

**KONINKLIJK NEDERLANDS  
METEOROLOGISCH INSTITUUT**

**WETENSCHAPPELIJK RAPPORT  
SCIENTIFIC REPORT**

**W.R. 78-16**

**G.J. Cats**

**Over de schatting van frequentie-  
verdelingen en luchtverontreiniging.**



---

**De Bilt, 1978**

Publikationsnummer: K.N.M.I. W.R. 78-16 (MO)

U.D.C.: 551.510.42

SAMENVATTING

In dit verslag wordt een empirische methode om frequentieverdelingen van luchtverontreiniging te schatten beschreven. De methode is getoetst in het Rijnmondgebied, in Enschede en Sas van Gent. Hoewel geen verificatie mogelijk is in het geval van toepassing van de methode op één enkele bron in een overigens schoon gebied, wordt een beschrijving gegeven hoe de methode in dat geval kan worden gebruikt. Met behulp van enkele figuren, die in dit verslag worden gegeven, kunnen frequentieverdelingen met slechts een zakrekenmachine worden geschat, als lange-termijn gemiddelde concentraties bekend zijn. Enkele voorbeelden illustreren de methode.

Estimating air pollution frequency distributions

ABSTRACT

An empirical method to obtain air pollution frequency distributions from long-term average concentrations is described. The method has been verified in the Rijnmond area and two other industrial/urban areas in the Netherlands. Although no verification exists for the case of a single source in an - apart from that source - unpolluted area, the method has been extended to that case. With the aid of the given graphs the method can be applied using only a pocket calculator, if long-term average concentrations are known. Some examples illustrate the application of the method.

LIJST VAN GEBRUIKTE SYMBOLEN

B	Breedte van de windrichtingssector.
dd	Aanduiding van windrichtingssector
$e_c$	Excentriciteit van de concentratie c in een lognormale verdeling; $c = C, \chi, 3\bar{\chi}$ etc.
$e_c^{dd}$	Idem, nu binnen één windrichtingssector dd.
$k_c$	Overschrijdingskans van de concentratie c; $c = C, \chi, 3\bar{\chi}$ etc.
$k_c^{dd}$	Idem, echter binnen één windrichtingssector.
P(dd)	Kans van optreden van de windrichtingssector dd.
x	Afstand tot de bron.
$\gamma$	Verhouding tussen 98-percentiel en gemiddelde concentratie.
$\gamma^{dd}$	Verhouding tussen 98-percentiel van de windrichtingssector dd en de gemiddelde concentratie in de windrichtingssector dd.
$\sigma$	Spreiding in de logaritmen van de concentraties.
$\mu$	Gemiddelde van de logaritmen van de concentraties.
$\bar{\chi}$	Gemiddelde van de concentraties, berekend over lange termijn (1 jaar).
$\bar{\chi}^{dd}$	Idem, berekend over die situaties, waarin de windrichting in de sector dd lag.
$\chi_{98}$	98-percentiel van de concentraties, berekend over lange termijn (b.v. 1 jaar).
$\chi_{98}^{dd}$	Idem, berekend over die situaties, waarin de windrichting in de sector dd lag.
$\bar{\chi}_c$	Berekende bijdrage van de puntbron aan de lange-termijn gemiddelde concentratie.
$\bar{\chi}_s^{dd}$	Berekende bijdrage van de puntbron per windrichtingssector, gemiddeld over die uren dat de wind in die sector lag.

NOTATIONS

B	Width of wind direction sector.
dd	Wind direction sector.
$e_c$	Excentricity of concentration c in the lognormal distribution.
$e_c^{dd}$	The same, within the wind direction sector dd.
$k_c$	Probability that the concentration c is exceeded.
$k_c^{dd}$	The same, within the wind direction sector dd.
P(dd)	Probability that the wind direction is within the sector dd.
x	Distance to the source.
$\gamma$	Ratio of 98-percentile to long-term average concentration.
$\gamma^{dd}$	Ratio of 98-percentile of the sector dd and the average concentration of the sector dd.
$\sigma$	Deviation in the concentration logarithms.
$\mu$	Average of the concentration logarithms.
$\bar{\chi}$	Long-term (1 year) average concentration.
$\bar{\chi}^{dd}$	The same, but only calculated from the hours with wind direction within dd.
$\chi_{98}$	Long-term (1 year) 98-percentile.
$\chi_{98}^{dd}$	The same, but only calculated from the hours with wind direction within the sector dd.
$\bar{\chi}_c$	Calculated point source contribution to the long-term average concentration.
$\bar{\chi}_s^{dd}$	Calculated point source contribution, averaged over the hours with wind direction within the sector dd.

INHOUD

- I. INLEIDING
- II. BESCHRIJVING VAN DE METHODE OM HOGERE PERCENTIELEN  
TE SCHATTEN
  - II.1 Inleiding
  - II.2 Empirische relaties
  - II.3 De methode
- III. TOEPASBAARHEID EN NAUWKEURIGHEID VAN DE METHODE
- IV. CONCLUSIES

APPENDICES:

- A. VOORBEELDBEREKENINGEN
- B. OMREKENING VAN PERCENTIELWAARDEN NAAR ANDERE  
MIDDELINGSTIJDEN
- C. ENIGE FORMULES BETREFFENDE DE LOGNORMALE VERDELING

OVER DE SCHATTING VAN FREQUENTIEVERDELINGEN  
VAN LUCHTVERONTREINIGING

G.J. Cats

I. INLEIDING

In verband met het verlenen van vergunningen tot emissie van luchtverontreiniging, zal men de concentraties van luchtverontreiniging willen schatten alvorens de bronnen in gebruik worden genomen. Men is hierbij geïnteresseerd in zowel de te verwachten lange-termijn gemiddelde concentratie als in te verwachten piekwaarden. De normen in Nederland bevatten meestal bepalingen betreffende het lange-termijn gemiddelde en de hogere percentielwaarden.

Men definieert het P-percentiel van een frequentieverdeling van luchtverontreiniging als die concentratie, die in P procent van de tijd niet wordt overschreden; het 50-percentiel is de concentratie die in de helft van de tijd niet wordt overschreden; men noemt het de mediaan van de verdeling. Een hoger percentiel is b.v. het 98-percentiel. Omdat dat slechts in 2 % van de tijd wordt overschreden, geeft het een indruk van de hoge concentraties die voorkomen.

In het Rapport van de Kleine Commissie (1976) wordt een model beschreven, waarmee men lange-termijn (één seizoen of langer) gemiddelde concentraties kan uitrekenen. Dit model is gebaseerd op het Gaussische pluimmodel. Het Gaussische pluimmodel gaat uit van veronderstellingen waaraan in de praktijk nooit is voldaan (b.v. homogene, stationaire atmosferische omstandigheden).

Deze veronderstellingen zullen fouten in de berekende resultaten introduceren. Men mag daarom het Gaussische pluimmodel alleen gebruiken, als deze fouten worden uitgemiddeld. Modellen, gebaseerd op het Gaussische pluimmodel, zijn dan ook niet geschikt om kortdurende, maximale concentraties of hogere percentielen te



schatten: deze hoge concentraties komen slechts voor op enkele dagen per jaar, zodat men niet mag verwachten dat de fouten door middeling worden gereduceerd.

In dit rapport wordt een methode beschreven voor het schatten van de wijzigingen in de hogere percentielen, die optreden door het in gebruik nemen van een puntbron. De methode is beschreven in ref. [1] en gebaseerd op empirische relaties, die werden verkregen bij bestudering van uurlijkse  $SO_2$ -gegevens uit het Rijnmondgebied gedurende de periode 1971-1974.

Omdat de methode is gebaseerd op empirische relaties, is ze in principe van tijdelijk karakter. Bij ingrijpende wijzigingen in emissiepatronen kan ze aanpassing behoeven. Bovendien is de toepasbaarheid van empirische relaties beperkt. Aan de beperkingen wordt aandacht besteed in hoofdstuk III.

De methode wordt in detail beschreven in hoofdstuk II. Twee voorbeeld-berekeningen zijn toegevoegd in Appendix A. Omdat de methode uitgaat van uurlijkse waarnemingen, terwijl de normen vaak uitgaan van andere middelingstijden, is in Appendix B aangegeven hoe men een percentiel bij zekere middelingstijd kan omrekenen naar hetzelfde percentiel bij andere middelingstijden.

In Appendix C zijn enige formules betreffende lognormale verdelingen gegeven.

In dit rapport wordt onder aanvangsconcentratie verstaan de concentratie van luchtverontreiniging, die aanwezig is voor de ingebruikname van de nieuwe bron, en onder testpunt het geografische punt, waar men wil toetsen of aan de normen is voldaan.

## II. BESCHRIJVING VAN DE METHODE OM HOGERE PERCENTIELEN TE SCHATTEN

### II.1 Inleiding

In dit hoofdstuk wordt de methode tot het schatten van hogere percentielen beschreven. De empirische basis van de methode wordt in II.2 gegeven. De methode zelf valt uiteen in drie delen, die in II.3 ter sprake komen.

In het algemeen richt de hier gegeven beschrijving zich op een schatting van het 98-percentiel. De methode is eenvoudig te wijzigen voor de schatting van andere, hoge, percentielen. Men zal de methode willen gebruiken om, na in gebruikname van een nieuwe bron, in een aantal testpunten rondom die bron na te gaan of aan de norm wordt voldaan. Omdat de berekening voor elk testpunt opnieuw moet worden uitgevoerd, verdient het aanbeveling de testpunten strategisch te kiezen, opdat met een klein aantal kan worden volstaan.

### II.2 Empirische relaties

Reeds lang is bekend dat in complexe brongebieden de verhouding van het 98-percentiel en de lange-termijn gemiddelde concentratie betrekkelijk weinig varieert voor diverse luchtverontreinigingscomponenten en bronfiguraties (Larsen et al., 1967). Een voorbeeld vindt men in hoofdstuk 9.7 van het Rapport van de Kleine Commissie (1976), waar voor het Westland en Den Haag voor de verhouding  $\gamma = \chi_{98}/\bar{x}$  wordt gevonden:  $\gamma = 2.5 \pm 0.2$  resp.  $\gamma = 2.8 \pm 0.3$  (gebaseerd op 24-uur gemiddelde waarnemingen).

Bovendien blijkt de frequentieverdeling in complexe gebieden te kunnen worden beschreven als lognormaal (Larsen et al., 1976). (Voor de lognormale verdeling zie Appendix C).

Verwaart (1976) kwam tot dezelfde conclusies voor het SO<sub>2</sub>-bestand van Rijnmond 1971-1974; hij vond bovendien dat  $\gamma$  voor de westelijke meetpunten hoger was dan voor de oostelijke.

In ref. [1] werd de invloed van de windrichting op  $\gamma$  onderzocht aan de hand van enkele meetreeksen uit het Rijnmondgebied. Hiertoe werd het bestand in een aantal "windrichtingssectoren" verdeeld, waarbij onder een windrichtingssector wordt verstaan de verzameling waarnemingen tijdens die uren, waarop de wind uit een bepaalde sector waaide. Het bleek dat binnen de windrichtingssectoren de verhouding tussen 98-percentiel  $\chi_{98}^{dd}$  en gemiddelde concentratie  $\bar{\chi}^{dd}$  vrijwel constant was:

$$\gamma^{dd} = \chi_{98}^{dd} / \bar{\chi}^{dd} = 3.5 \pm 0.5 \quad (1)$$

(voor 98-percentielen gebaseerd op uurlijkse waarnemingen).

Uitgaande van de volgende veronderstellingen:

- 1) Binnen elke windrichtingssector is de frequentieverdeling lognormaal.
- 2) Binnen elke windrichtingssector is  $\gamma^{dd} = 3.5$ ,

kon de gemeten verhouding  $\gamma$  tussen 98-percentiel en gemiddelde concentratie voor het gehele bestand, dus niet gesplitst naar windrichting, worden gereproduceerd voor enkele punten in het Rijnmond-meetnet, maar ook voor meetpunten in Twente en Sas van Gent. (Zie tabel 1).

Tabel 1. Berekende en gemeten verhouding  $\gamma$  tussen 98-percentiel  $\chi_{98}$  (gebaseerd op uurgemiddelde waarden) en gemiddelde concentratie  $\bar{\chi}$  (overgenomen uit Cats (1978)). Concentraties in  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ .  
Calculated and estimated ratio  $\gamma = \chi_{98}/\bar{\chi}$ .  
(Taken from Cats (1978)). Concentrations in  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ .

Meetpunt: →	Rijnmond							Sas van Gent	Enschede
	9	30	31	2	10	21	27		
$\bar{\chi}$	101	76	55	88	104	55	62	93	63
$\chi_{98}$ , gemeten	350	350	210	350	310	190	310	390	220
$\chi_{98}$ , uit $\gamma^{dd} = 3.5$	350	340	220	330	350	220	350	390	220
$\gamma$ , gemeten	3.5	4.6	3.8	4.0	3.0	3.5	5.0	4.2	3.5
$\gamma$ , uit $\gamma^{dd} = 3.5$	3.5	4.5	4.0	3.8	3.4	4.0	5.6	4.2	3.5

Het door Verwaart (1976) gevonden verband tussen  $\gamma$  en de ligging van de meetpunten (zie  $\gamma$ , gemeten) kon aldus voor een groot deel worden verklaard. De lokale verschillen in  $\gamma$  ontstaan door verschillen in de omringende bronnenconfiguratie en door verschillende frequentie van voorkomen van de diverse windrichtingssectoren en niet door verschillen in steilheid van de frequentieverdeling per windrichtingssector.

### II.3 De methode

Er wordt nu verondersteld dat binnen elke windrichtingssector:

- 1) de frequentieverdeling van luchtverontreiniging log-normaal is,
- 2) de verhouding  $\gamma^{dd}$  tussen 98-percentiel  $\chi_{98}^{dd}$  en de gemiddelde  $\bar{\chi}^{dd}$  gegeven wordt door  $\gamma^{dd} = 3.5$ .

Met deze veronderstellingen ligt de frequentieverdeling binnen elke windrichtingssector vast, mits het lange-termijn gemiddelde per windrichtingssector,  $\bar{\chi}^{dd}$ , bekend is. Indien de frequentie van voorkomen van de windrichtingssectoren  $P(dd)$  nog bekend is, kan men de frequentieverdeling van het totale bestand berekenen.

Bij het in gebruik nemen van een nieuwe bron kan men nu als volgt de frequentieverdeling van luchtverontreiniging in een testpunt schatten:

- A) Bepaal  $\bar{\chi}^{dd}$  in het testpunt.
- B) Bepaal de overschrijdingskans  $k_c$  van een zekere concentratie  $C$  als som van overschrijdingskansen in de onderscheiden windrichtingssectoren.

Aan deze twee stappen, en aan

- C) De speciale toepassing van de berekening van het 98-percentiel,

zal puntsgewijze aandacht worden besteed.

- A) Bepaling van de lange-termijn gemiddelde concentratie per windrichtingssector  $\bar{\chi}^{dd}$ .

De gemiddelde concentratie  $\bar{\chi}^{dd}$  is de som van de gemiddelde aanvangsconcentratie in de sector dd en de bijdrage van de nieuwe bron,  $\chi_s^{dd}$ . De gemiddelde aanvangsconcentratie per windrichtingssector moet uit metingen bekend zijn. (Voor sommige componenten kunnen de metingen van het landelijk meetnet worden gebruikt). De bijdrage van de nieuwe bron moet per windrichtingssector worden berekend; aangezien het hier een lange-termijn gemiddelde betreft, kan dit met het door de Kleine Commissie (1976) voorgestelde model geschieden. Dit model berekent de bijdrage van de nieuwe bron in het testpunt,  $\bar{\chi}_c$ , gemiddeld over het gehele jaar. Men verkrijgt  $\bar{\chi}_s^{dd}$ , de bijdrage van de puntbronnen aan de concentratie gemiddeld over de uren met windrichting dd, uit  $\bar{\chi}_c$ , als volgt:

- 1) Voor de sectoren dd, waar het testpunt vanuit de puntbron gezien, niet in ligt, neemt men  $\bar{\chi}_s^{dd} = 0$ . (Het testpunt ligt dan niet "onder de rook" van de puntbron).
- 2) Voor de sector, waar het testpunt wél in ligt, neemt

$$\text{men } \bar{\chi}_s^{dd} = \frac{1}{P(dd)} \cdot \bar{\chi}_c ,$$

dus de berekende jaargemiddelde concentratie, gecorrigeerd voor het feit dat de desbetreffende sector dd een kans van vóórkomen heeft ter grootte van  $P(dd)$ .

De grootte van de sectoren is niet kritisch, als de bijdrage van de puntbron veel kleiner is dan de achtergrondconcentratie. Men kan dan, afhankelijk van de beschikbare klimatologie van windrichtingen, sectoren ter grootte van  $20^\circ$  of  $30^\circ$  gebruiken. In de voorbeeldberekening (Appendix A) is een verdeling in sectoren van  $20^\circ$  gebruikt.

- 3) Voor windstilte en zwak veranderlijke wind neemt men  $\chi_s^{dd} = 0$ . Deze benadering, die erop neerkomt dat in deze situaties de bron geen bijdrage geeft, is geoorloofd, omdat deze situaties in Nederland slechts zelden voorkomen.

B) Bepaling van de overschrijdingskans  $k_c$  van een zekere concentratie C.

Binnen een lognormale verdeling met gemiddelde  $\bar{\chi}^{dd}$  en verhouding tussen 98-percentiel en gemiddelde  $\gamma^{dd} = 3.5$ , wordt de overschrijdingskans  $k_c^{dd}$  van een concentratie C berekend uit tabellen, via de excentriciteit van die concentratie  $e_c^{dd}$ :

$$e_c^{dd} = 1.31 \ln (c / \bar{\chi}^{dd}) + 0.38 \quad (\text{zie Appendix C, formule C9}).$$

Indien men de overschrijdingskans  $k_c^{dd}$  per windrichtingssector kent, vindt men door gewogen sommatie de overschrijdingskans in het gehele bestand:

$$k_c = \sum_{dd} P(dd) k_c^{dd} \quad (2)$$

waarbij de sommatie over alle in de berekening betrokken windrichtingssectoren is.  $P(dd)$  is de kans van optreden van de windrichtingssector  $dd$  en is gegeven in klimatologische tabellen (b.v. KNMI, 1972).

Evenals in het door de Kleine Commissie (1976) voorgestelde model voor de berekening van lange-termijn gemiddelde concentraties (par. 10.2.3 van het Rapport) kan men ook hier voor planningsdoeleinden volstaan met de gegevens van twee stations, namelijk het station Schiphol voor het noorden en westen van Nederland en het station Eindhoven voor het zuiden en oosten van Nederland. De kans op optreden van de windrichtingssectoren voor deze stations is gegeven in tabel 2.

Tabel 2. Kans van optreden van windrichtingssectoren op de stations Schiphol en Eindhoven. Gegevens ontleend aan uurlijkse waarnemingen gedurende 1949 t/m 1970.

Glimatological distributions of wind direction sectors at Schiphol (06240) and Eindhoven (06370), derived from data from 1949 till 1970.

dd	P(dd) (in procenten)	
	Schiphol	Eindhoven
345° - 015°	5.8	4.5
015° - 045°	4.9	5.7
045° - 075°	8.4	7.0
075° - 105°	7.2	5.5
105° - 135°	4.4	5.3
135° - 165°	6.8	4.9
165° - 195°	9.6	7.3
195° - 225°	12.5	12.9
225° - 255°	12.4	15.3
255° - 285°	9.9	9.6
285° - 315°	6.7	5.7
315° - 345°	6.3	4.8
windstil/zwak veranderlijk	5.1	11.4

C) Berekening van het 98-percentiel.

Het 98-percentiel vindt men in principe als die concentratie  $C$ , waarvoor de overschrijdingskans  $k_c = 2\%$ . Men moet dus eigenlijk, via een trial-and-error methode, deze  $C$  bepalen met gebruik van de gegeven formules: Kies  $C$ , bepaal  $k_c$ ; herhaal dit totdat  $k_c = 2\%$ . Hier wordt echter nog een methode beschreven, waarmee het 98-percentiel kan worden geschat zonder de trial-and-error techniek, mits de bijdrage van de nieuwe bron veel kleiner is dan de reeds aanwezige achtergrondconcentratie.

Men bepale volgens de omschreven methode de overschrijdingskans van  $3\bar{X}$ , waarin  $\bar{X}$  de over het gehele jaar gemiddelde concentratie is (som van gemeten aanvangsconcentratie en berekende bijdrage van de nieuwe bron in het testpunt). De waarde  $3\bar{X}$  ligt voor puntbronnen in een gebied met relatief grote achtergrondconcentratie in het algemeen zó dicht bij het 98-percentiel, dat men het 98-percentiel kan schatten door een lineaire interpolatie

of extrapolatie op lognormaal grafiekpapier (zie figuur 3) tussen de twee punten, die worden gegeven door de volgende coördinaten:

Punt 1: concentratie =  $3\bar{x}$ , overschrijdingskans, als berekend,  
 $k_{3\bar{x}}$ .

Punt 2: concentratie =  $\bar{x}$ , overschrijdingskans = 35 %.

Het tweede punt wordt dus gegeven door de verwachte lange-termijn gemiddelde concentratie, waarvan wordt aangenomen dat deze samenvalt met het 65-percentiel. (Zie Appendix C, formule C10 en verder).

De hier omschreven extra- of interpolatie op lognormaal grafiekpapier is grafisch uitgezet in figuur 1: uit de berekende overschrijdingskans  $k_{3\bar{x}}$  leest men rechtstreeks de verhouding af tussen 98-percentiel en gemiddelde.

De berekening wordt toegelicht aan de hand van een voorbeeld in Appendix A.

### III. TOEPASBAARHEID EN NAUWKEURIGHEID VAN DE METHODE

De beschreven methode voor het schatten van hoge percentielen is gebaseerd op de veronderstelling, dat binnen elke windrichtingssector de frequentieverdeling lognormaal is, met een verhouding van 98-percentiel tot lange-termijn gemiddelde van  $\gamma^{dd} = 3.5$ . Deze veronderstelling is ontleend aan een bestudering van Rijnmond-SO<sub>2</sub>-gegevens van 1971 t/m 1974. Aan de hand van deze empirische resultaten wordt dan ook aanbevolen de methode toe te passen als aan de volgende voorwaarden is voldaan:

- 1) De bijdrage van de puntbron is klein ten opzichte van de reeds aanwezige concentratie.  
Men denke bij "klein" aan: de lange-termijn gemiddelde concentratie van de nieuwe bron moet in ieder geval minder dan de helft van de gemiddelde aanvangsconcentratie zijn in het testpunt.
- 2) De desbetreffende luchtverontreinigingscomponent is: primair geëmitteerd, inert, gasvormig, en niet een zwaar gas.



- 3) De periode waarover de frequentieverdeling wordt bepaald is één jaar of langer.
- 4) De puntbron heeft een continue emissie.

De fout, waarmee de veranderingen in hogere percentielen met de beschreven methode kunnen worden geschat, wordt voor een deel bepaald door de onnauwkeurigheid in de berekeningen met het lange-termijn model. Uit tabel 1 kan worden geconcludeerd dat het 98-percentiel van de aanvangsconcentratie door de gebezigde veronderstellingen wordt gereproduceerd met een marge van 10 %. Deze twee fouten bepalen samen de schattingsfout van het 98-percentiel. Als de aanvangsconcentratie de bijdrage van de nieuwe bron verre overtreft, zal de totale nauwkeurigheid nog steeds liggen in de orde van 10 %. (De bijdrage van de nieuwe bron aan het 98-percentiel is echter veel onnauwkeuriger - vergelijkbaar met de nauwkeurigheid van het Gaussische pluimmodel).

De bovenomschreven methode gaat uit van twee veronderstellingen, welke zijn gebaseerd op empirische resultaten voor SO<sub>2</sub> in het Rijnmondgebied (zie II.3):

- 1) Binnen elke windrichtingssector is de frequentieverdeling van luchtverontreiniging lognormaal.
- 2) Binnen elke windrichtingssector is de verhouding  $\gamma^{dd} = \chi_{98}^{dd} / \bar{\chi}^{dd}$  constant, en wel:  $\gamma^{dd} = 3.5$ .

Met deze veronderstellingen is het ook mogelijk de frequentieverdeling te schatten in het geval van één of enkele puntbronnen, in een overigens schoon gebied, waarbij  $\bar{\chi}^{dd}$  volgt uit een berekening met het lange-termijn Gaussische pluimmodel. Verificatie is (nog) niet mogelijk, aangezien er geen geschikte meetreeksen bestaan. (Klug, 1977). Vergelijkingen met het Gaussische pluimmodel tonen aan, dat beide berekeningswijzen tot vergelijkbare resultaten leiden. (Zie de voorbeeldberekening in Appendix A).

In het geval van één puntbron in een schoon gebied hangt de verhouding tussen 98-percentiel  $\chi_{98}$  en lange-termijn gemiddelde  $\bar{\chi}$  alleen af van de kans P(dd) dat de windrichting in de overeenkomstige windrichtingssector ligt. (Zie figuur 2, waar naast

$\chi_{98} / \bar{x}$  ook de verhoudingen tussen 99-percentiel, 95-percentiel en 90-percentiel en lange-termijn gemiddelde  $\bar{x}$  zijn uitgezet als functie van die kans). De kans dat de desbetreffende windrichtingssector optreedt,  $P(dd)$ , wordt gegeven door

- 1) het klimaat, dus de windroos (zie tabel 2),
- 2) de sectorbreedte, waaraan  $P(dd)$  evenredig is.

Uit figuur 2 leest men af dat in het geval van een puntbron in een overigens schoon gebied,  $P(dd)$  - dus de sectorbreedte - wel kritisch is bij kleinere  $P(dd)$ .

De sectorbreedte moet ongeveer gelijk zijn aan de breedte van de gemiddelde pluim. De gemiddelde pluimbreedte in radialen in een testpunt wordt hier afgeschat met  $\frac{2\sigma_y}{x}$ , waarin  $x$  de afstand van het testpunt tot de bron is, en  $\sigma_y$  de horizontale pluimbreedte bij Pasquill-klasse D, volgens Turner (1969). Dit leidt tot de volgende keuze voor de sectorbreedte B:

$$B \text{ (in graden)} = 8 x^{-0.1} \quad (3)$$

waarin  $x$  in km is uitgedrukt.

Een voorbeeld van een berekening voor een puntbron in een schoon gebied wordt in Appendix A gegeven. Indien meer puntbronnen in een schoon gebied worden geplaatst, kan men formule (2) toepassen, waarbij  $P(dd)$  wordt bepaald uit de windroos en uit formule 3.

De boven voorgestelde werkwijze maakt de methode geschikt voor schattingen van frequentieverdelingen in situaties waarin de achtergrondconcentraties verwaarloosbaar zijn. Vergelijkingen met berekeningen met het Gaussische pluimmodel wijzen erop, dat de resultaten van beide methoden in het algemeen minder dan 20 % in het 98-percentiel schelen. Het lijkt daarom verantwoord in schone gebieden dit getal als eerste schatting voor de nauwkeurigheid van de methode te geven. De methode kan dus worden aanbevolen boven het Gaussische pluimmodel, omdat de berekeningen in het algemeen veel eenvoudiger zijn.

De toepassing vande methode gaat, samenvattend, als volgt (voor het 98-percentiel):

- 1) Indien een relevante achtergrondconcentratie aanwezig is:  
Bepaal lange-termijn gemiddelde achtergrondconcentraties per windrichtingssector uit metingen. Bepaal eveneens lange-termijn gemiddelde bijdragen van de nieuwe bron(nen) per windrichtingssector door berekeningen met behulp van het Gaussische pluimmodel. Tel deze op en pas de veronderstellingen uit II.3 toe. Bepaal vervolgens die concentratie, die een totale overschrijdingskans van 2 % heeft. Dit is het 98-percentiel.
- 2) Indien geen relevante achtergrondconcentratie aanwezig is:  
Voor één bron: Bepaal de sectorbreedte B met formule (3), en hiermee uit de klimatologie de sectorkans P(dd). Lees dan in figuur 2 de verhouding  $\bar{\chi}_{98} / \bar{\chi}$  af. Bepaal  $\bar{\chi}$  met behulp van het Gaussische pluimmodel en bereken  $\chi_{98}$ .  
Voor meer bronnen: Bepaal voor elke bron weer de sectorbreedte B met formule (3), en P(dd) voor elke windrichtingssector waarin in het testpunt een concentratie wordt verwacht. Bepaal ook voor die sectoren het lange-termijn gemiddelde  $\bar{\chi}_c^{dd}$  uit berekeningen met het Gaussische pluimmodel voor elke bron. Pas weer de veronderstellingen uit II.3 toe en bepaal de concentratie waarvan de totale overschrijdingskans 2 % is. Dit is het 98-percentiel.

#### IV. CONCLUSIES

Door meetbestanden van luchtverontreinigingsconcentraties in te delen naar windrichtingen ontstaan deelbestanden. Bestudering van zulke deelbestanden van SO<sub>2</sub>-metingen in het Rijnmondgebied heeft aangetoond dat binnen elk deelbestand:

- a) de concentraties min of meer lognormaal verdeeld zijn;
- b) de verhouding van 98-percentiel tot lange-termijn gemiddelde hetzelfde is, nl.:  $\chi_{98}^{dd} / \bar{\chi}^{dd} = 3.5$ .

Onder de veronderstelling dat deze eigenschappen altijd gelden, werden 98-percentielen van meetbestanden berekend in het Rijnmondgebied, in Sas van Gent en in Enschede. De berekende resultaten komen goed overeen met gemeten waarden.

Genoemde veronderstelling maakt het mogelijk 98-percentielen te berekenen uit lange-termijn gemiddelde concentraties. Bij een vergunningsverleningsprocedure voor het in gebruik nemen van een nieuwe bron kan men de lange-termijn gemiddelde concentratie berekenen met behulp van het Gaussische pluimmodel. Met de genoemde veronderstelling is hiermee een methode voor het schatten van 98-percentielen gegeven.

Toepassing van deze methode op een puntbron in een overigens schoon gebied levert 98-percentielen, die minder dan 20 % afwijken van 98-percentielen, welke worden berekend met Gaussische pluimmodellen. Aangezien dit ver binnen de onzekerheid van berekeningen met het Gaussische pluimmodel valt, wordt geconcludeerd dat de hier beschreven methode voor het schatten van frequentieverdelingen redelijke resultaten levert. Een voordeel van de methode is de eenvoudige toepasbaarheid en de geringe omvang van het rekenwerk dat eraan verbonden is.

#### DANKBETUIGING

De auteur wil de heren Van Dop (KNMI), Booy (AKZO), Huygen (IG-TNO) en Steenkist (KEMA) danken voor stimulerende discussies, en de heren Addicks (Prov. Waterstaat Zuid-Holland) en Elskamp (RIV) voor het beschikbaar stellen van hun meetgegevens.

REFERENTIES

1. Cats, G.J., A simple method for quick estimates of frequency distributions of air pollution concentrations from long-term average concentration. In: Papers presented at the WMO symposium on boundary layer physics Applied to Specific Problems of Air Pollution, Norrköping, 19-23 juni 1978. Publ. World Meteorological Organization. No. 510.
2. Kleine Commissie TNO, Modellen voor berekening van de verspreiding van luchtverontreiniging. Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage, 1976.
3. KNMI, Klimatologische gegevens van Nederlandse Stations No. 8. Frequentietabellen van de stabiliteit van de atmosfeer. De Bilt, 1972.
4. Klug, W., Private communication, 1977.
5. Larsen, R.I., Zimmer, C.E., Lynn, D.A. en Blemel, K.G., Analyzing Air Pollutant Concentration and Dosage Data, Journal of the Air Pollution Control Association 17 (2), 1967.
6. Larsen, S.E. en Petersen, E.L., Statistical description of air pollution concentration, averaging time and frequency. In: Proceedings of the Symposium on Atmospheric Diffusion and Air Pollution, Santa Barbara, California, 163-168, 1974.
7. Nieuwstadt, F.Th.M., Het Gaussische pluimmodel voor de berekening van uurgemiddelde concentraties van luchtverontreiniging. KNMI publicatie W.R. 77-3. De Bilt, 1977.
8. Turner, D.B., Workbook of dispersion estimates. Public Health Service Publication No. 999-AP-26, U.S. Department of Health, Education and Welfare, Cincinnati (Ohio), 1969.
9. Verwaart, D., Invloed van de middelingstijd op gemeten concentraties van luchtverontreiniging. Stageverslag, Wageningen, 1976.
10. Wijvekate, M.L., Verklarende Statistiek. Aula Boeken, Utrecht, 1960.

VOORBEELDBEREKENINGEN

Het eerste voorbeeld is ontleend aan de volgende situatie:

Op 1 km ten westen van meetpunt 31 (gelegen ten westen van Spijkenisse) van het Rijnmond-meetnet wordt een fictieve SO<sub>2</sub>-bron met debiet 0.1 kg/s en effectieve hoogte 100 m gesitueerd. De aanvangsconcentratie is die van SO<sub>2</sub>, zoals gemeten op meetpunt 31, gedurende de periode 1971-1974. Gemiddeld over vier jaar bedroeg deze 55 µg/m<sup>3</sup>. De frequentie van voorkomen van de windrichtingssectoren van 20° is ontleend aan de waarnemingen gedurende die periode op het vliegveld Zestienhoven. De berekende lange-termijn gemiddelde bijdrage van de nieuwe bron bedraagt 7 µg/m<sup>3</sup>, in meetpunt 31, dat in dit voorbeeld is gekozen als testpunt. Merk op, dat deze bijdrage veel kleiner is dan de gemiddelde aanvangsconcentratie.

Vanuit de bron gezien, ligt het testpunt in de sector 265°-285°. Aangezien deze sector een waarschijnlijkheid van voorkomen heeft van 4.8 %, wordt de sectorgemiddelde concentratie gegeven door

$$\bar{x}_s^{dd} = \frac{1}{P(dd)} \bar{x}_c = \frac{1}{0.048} \cdot 7 \mu\text{g}/\text{m}^3 = 146 \mu\text{g}/\text{m}^3$$

In de overige sectoren is  $\bar{x}_s^{dd} = 0$ .

In tabel 3 wordt aangegeven hoe men de overschrijdingskans van de concentratie  $3\bar{x} = 3(55+7) \mu\text{g}/\text{m}^3 = 186 \mu\text{g}/\text{m}^3$  berekent als de som van de overschrijdingskansen per windrichtingssector: In de eerste kolom staat de windrichtingssector, in de tweede de bijbehorende gemiddelde aanvangsconcentratie. De derde kolom bevat de gemiddelde bijdrage van de puntbron en de vierde de totale gemiddelde concentratie (som van de getallen in de tweede en derde kolom). In de zesde kolom wordt de overschrijdingskans per windrichtingssector gegeven. Deze is gevonden uit de excentriciteit, die in de vijfde kolom is uitgezet, met behulp van een tabel voor een normale verdeling (b.v. de tabel op pag. 204 en 205 in Wijvekate, 1960). De excentriciteit is berekend met de formule:

$$e_{3\bar{x}} = 1.31 \ln (3\bar{x} / \bar{x}^{dd}) + 0.38 \quad (\text{zie Appendix C, formule C9}).$$

APPENDIX A-2

De overschrijdingskans per windrichtingssector  $k_{3\bar{x}}^{dd}$  zou ook grafisch kunnen worden bepaald; voor enkele windrichtingssectoren is dit geïllustreerd in figuur 3: Op lognormaal grafiekpapier zijn rechte lijnen getrokken door het 65-percentiel, dat samenvalt met de lange-termijn gemiddelde concentratie (zie Appendix C) en door het 98-percentiel, dat 3.5 maal zo groot is, overeenkomend met  $\gamma^{dd} = 3.5$ . Men leest dan op de horizontale as  $k_{3\bar{x}}^{dd}$  af.

In de zevende kolom van tabel 3 staat de frequentie van vóórkomen van de desbetreffende windrichtingssector, en in de achtste het produkt van de getallen uit de zesde en zevende kolom.

Als totale overschrijdingskans vindt men:

$$k_{3\bar{x}} = 4.71 \%$$

Dit punt wordt op lognormaal grafiekpapier ingetekend (zie figuur 4) en samen met het lange-termijn gemiddelde  $\bar{x} = 62 \mu\text{g}/\text{m}^3$  als het 65-percentiel bepaalt het een rechte, waaruit men het 98-percentiel afleest:

$$x_{98} = 250 \mu\text{g}/\text{m}^3$$

Ook kan men figuur 1 gebruiken: men leest bij  $k_{3\bar{x}} = 4.71 \%$  af dat  $x_{98} = 4.1\bar{x}$ , dus  $x_{98} = 254 \mu\text{g}/\text{m}^3$ .

Het tweede voorbeeld gaat uit van dezelfde configuratie van puntbron en testpunt, echter in een schoon gebied.

Uit formule (3) volgt, met  $x = 1 \text{ km}$ :

$$B = 8^\circ,$$

en uit tabel 2 leest men af (Schiphol,  $255^\circ$ - $285^\circ$ ):

$$P(dd) = \frac{B}{30} \cdot 9.9 \% = 2.64 \%$$

Dan volgt uit figuur 2 :  $\gamma = x_{98}/\bar{x} = 17$ .

Het lange-termijn Gaussische pluimmodel leverde  $\bar{x} = 7 \mu\text{g}/\text{m}^3$ , dus  $x_{98} = 119 \mu\text{g}/\text{m}^3$ .

Ter vergelijking: Een berekening met het Gaussische pluimmodel voor korte termijnen (Nieuwstadt, 1977) gaf hier  $x_{98} = 108 \mu\text{g}/\text{m}^3$ , en inderdaad is er goede overeenstemming.

Tabel 3. Voorbeeldberekening van de overschrijdingskans van  $3\bar{x}$  het lange-termijn gemiddelde  $3\bar{x}$  in een verontreinigd gebied.  
Calculation-example of the probability that the concentration  $3\bar{x}$  is exceeded in a polluted area.

windrichtings- sector	gemiddelde concentratie ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ) aanvankelijk + nieuwe bron = totaal	excentriciteit van $3\bar{x}$	Overschrijdings- kans $k_{3\bar{x}}^{\text{dd}}$ (%)	kans op sector P(dd) (%)	Produkt (%)
windstil/zwak veranderlijk	68	1.70	4.46	5.6	0.25
005° - 025°	81	1.47	7.08	4.0	0.28
025° - 045°	98	1.22	11.1	7.9	0.88
045° - 065°	87	1.38	8.45	7.6	0.64
065° - 085°	63	1.80	3.60	3.9	0.14
085° - 105°	59	1.89	2.94	5.6	0.17
105° - 125°	51	2.08	1.90	3.5	0.07
125° - 145°	43	2.30	1.07	2.4	0.03
145° - 165°	38	2.46	0.69	3.9	0.03
165° - 185°	41	2.36	0.91	6.1	0.06
185° - 205°	34	2.61	0.46	8.3	0.04
205° - 225°	32	2.69	0.36	5.5	0.02
225° - 245°	26	2.96	0.15	6.7	0.01
245° - 265°	28	2.86	0.21	5.6	0.01
265° - 285°	30	0.45	32.5	4.8	1.56
285° - 305°	36	2.53	0.57	4.1	0.02
305° - 325°	54	2.00	2.28	3.6	0.08
325° - 345°	68	1.70	4.48	5.0	0.22
345° - 005°	62	1.82	3.45	5.8	0.20
				totaal	4.71 %



OMREKENING VAN PERCENTIEL-WAARDEN NAAR ANDERE MIDDELINGSTIJDEN

De omschreven methode levert schattingen voor hogere percentielen, betrokken op uurgemiddelde metingen. Voor andere middelingstijden kan men de percentielen schatten door gebruik te maken van de volgende serie omrekeningsformules, die gegeven zijn door Larsen en Petersen (1974) onder een aantal, hier niet te noemen, veronderstellingen.

- 1) Bereken de grootheden  $Z(T_1)$  en  $Z(T_2)$ , gedefinieerd als:

$$Z(T_i) = \frac{2}{T_i} \int_0^{T_i} \left(1 - \frac{t}{T_i}\right) e^{-t/T_0} dt \quad (i = 1, 2)$$

waarin  $T_1$  = de middelingstijd waarvoor men de percentielen kent,  
 $T_2$  = de middelingstijd waarvoor men de percentielen wil berekenen,  
 en  $T_0 = 6$  uur.

b.v.:  $Z(1 \text{ uur}) = 0.95$  en  $Z(24 \text{ uur}) = 0.38$ .

- 2) Bepaal  $\sigma_{T_1}$ , de spreiding in de logaritmen van de concentraties bij middelingstijd  $T_1$ . In het algemeen geldt  $\sigma = 0.218 \gamma$  (zie Appendix C), waar  $\gamma$  de verhouding is tussen 98-percentiel en gemiddelde concentratie.

- 3) Bepaal  $\sigma_{T_2}$  = uit

$$Z(T_1) (e^{\sigma_{T_2}^2} - 1) = Z(T_2) (e^{\sigma_{T_1}^2} - 1).$$

Uit  $\sigma_{T_2}$ , de spreiding in de logaritmen bij middelingstijd  $T_2$ , volgt in het algemeen weer de verhouding tussen 98-percentiel en gemiddelde concentratie bij middelingstijd  $T_2$ :  $\gamma = \frac{T_2}{0.218}$ .

In tabel 4 worden enige benaderde omrekeningsfactoren gegeven voor het berekenen van een percentiel bij een zekere middelingstijd naar hetzelfde percentiel bij een andere middelingstijd.

Tabel 4. Enige benaderde omrekeningsfactoren. De tabel geeft de verhouding tussen de spreiding  $\sigma$  bij middelings-tijden 8 resp. 24 uur en de spreiding  $\sigma$  bij middelings-tijd 1 uur, voor enkele waarden van  $\sigma$ , de spreiding in de logaritmen bij 1-uur middeling.

Ratio between standard deviation  $\sigma$  of concentration logarithms for averaging times 8 and 24 hours to that for averaging time 1 hour, for some values of  $\sigma$  for averaging time 1 hour.

Middelings-tijd	$\sigma$ -verhouding		
	$\sigma = 0.7$	$\sigma = 1$	$\sigma = 1.3$
1 h	1	1	1
8 h	0.86	0.89	0.92
24 h	0.68	0.72	0.76

ENIGE FORMULES BETREFFENDE LOGNORMALE VERDELING

Definitie: Een stochastische variabele is lognormaal verdeeld, als de logaritmen van die variabele normaal verdeeld zijn. De verdelingsfunctie van een lognormaal verdeeld variabele heeft de vorm:

$$P(\chi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sigma} \frac{1}{\chi} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\mu - \ln \chi}{\sigma} \right)^2} \quad (C1)$$

waarin  $\mu$  de logaritme van de mediaan, oftewel het gemiddelde van de logaritmen is, en  $\sigma$  de spreiding in de logaritmen.

Het gemiddelde van een lognormaal verdeelde variabele is:

$$\bar{\chi} = e^{\mu + \frac{1}{2} \sigma^2} \quad (C2)$$

De excentriciteit van een zekere waarde  $\chi_0$  van de variabele  $\chi$  is, analoog aan die in een normale verdeling, gegeven als

$$e_{\chi_0} = \frac{\ln \chi_0 - \mu}{\sigma} \quad (C3)$$

$$\text{dus } \chi_0 = e^{\mu + e_{\chi_0} \sigma} \quad (C4)$$

De bijbehorende overschrijdingskans

$$\begin{aligned} P(\chi > \chi_0) &= \int_{\chi_0}^{\infty} P(\chi) d\chi \\ &= \int_{e_{\chi_0}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} x^2} dx \end{aligned} \quad (C5)$$

dus het verband tussen excentriciteit en overschrijdingskans is precies hetzelfde als bij een normale verdeling; daarom zijn de tabellen voor een normale verdeling toepasbaar.

Een willekeurig percentiel, zeg het P-percentiel  $\chi_p$ , voldoet aan

$$\int_{\chi_p}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} x^2} dx = \frac{100-P}{100} \quad (C6)$$

APPENDIX C - 2

Voor het 98-percentiel vindt men uit de tabel:  $e_{\chi_{98}} = 2.055$ , zodat

$$\gamma = \frac{\chi_{98}}{\bar{\chi}} = e^{-\frac{1}{2} \sigma^2 + 2.055 \sigma} ; \text{ hier staat een verband tussen } \gamma \text{ en } \sigma .$$

Voor de gebruikelijke waarden van  $\gamma$  ( $3.5 \leq \gamma \leq 5$ ) mag men dit schrijven in goede benadering als:

$$\sigma = 0.218 \gamma \quad (C7)$$

De excentriciteit van een concentratie  $\chi$  laat zich schrijven als:

$$e_{\chi} = \frac{\ln(\chi/e^{\mu})}{\sigma} = \frac{1}{\sigma} \left( \ln \frac{\chi}{\bar{\chi}} + \frac{1}{2} \sigma^2 \right) \quad (C8)$$

Voor  $\gamma = 3.5$  wordt dit

$$e_{\chi} = 1.31 \ln \chi / \bar{\chi} + 0.38 \quad (C9)$$

De excentriciteit van het gemiddelde is:

$$e_{\bar{\chi}} = \frac{1}{2} \sigma \quad (C10)$$

Voor  $\gamma = 3.5$  wordt dit 0.38, dus het gemiddelde heeft een overschrijdingskans van 35.2 % volgens de tabel.

Hieraan wordt de veronderstelling ontleend, dat het gemiddelde samenvalt met het 65-percentiel.

Men kan een lognormale verdeling grafisch uitzetten op lognormaal grafiekpapier; van dit grafiekpapier zijn de assen zo ingericht, dat een lognormale verdeling als een rechte wordt voorgesteld. Op de horizontale as staat de kans dat een zekere concentratie wordt overschreden, op de verticale as de concentratie. Een voorbeeld vindt men in figuur 3.

### Figuuronderschriften

- Figuur 1 Verhouding tussen 98-percentiel en gemiddelde als functie van de overschrijdingskans van  $3\bar{x}$  in een industrieel/stedelijk gebied.
- Figuur 2 Verhouding tussen 99-, 98-, 95- en 90-percentiel en gemiddelde als functie van de kans dat de windrichting in de desbetreffende sector ligt (één puntbron in een overigens schoon gebied).
- Figuur 3 Grafische schatting van overschrijdingskansen per windrichtingssector (voor het eerste voorbeeld van Appendix A).
- Figuur 4 Schatting van het 98-percentiel van de totale verdeling (voor het eerste voorbeeld van Appendix A).

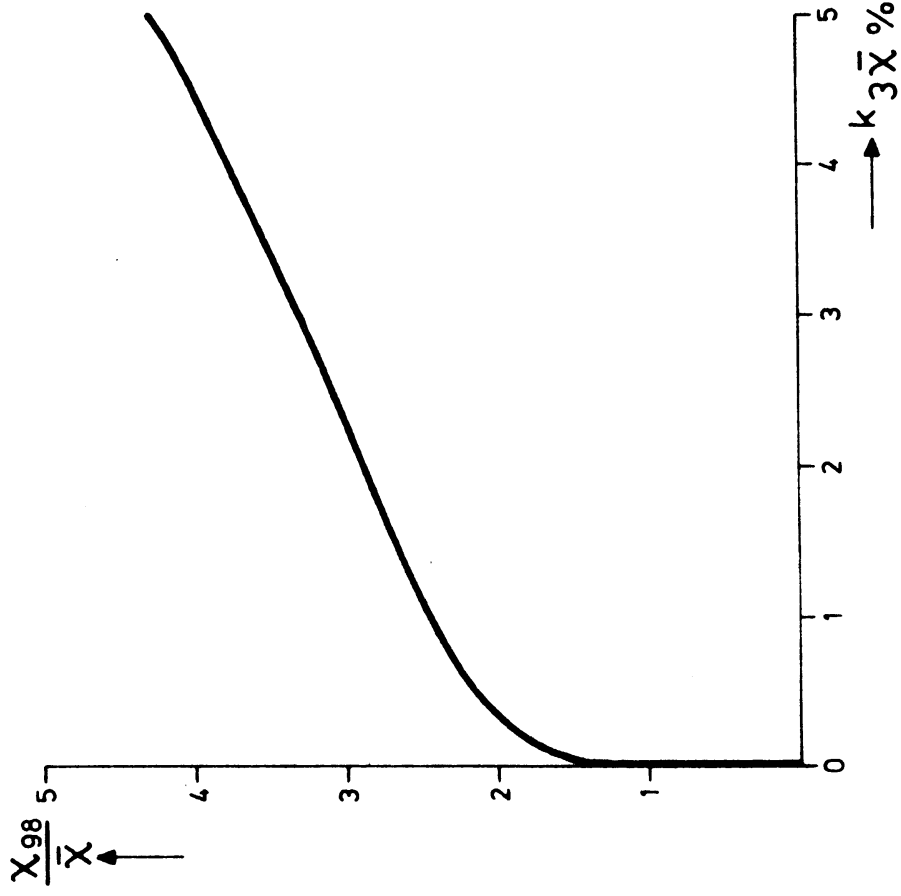
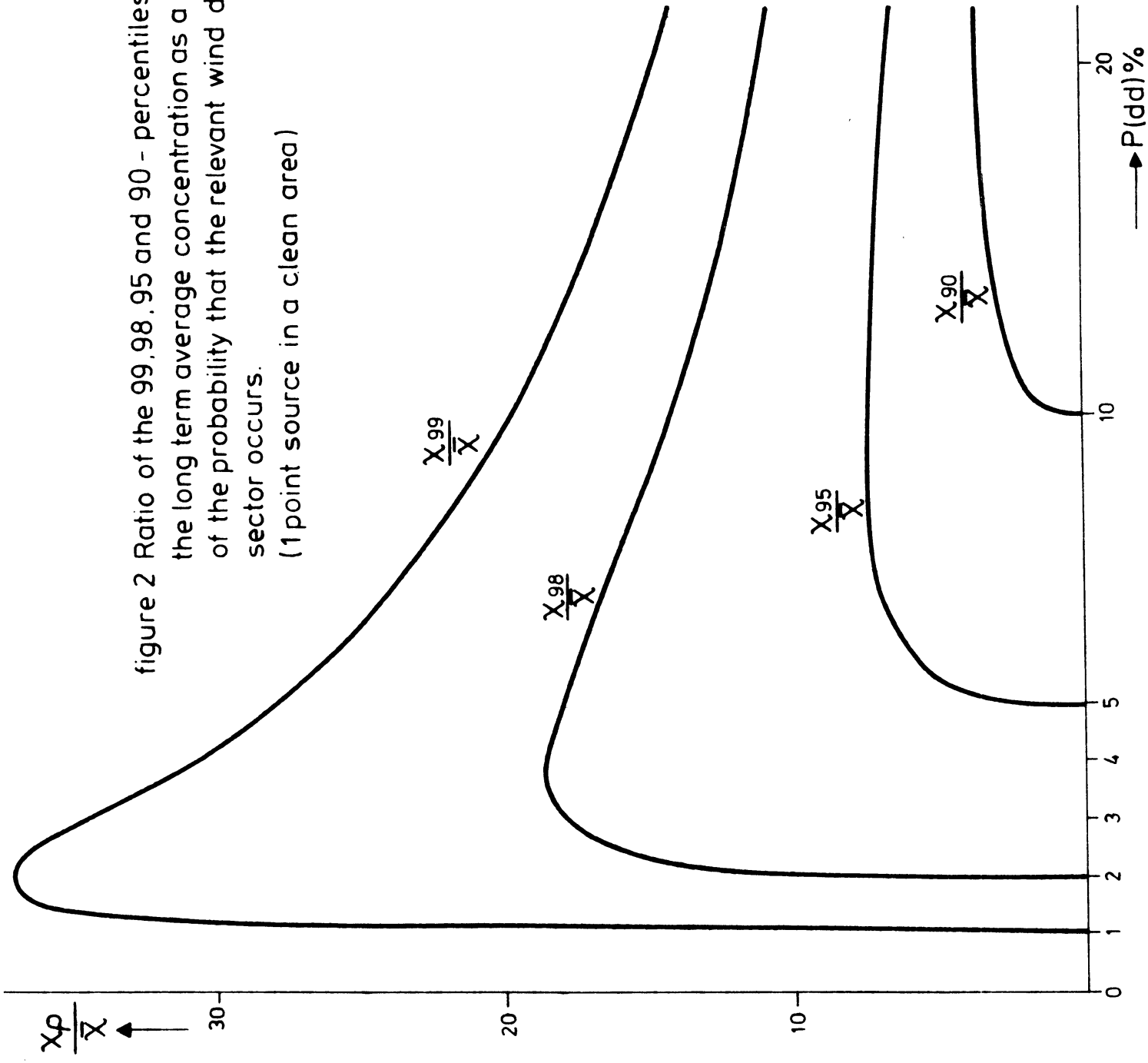


figure1 The ratio of 98-percentile to average concentration as a function of the probability that the concentration  $3\bar{X}$  is exceeded in an industrial/urban (complex source) area.

figure 2 Ratio of the 99,98,95 and 90 - percentiles and the long term average concentration as a function of the probability that the relevant wind direction sector occurs. (1 point source in a clean area)



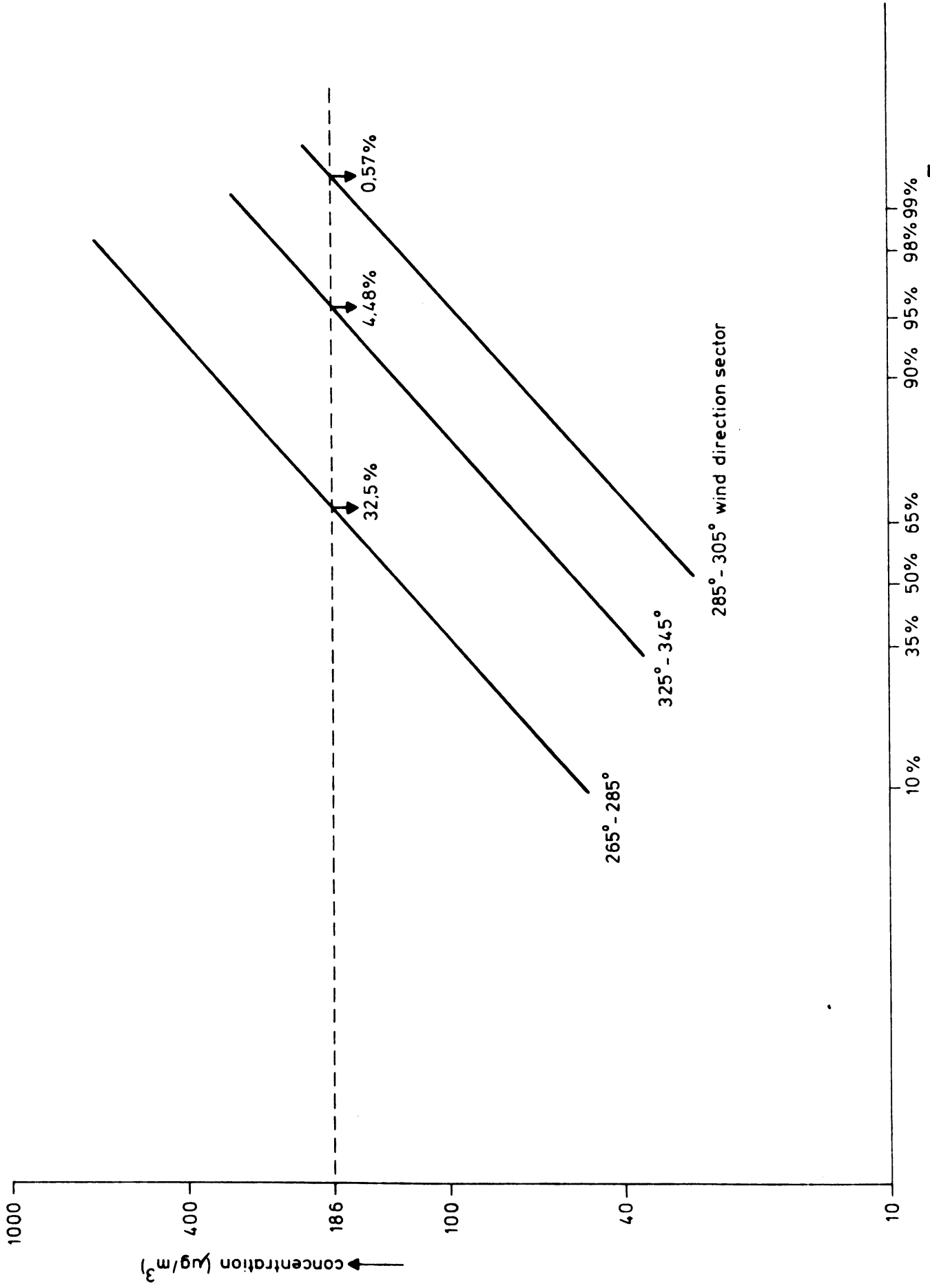


figure 3. Grafic estimation of the per sector probability that the concentration  $3\bar{X}$  is exceeded



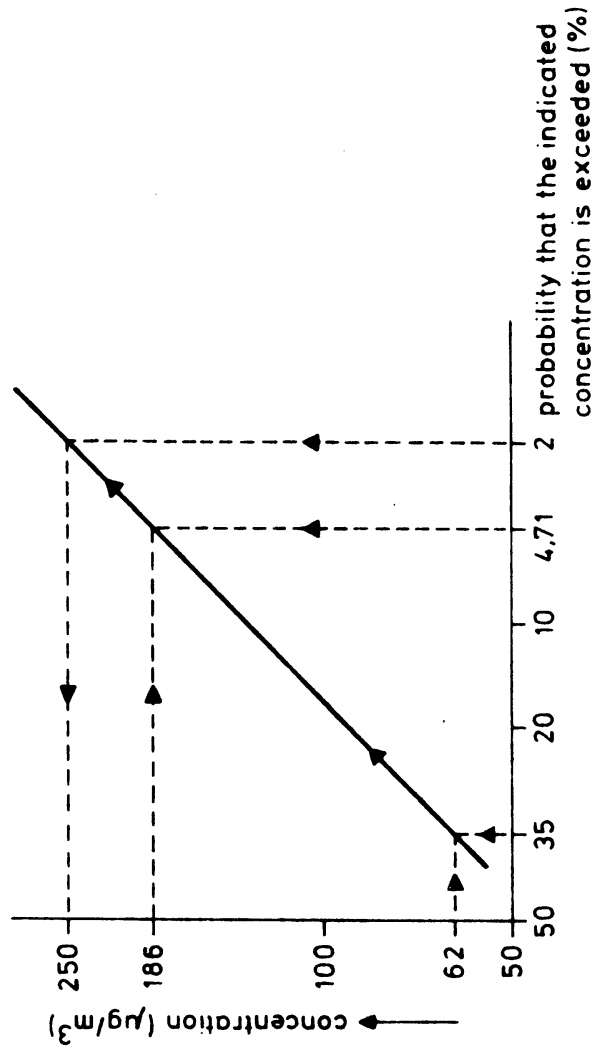


figure 4 Estimation of the 98 - percentile of the total distribution (complex source area).