aan te houden leidt natuurlijk tot een soms forse onderschatting van de GSD.

Alle reeksen uit dit onderzoek zijn afkomstig uit de chemische procesindustrie. Het is duidelijk dat de resultaten niet zonder meer geldig verklaard kunnen worden voor andere blootstellingsituaties. Er zijn diverse redenen waarom variatie in blootstelling in de chemische procesindustrie hoog kan zijn. Door het sterk geautomatiseerde en gesloten karakter van de processen, grotendeels in installaties in de buitenlucht, is de achtergrondblootstelling in het algemeen laag. Anderzijds zijn er af en toe handelingen bij of met installaties, waaruit mogelijk toch enige emissie plaatsvindt. Dit geldt bijvoorbeeld voor het aan- en afsluiten van transportleidingen bij het vullen van tankwagens. Ook bij controlerondes zal af en toe enige blootstelling kunnen optreden, omdat systemen nooit



Figuur 3. GSD in relatie tot percentage waarden buiten het detectiegebied

helemaal voor de volle honderd procent gesloten zijn. De blootstelling zal dus vaak heel laag zijn, soms wat hoger, en af en toe relatief hoog (ten opzichte van het achtergrondniveau). Dit leidt tot vrij grote GSD's. De invloed van de omstandigheden in de buitenlucht (sterke variaties in klimaat) draagt daar ook aan bij. In lijn hiermee is Kromhout's bevinding dat de kleinste tussenpersoonsvariatie en grootste binnenpersoonsvariatie is gevonden bij groepen die in intermitterende processen buiten werken.

Het is te verwachten, dat GSD's bij werkers, die routinematig werk in gecontroleerde situaties binnen doen, lager zijn, zoals ook door Kromhout et al. [1993] werd gevonden. De laagste GSD's zijn te verwachten in situaties, waarin weinig taakafwisseling bestaat en het productieproces en de omgevingsfactoren tot in hoge mate gestandaardiseerd zijn, bijvoorbeeld om uitermate gelijkmatige kwaliteit van producten te bereiken. Dit werkpatroon was ook zeer kenmerkend voor de jaren vijftig en zestig, toen de eerste meetseries werden uitgevoerd. Tegenwoordig voeren werknemers veel meer taken uit (multi-tasking) en is hun blootstellingspatroon navenant gevarieerder.

Nadat dit artikel ter review was aangeboden, wezen Kromhout en Vermeulen [2000] in een belangwekkend editorial op de bevinding dat in dataseries over de jaren de periode 1967 t/m 1996 een dalende trend van 6 procent per jaar te zien was. Een afnemende trend is ook in meerdere van de hier gerapporteerde series waargenomen. In de benzeen-serie over de periode 1978-1996 zit een gemiddelde daling van 10 procent per jaar. De afnames zijn echter eerder in de vorm van discrete stappen dan van een eenparige trend. Daarom zijn drie achtereenvolgende periodes van ongeveer vijf jaar in de tabel opgenomen. Het is niet bekend of de dataseries waar Kromhout [2000] naar verwijst eenparig dan wel discreet dalen. Uitgaande van een eenparige trend neemt, bij 10 procent daling per jaar, over vijf jaar de GM af met $10^{(-5 \cdot 1)} = 70\%$. In dit loglineaire geval geven twee steekproeven aan het begin en het eind van de vijfjaars periode een overschatting van de GSD van hooguit 0.5 te zien. In de tabel overschrijdt alleen de vinylchloride-serie een observatieduur van tien jaar, maar in die periode was er geen daling waarneembaar. Deze daling trad wel op in de periode daarna, zoals eerder in dit tijdschrift is gepubliceerd [Scheffers, 1999].

Betekenis van gevonden GSD's

De hoogte van de GSD bepaalt de mate waarin hoge percentielen van de verdeling afwijken van het rekenkundig gemiddelde [Marquart en Scheffers, 1999]. Bij GSD's tussen (ongeveer) 2 en (ongeveer) 13 is het 95-percentiel van de verdeling minimaal 2,5 keer zo hoog, als het rekenkundig gemiddelde. Dit is een belangrijk gegeven, omdat er redenen zijn om te veronderstellen dat vooral de totale dosis over langere duur samenhangt met het risico op chronische effecten, en dit voor stochastisch genotoxisch carcinogenen in Nederland het uitgangspunt is achter de berekening van het verbods- en streefrisico [Marquart et al., 1999]. Het streven van de overheid is, dat 8-uurs tijdgewogen gemiddelden onder de wettelijke grenswaarden of MAC-waarden (de norm) blijven. Pragmatisch kan dit vertaald worden in een overschrijdingskans van de norm (voor individuele 8-uurs waarden) van kleiner dan 5 procent. Het 95-percentiel van de lognormale blootstellingsverdeling zal dan onder de norm blijven. In de chemische procesindustrie in Nederland ligt de GSD nagenoeg altijd tussen de 2 en 13. Als in deze industrie het 95-percentiel onder de norm wordt gehouden, dan is het risico (uitgaande van lineaire dosis-risico-relaties) dus minimaal 2,5 keer lager, dan het risico behorend bij langdurige blootstelling aan precies de norm. Voor stochastisch genotoxische carcinogenen wordt zo dus berekend, dat het risico op kanker minimaal 2,5 keer beneden het berekende verbodrisico zal liggen, uitgaande van een norm die op het verbodrisico is gebaseerd. Dit betekent dat een enkele overschrijding van de norm niet automatisch inhoudt, dat het risico groter is dan het genormeerde risico.

Conclusies

De range van GSD-waarden in meetreeksen uit de chemische procesindustrie in de jaren tachtig en negentig in Nederland blijkt veel hoger, dan de GSD-ranges die in eerdere publicaties zijn genoemd. Dit komt mogelijk door toegenomen activiteitenintegratie in één functie (multicraft) en afnemende achtergrondconcentraties in de afgelopen decennia. Ook verschillen in meetstrategie kunnen dit verschil verklaren.

De waargenomen GSD's houden in dat het rekenkundig gemiddelde (een maat voor het risico bij langdurige blootstelling) ten minste 2,5 keer lager is dan het 95-percentiel (de norm voor de kans op grenswaarde overschrijding). Als dus in minder dan 5 procent van de gevallen een individuele meetwaarde boven de grenswaarde ligt, dan is de langetermijnblootstelling minstens 2,5 keer lager dan de grenswaarde.

Referenties

- Buringh, E., R. Lanting (1991). Exposure variability in the workplace: Its implications for the assessment of compliance. *American Industrial Hygiene Association Journal* (52) 6-13.
- DOHSBase (2000). De Nederlandse standaard voor Arbeidshygiënische grenswaarden en meetmethoden. Computer programma. DOHSBase v.o.f. Eersel.
- Fisher R.A., Yeates F. Statistical tables for biological, agricultural and medical research. New York: Hafner (1938) 6^e edition 1963 Table 20.
- Francis, M., S. Selvin, R. Spear, S. Rappaport (1989). The effect of autocorrelation on the estimation of workers' daily exposures. *American Industrial Hygiene Association Journal* (50) 37-43.
- George, D.K., M.R. Flynn, R.L. Harris (1995). Autocorrelation of interday exposures at an automobile assembly plant. *American Industrial Hygiene Association Journal* (56) 1187-1194.
- Geuskens, R.B.M., Van der Klaauw, M.M., Van der Tuin, J. and Van Hemmen, J.J. (1992) Exposure to styrene and health complaints in the Dutch Glass-reinforced plastics industry. *Annals of Occupational Hygiene* (36) 47-57.
- Gupta A.K. Estimation of the mean and the standard deviation of a Normal population from a censored sample. *Biometrika* 39 (1952) 260-273.
- Hawkins N.C., Norwood S.K., Rock J.C. (eds.) (1991). A strategy for occupational exposure assessment. AIHA Akron, Ohio 179p. ISBN 0-932627-46-3.
- Kromhout, H., Symanski, E., Rappaport, S.M. (1993). A comprehensive evaluation of within- and between-worker components of occupational exposure to chemicals. *Annals of Occupational Hygiene* (37) 253-270.
- Kromhout, H., Vermeulen R. (2000). Long-term trends in occupational exposure: are they real? What causes them? What shall we do with them? Invited Editorial. *Annals of Occupational Hygiene* (44) 325-327.
- Kumagai, S., I. Matsunaga, Y. Kusaka, (1993). Autocorrelation of short-term and daily average exposure levels in workplaces. *American Industrial Hygiene Association Journal* (54) 341-350.
- Leidel, N.A., K.A. Bush, J.R. Lynch (1977). Occupational exposure sampling strategy manual. NIOSH (Cincinnati, OH).
- Marquart, H., Visschers, M., Smid, T. and Heederik, D. (1989) Pulmonary function of welders of zinc-coated mild steel: cross-sectional analysis and changes over five consecutive work-shifts. *American Journal of Industrial Medicine* (16) 289-296.
- Marquart J. en T.M.L. Scheffers (2000). Beoordelen van beroepsmatige blootstelling aan chronisch toxische stoffen met en zonder drempeldosis via een 8-uurs MAC. Tijdschrift voor toegepaste Arbeidwetenschap (submitted).
- Marquart, J., T.M.L. Scheffers, P.M.J. Bos, W.F. ten Berge, J.J. van Hemmen (1999). Normering van stoffen met chronische effecten. Tijdschrift voor toegepaste Arbeidwetenschap (4) 38-48.
- Miettinen O.S. Theoretical Epidemiology Principles of occurrence research in medicine. Wiley (1985) ISBN 0-471-86769-1.
- Mulhausen, J., J. Damiano (1998). A strategy for assessing and managing occupational exposures. 2nd ed. AIHA Press (Fairfax, VA).
- Prescott P. Estimation of the standard deviation of a Normal population from double censored samples. *Biometrika* 57 (1970) 409-419.
- Rappaport, S.M., R.H. Lyles, L.L. Kuper (1995). An exposure-assessment strategy accounting for within- and between-worker sources of variability. *Annals of Occupational Hygiene* (39) 469-495.
- Sarhan A.E., Greenberg B.G. Contributions to Order Statistics. New York: John Wiley (1962) 212.
- Scheffers T.M.L. (1994a). Letter to the editor. *American Industrial Hygiene Association Journal* (55) 873-874.
- Scheffers T.M.L. (1994b). HYGINIST, A computer program for the Lognormal evaluation of air exposure data. Scheffers IHPC, Maastricht 140p. ISBN 90-801900-1-2.
- Scheffers T.M.L., Marquart J., Cleef, M van (1999). Controle van een grenswaarde met een lange middelduur: Vinylchloride monomeer. Tijdschrift voor toegepaste Arbeidwetenschap (2) 14-17.
- Spear, R.C., S. Selvin (1989). OSHA's Permissible Exposure Limits: regulatory compliance versus health risks. *Risk Analysis* (9) 579-586.
- Vinzents, P., B. Carton, P. Fjeldstad, B. Rajan, R. Stamm (1994). Extraction of core information and possibilities for comparison between European databases for occupational air pollution measurements. The European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (Dublin).

Stof	Meet Periode	Aantal meetuitkomsten	Log Normaleit Shapiro %	Detectie ondergrens (PPM)	Detectie bovengrens (PPM)	Aantal in het detectie gebied	Log-Normaliteit (grafisch)	Spreiding GSD
Acrylonitrile	1987.55-1991.64	103	-	0.05		52	Ja	3.99
Acrylonitrile	1991-1994	81	-	0.05		38	Ja	5.88
Acrylonitrile	1991.18-1995.76	37	-	0.01		22	Ja	5.87
Acrylonitrile	1991.02-1996.02	51	-	0.01		36	Ja	7.94
Acrylonitrile	1989.68-1996.02	21	8.47			21		5.52
Benzene	1978-1983	209	-	0.10		173	Ja	5.33
Benzene	1984-1986	48	-	0.05		22	Ja	12.12
Benzene	1987-1993	38	-	0.05		23	Ja	9.12
Benzene	1987.88-1995.68	47	-	0.05		31	Ja	7.44
Benzene	1989-1995	72	-	0.05		50	Ja	5.55
Benzene	1988-1993	24	53.54			24		4.94
Benzene	1988.05-1996.06	41	9.74			41		5.31
Benzene	1991.12-1996.16	27	6.54			27		6.29
Benzene	1986.04-1987.96	73	-	0.10		58	Ja	4.00
Benzene	1986.04-1987.96	57	-	0.30		29	Ja	3.56
Benzene	1988.03-1989.86	52	-	0.01		48	Ja	6.01
Benzene	1988.08-1989.65	22	29.84			22		4.66
Butadiene(1.3-)	1981.36-1995.47	116	-	0.05		92	Ja	10.50
Butadiene(1.3-)	1991-1994	40	-	0.05		20	Ja	12.60
Butadiene(1.3-)	1991.26-1994.75	40	-	0.05		20	Ja	12.58
Butadiene(1.3-)	1987.57-1995.95	48	-	0.05		39		14.70
Butadiene(1.3-)	1986.52-1993.78	45	-	0.03		30	Ja	7.28
Butadiene(1.3-)	1986.52-1993.86	42	-	0.03		24	Ja	9.65
Butadiene(1.3-)	1986.52-1994.00	63	-	0.03		50	Ja	7.54
Butadiene(1.3-)	1986.55-1993.93	72	-	0.03		50	Ja	5.82
Dicyclopentadien	1987.42-1990.88	53	-	0.05		22	Ja	17.67
Ethyleenoxide	1986.07-1994.90	47	-	0.03		38	Ja	3.48
Ethyleenoxide	1986.55-1993.93	43	-	0.03		30	Ja	3.28
Fenol	1989.92-1995.53	36	6.57			36		2.82
Fenol	1988.38-1995.89	42	-		1.0	41	Ja	2.50
Heptaan isomeren	1989-1992	38	42.25			38		12.54
Hexaan isomeren	1988.28-1991.47	37	50.24			37		6.50
Hexaan(n-)	1988.28-1991.47	37	9.44			37		5.94
Stikstofdioxide	1988-1994	41	28.34			41		4.17
Stikstofdioxide	1988-1994	41	28.35			41		4.17
Stikstofdioxide	1987-1993	26	37.78			26		5.10
Stikstofdioxide	1988-1993	20	12.14			20		3.66
Stikstofdioxide	1986.92-1987.92	50	-		200.0	46	Ja	2.00
Stikstofdioxide	1988.92-1993.29	50	34.05			50		2.64
Stikstofdioxide	1986.92-1987.92	25	73.70			25		2.23
Stikstofdioxide	1988.00-1993.29	27	66.66			27		2.00
Tolueen	1988-1993	38	-	0.05		27	Ja	10.00
Vinylchloride	1981-1992	68	-	0.03		56	Ja	6.10
Vinylchloride	1981-1992	191	-	0.05		176	Ja	4.87
Vinylchloride	1991-1992	47	20.88			47		2.90
Vinylchloride	1981.14-1991.32	24	-		25.0	23	Ja	6.14
Zwavel dioxide	1988.05-1993.87	34	18.94			34		1.97
Zwavel dioxide	1988-1993	20	20.25			20		2.08

Tabel 1. Kengetallen van de 48 Meetseries met 8-uurs metingen aan Gassen en Dampen (ppm) bij DSM Geleen en DOW-Chemical Terneuzen