

Enkele berekeningen inzake de monsternamerequentie van rivier- en afvalwater

1. Inleiding

Een van de belangrijkste problemen, die zich voordoen bij het onderzoek naar de kwaliteit van rivier- en afvalwater is het vaststellen van de monsternamerequentie. Worden te weinig monsters onderzocht, dan heeft dit een weinig betrouwbaar en weinig nauwkeurig beeld van de kwaliteit tot gevolg. Aan de andere kant brengt een zeer frequent onderzoek hoge kosten met zich mee voor monsternamen en analyse. De mening die gevormd wordt omtrent de kwaliteit van rivier- en afvalwater wordt



IR. J. C. SCHIPPERS *
Gemeentelijk Energiebedrijf
Dordrecht



IR. H. HOFMAN
Rijksinstituut voor
Drinkwatervoorziening



ING. J. ROELANDS
Gemeentelijk Energiebedrijf
Dordrecht

gebaseerd op het resultaat van één of meer bewerkingen van de meetresultaten. In het algemeen worden hiertoe de grootheden zoals gemiddelde, maximum, minimum, mediane en 95 percentiële waarde gebruikt. De kwaliteit van rivierwater en het transport van verontreinigingen door een rivier worden voornamelijk beoordeeld aan de hand van het jaargemiddelde. De hoogte van de heffing, die betaald moet worden voor het lozen van verontreinigingen via afvalwater op oppervlaktewater, wordt eveneens berekend over een periode van één jaar.

Bij het hanteren van de grootheden zoals gemiddelde kwaliteit en transport wordt doorgaans voorbijgegaan aan het feit dat de waarden hiervan behept zijn met een zekere mate van onnauwkeurigheid. Deze onnauwkeurigheid wordt veroorzaakt door de spreiding van de meetresultaten en wordt versterkt door het beperkte aantal monsters dat onderzocht is. De betrouwbaarheid van de uitspraken die gedaan worden, wordt ook meestal niet aangegeven.

* Thans werkzaam bij het Keurings en Research Instituut van de Nederlandse Waterleiding-bedrijven KIWA NV.

Wanneer een verantwoorde uitspraak gedaan moet worden omtrent de vraag of de kwaliteit van een rivier verbeterd of verslechterd is ten opzichte van voorgaande jaren, is het echter nodig de nauwkeurigheid en de betrouwbaarheid van de gebruikte grootheden te kennen. Bij de lozing van afvalwater op oppervlaktewater is het nuttig de betrouwbaarheid en de nauwkeurigheid van het aantal inwonerequivalenten dat geloosd wordt te kennen. De kans is hier immers aanwezig dat ten onrechte, een te hoge of een te lage heffing wordt betaald, wanneer de nauwkeurigheid van het gemeten aantal inwonerequivalenten dat geloosd wordt gering is.

In het volgende zal aan de hand van enkele voorbeelden geïllustreerd worden dat met behulp van eenvoudige statistische bewerkingen de nauwkeurigheid berekend kan worden van de gemiddelde kwaliteit, evenals het jaarlijkse transport van rivier- en afvalwater met een zekere gewenste betrouwbaarheid. Met deze methode kan ook een voorspelling gemaakt worden omtrent de monsternamerequentie, in rivier- en afvalwater.

2. Theorie

De nauwkeurigheid van de gemiddelde kwaliteit van rivier- en afvalwater kan op betrekkelijk eenvoudige wijze berekend worden. Voorwaarde hierbij is dat de onderzochte monsters op aselechte wijze genomen zijn en de analyseresultaten normaal verdeeld zijn.

De monsters gedurende een bepaalde periode op een vaste plaats genomen, kunnen beschouwd worden als een steekproef uit de passerende stroom vloeistofpakketjes. De analyseresultaten van het onderzoek van deze monsters vormen op deze wijze een verzameling steekproefelementen. Het rekenkundig gemiddelde van deze verzameling steekproefelementen is:

$$m_i = \frac{\sum_i x_i}{n} \quad (1)$$

waarin:

- m_i : het rekenkundig gemiddelde van de elementen van de steekproef;
- x_i : de waarde van het element i ;
- n : het totaal aantal elementen.

Bij ongelijk zijn van de waarde van de elementen van de verzameling is er sprake van een spreiding rondom het gemiddelde m_i .

De maatstaf voor deze spreiding is de standaardafwijking s van de steekproef. Voor de standaardafwijking s geldt:

$$s = \sqrt{\frac{\sum_i (m_i - x_i)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{\sum_i (x_i)^2 - (\sum x_i)^2}{n-1}} \quad (2)$$

Het werkelijke gemiddelde μ van de waarden van een kwaliteitsparameter kan berekend worden met behulp van de vergelijking (3):

$$\mu = m_i \pm t \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \quad (3)$$

waarin:

- μ : het werkelijke gemiddelde van de kwaliteitsparameter;
- t : een factor die afhangt van de gewenste betrouwbaarheid en het aantal vrijheidsgraden (Φ) waaruit s is berekend (zie tabel I) en afhangt van het aantal monsters dat genomen is.

TABEL I.

Φ (n-1)	t verdeling		
	eenzijdige 5 %	overschrijdskans 2,5 %	overschrijdskans 0,5 %
1	6,31	12,7	63,7
2	2,92	4,30	9,90
3	2,35	3,18	5,84
4	2,13	2,78	4,60
5	2,01	2,57	4,03
6	1,94	2,45	3,71
7	1,89	2,36	3,50
8	1,86	2,31	3,36
9	1,83	2,26	3,25
10	1,81	2,23	3,17
12	1,78	2,18	3,05
14	1,76	2,14	2,98
16	1,75	2,12	2,92
18	1,73	2,10	2,88
20	1,72	2,09	2,85
22	1,72	2,07	2,82
24	1,71	2,06	2,80
26	1,71	2,06	2,78
28	1,70	2,05	2,76
30	1,70	2,04	2,75
40	1,68	2,02	2,70
60	1,67	2,00	2,66
120	1,66	1,98	2,62
∞	1,64	1,96	2,58

De laatste term in vergelijking (3) stelt de nauwkeurigheid van het gemiddelde voor. Wanneer de berekende gemiddelde concentratie van een stof in het water wordt aangegeven met m_i , dan geldt voor de nauwkeurigheid van dit gemiddelde (ΔC) vergelijking (4).

$$\Delta C = t \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \quad (4)$$

Het aantal monsters dat geanalyseerd moet worden in een rivier of een afvalwaterstroom om een bepaalde nauwkeurigheid van het gemiddelde met een zekere betrouwbaarheid te verkrijgen, kan aldus voorspeld worden met behulp van de vergelijking (5):

$$n = \left(\frac{ts}{\Delta C} \right)^2 \quad (5)$$

In deze vergelijking hangen zowel t als s af van n. De mate waarin s afhankelijk is van n, neemt af naarmate het aantal monsters toeneemt. Wanneer n groter is dan ca. 30 is de fout die hierbij gemaakt wordt verwaarloosbaar. Bij lagere waarden van n is de uitkomst minder exact, doch een redelijk goede indicatie voor het aantal te onderzoeken monsters.

3. De nauwkeurigheid van de gemiddelde kwaliteit van rivierwater

Ter illustratie van de voorgaande theoretische overwegingen, is de nauwkeurigheid van het jaargemiddelde van het chloridegehalte in de Rijn bij Kop van 't Land berekend. De berekeningen zijn gebaseerd op de meetresultaten van de jaren 1973 en 1974. In tabel II is het resultaat hiervan met de belangrijke gegevens vermeld. De nauwkeurigheid is in dit geval berekend bij een betrouwbaarheid van 95 %.

TABEL II - Chloridegehalte in de Rijn bij de Kop van 't Land (betrouwbaarheid 95 %).

	1973	1974
aantal waarnemingen (n)	46	51
rekenkundig gemiddelde (m ₁)	201 mg/l	186 mg/l
standaarddeviatie (s)	44 mg/l	45 mg/l
betrouwbaarheidsfactor (t)	2,01	2,01
aantal vrijheidsgraden (Φ=n-1)	45	50
nauwkeurigheid (Δ C)	13 mg/l	12,5 mg/l

Het werkelijke jaargemiddelde van het chloridegehalte bedroeg in 1973 en 1974 dus resp. 201 ± 12 mg/l en 186 ± 12,5 mg/l. Op grond van de gebruikte waarnemingen kan 'dan ook niet geconcludeerd worden dat het chloridegehalte in 1974 significant lager was dan in 1973.

De nauwkeurigheid van het jaargemiddelde kan ook aangegeven worden als een percentage van het jaargemiddelde. In tabel III is de nauwkeurigheid van een aantal kwaliteitsparameters van de Rijn in 1973 bij Kop 't Land op deze wijze weergegeven.

Uit deze tabel blijkt dat de nauwkeurigheid van de jaargemiddelden bij een betrouwbaarheid van 95 % bij meerdere parameters niet groot is. Het verschil tussen het jaargemiddelde van 1973 en het volgende jaar moet immers minstens ongeveer tweemaal de in de tabel III aangegeven nauwkeurigheid zijn opdat er sprake is van een significant verschil tussen het gemiddelde van beide jaren. (Voorwaarde hierbij is dat de resultaten van de jaren die met elkaar vergeleken worden niet zeer veel van elkaar verschillen. Verwacht mag worden dat dit inderdaad bij dit probleem meestal het geval zal zijn.)

TABEL III - Water-kwaliteit van de Rijn bij de Kop van 't Land 1973.

	m ₁ (mg/l)	s (mg/l)	n	Δ c %	10 %	5 %	n bij Δ c	1 %	0,5 %
Kleur (Pt)	35	9,91	45	8,3	33	125	3200	13000	
Gel. verm. (μS/cm)	982	159,0	46	4,8	13	43	1100	4200	
pH	7,5	0,12	46	0,5	3	3	12	41	
KMnO ₄ -verbr.	36	14,19	46	11,7	64	244	6000	24000	
Cl ⁻	201	43,88	46	6,4	21	76	2000	7500	
NO ₂ ⁻	0,06	0,0045	46	2,2	5	11	225	900	
NO ₃ ⁻	11	2,44	46	6,5	22	78	2000	8000	
SO ₄ ²⁻	95	17,01	46	5,3	15	57	1300	5000	
HCO ₃ ⁻	158	14,25	46	2,7	6	15	325	1300	
SiO ₂	6	1,83	46	8,9	38	146	3700	15000	
NH ₄ ⁺ (sal.)	3,4	1,82	46	15,9	112	439	12000	46000	
NH ₄ ⁺ (alb.)	0,6	0,17	46	8,4	33	121	3200	13000	
Fe	0,92	0,512	46	16,5	122	476	12000	47000	
O ₂	6,5	1,81	46	8,3	31	121	3000	12000	
Ca ²⁺	87	9,43	46	3,2	7	21	450	1800	
Mg ²⁺	12	2,95	46	7,2	25	95	2300	9000	
Na ⁺	108	34,03	46	9,3	41	156	3800	15000	
K ⁺	8	1,57	46	5,8	17	61	1400	6000	
Tot. hardh. (meq./l)	5,4	0,59	46	3,3	7	21	450	1800	
F ⁻	0,33	0,063	46	5,6	17	61	1400	6000	
PO ₄ ³⁻ (ortho)	1,033	0,280	46	8,0	30	114	3000	12000	
PO ₄ ³⁻ (totaal)	1,850	0,386	45	6,2	19	68	1800	7000	
Cu	0,018	0,005	46	8,8	38	142	3500	14000	
Pb	0,025	0,015	11	37,0	130	532	14000	55000	
Reukgetal	38	5,38	22	6,3	11	33	800	3000	
Olie	0,300	0,111	21	16,9	58	212	5000	21000	
Detergenten	0,140	0,020	15	7,8	11	33	800	3000	
Cholase rem. μg/l	0,26	0,09	21	15,7	52	185	4500	18000	
Lindaan μg/l	0,17	0,046	19	12,9	30	115	3000	12000	

Deze uitspraak laat zich als volgt toelichten. Is de nauwkeurigheid van de gemiddelde concentratie in 1973 met een betrouwbaarheid α %, Δ c₁ en die in 1974 met dezelfde betrouwbaarheid Δ c₂ en het gemiddelde in 1973 \bar{m}_1 en in 1974 \bar{m}_2 , dan zijn er drie mogelijkheden voor de ligging van de frequentiecurven van de normale verdelingen van de gemiddelde concentraties in 1973 en 1974 ten opzichte van elkaar. Afb. 1 illustreert deze mogelijkheden.

Voor geval I en II geldt:
 $(\Delta c_1 + \Delta c_2) \leq (\bar{m}_2 - \bar{m}_1)$
 Men kan met een betrouwbaarheid groter of gelijk aan α % stellen, dat het gemiddelde

chloridegehalte in de Rijn in 1974 groter was dan in 1973.

Voor geval III geldt:

$$(\Delta c_1 + \Delta c_2) > (\bar{m}_2 - \bar{m}_1)$$

Men kan niet stellen, dat het gemiddelde chloridegehalte in 1974 groter was dan in 1973 met een betrouwbaarheid die groter of gelijk is aan α %.

Door na te gaan wanneer aan de vergelijking $(\Delta c_1 + \Delta c_2) \leq (\bar{m}_2 - \bar{m}_1)$ voldaan wordt kan nagegaan worden met welke betrouwbaarheid gesteld kan worden, dat het gemiddelde chloridegehalte in 1974 groter was dan in 1973.

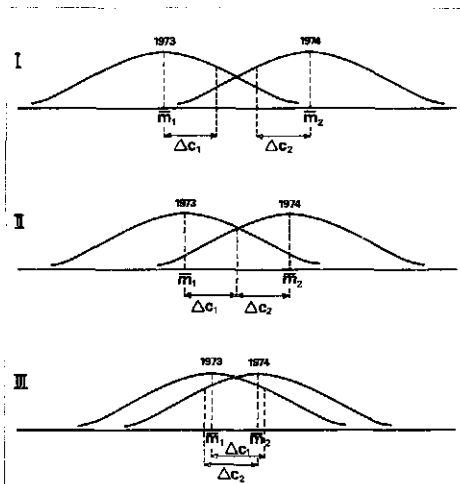
De nauwkeurigheid van een gemiddelde kan in het algemeen verhoogd worden door:

- het aantal monsters dat onderzocht wordt te vergroten;
- mengmonsters te onderzoeken;
- de analysemethode te verbeteren.

De laatstgenoemde manier is slechts dan zinvol wanneer de standaardafwijking van de analysemethode tenminste enige invloed heeft op de standaardafwijking van de steekproef. Het is dan ook zeer nuttig de standaardafwijking van de analysemethoden te kennen.

Om de vraag welke nauwkeurigheid van het gemiddelde gewenst is te kunnen beantwoorden moet echter bekend zijn welke verschillende uit beleidsoverwegingen nog interessant zijn. Hierbij dienen we ons goed te realiseren dat een grote nauwkeurigheid veel analyses vergt en dus hoge

Afb. 1 - De mogelijke ligging van de kurven van de normale verdelingen van de gemiddelde concentratie 1973 en 1974 t.o.v. elkaar.



kosten met zich brengt. In afb. 2 wordt dit geïllustreerd aan de hand van het chloridegehalte in de Rijn bij de 'Grote Rug'.

4. De monsternamerequentie van rivierwater gebaseerd op de kwaliteit

Uit het voorbeeld waarin het chloridegehalte van de Rijn bij Kop van 't Land van de jaren 1973 en 1974 met elkaar vergeleken wordt, bleek dat bij een monsternamerequentie van circa 50 per jaar, het jaargemiddelde een geringe nauwkeurigheid heeft. Een verschil in jaargemiddelde van minstens 25,5 mg Cl⁻/l moet aanwezig zijn opdat er van een significant verschil gesproken kan worden.

Wij kunnen ons afvragen welke monsternamerequentie had moeten worden aangehouden opdat juist een significant verschil geconstateerd had kunnen worden.

Een ruwe schatting kunnen we hiervan maken wanneer verondersteld wordt, dat het gemiddelde chloridegehalte in de jaren 1973 en 1974 inderdaad verschilde.

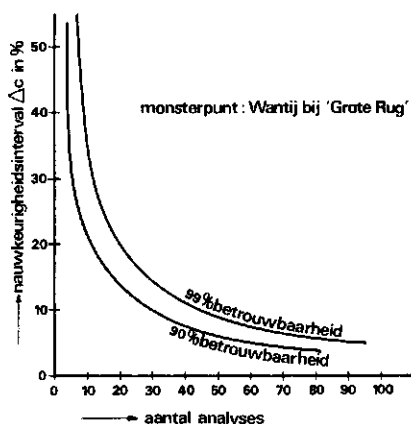
Hierbij moet dan tevens verondersteld worden dat het berekende gemiddelde en de standaardafwijking weinig verandert wanneer er een ander aantal monsters onderzocht was.

Het verschil tussen de berekende jaargemiddelden van 1973 en 1974 kan bij de genoemde veronderstellingen, gelijkgesteld worden aan de som van de nauwkeurigheidsintervallen van deze jaargemiddelden. Veronderstellen wij bovendien dat deze nauwkeurigheidsintervallen ongeveer gelijk zijn, dan volgt uit vergelijking (5) en tabel I, door iteratie, dat het aantal monsters in beide jaren circa 120 had moeten zijn.

Deze methode geeft echter een ruwe schatting van het aantal monsters dat onderzocht had moeten worden. Bovendien wordt een aantal min of meer aanvechtbare veronderstellingen gedaan.

Een elegantere methode is die welke gebruik maakt van de nauwkeurigheid uitgedrukt in procenten van het gemeten jaargemiddelde. De gewenste nauwkeurigheid wordt verondersteld en de bijbehorende monsternamerequentie wordt volgens vergelijking (5) en met tabel I berekend. In tabel III zijn de voorspellingen weergegeven voor de monsternamerequentie van een aantal parameters in Rijnwater. De berekeningen zijn gebaseerd op de analysesresultaten van 1973 in de Rijn bij Kop van 't Land, bij een betrouwbaarheid van 95 %. Bij de interpretatie van de resultaten moet er bij deze methode op gelet worden, dat wanneer ΔC gelijk blijft en bijv. het gemiddelde toeneemt, ΔC in procenten uitgedrukt, daalt.

Voor de praktijk is het zinvol de voor-



Afb. 2 - Verband tussen nauwkeurigheidsinterval van het gemiddelde chloridegehalte in de Rijn en jaarlijks aantal chloride analyses bij verschillende betrouwbaarheden.

spelling van een aantal jaren te berekenen en aan de hand van deze resultaten de monsternamerequenties vast te stellen en deze steeds achteraf te toetsen. De toets dient dan tevens als voorspelling van het komende jaar.

De resultaten van een degelijke toets zijn weergegeven in tabel IV.

Opgemerkt moet worden dat een nauwkeurigheid van bv. $\Delta C = 5 \%$, een significant verschil tussen twee berekende jaargemiddelden oplevert wanneer dit verschil meer dan 10 % bedraagt. Het lijkt er dan ook op dat de monsternamerequentie van een groot aantal parameters hoger moet zijn, dan die welke heeft plaatsgevonden bij Kop van 't Land, wanneer er ten minste naar gestreefd wordt een relevant verschil in kwaliteit van het rivierwater aan te tonen.

5. De nauwkeurigheid van het gemiddelde transport door een rivier

De nauwkeurigheid van het gemiddelde transport door een rivier gedurende bijvoorbeeld een jaar kan op analoge wijze berekend worden als in het voorgaande is beschreven. Wij illustreren dit aan de hand van het

transport van chloride door de Rijn dat in 1972 en 1973 plaats heeft gevonden. Hiertoe wordt uitgegaan van de analysesresultaten van de monsters die dagelijks zijn onderzocht en de gemeten waterafvoer. Het product van het chloridegehalte en de dagelijkse afvoer levert een waarde voor het chloridetransport. De waarden van deze berekende transporten vormen een steekproef uit de populatie van werkelijke transporten die per tijdseenheid plaatsvinden. In tabel V is het aantal monsters (n) dat in 1972 en 1973 genomen is, het gemiddelde transport (m_i), de standaarddeviatie (s) en de nauwkeurigheid van het transport (ΔT) weergegeven. (De verdeling van deze populaties blijkt de normale verdeling te benaderen.)

TABEL V - Jaargemiddelde en standaarddeviatie in de Rijn voor de zoutvracht.

	1972	1973
n (aantal analyses)	363	359
m_i (kg/sec)	304,5	327,9
s (kg/sec)	50,9	54,6
ΔT (kg/sec)	5,6	5,2

Het werkelijke jaargemiddelde van het chloridetransport bedroeg dus in 1972 en in 1973 resp. $304,5 \pm 5,6$ kg/sec en $327,9 \pm 5,2$ kg/sec bij een betrouwbaarheid van 95 %, hetgeen inhoudt dat geconcludeerd kan worden dat de gemiddelde chloridevracht van de Rijn in 1973 significant hoger was dan in 1972, terwijl deze uitspraak een betrouwbaarheid heeft die groter is dan 95 %. Een voortgezette toetsing leert dat deze uitspraak een betrouwbaarheid van minstens 99,99 % heeft.

6. De monsternamerequentie gebaseerd op het jaarlijks transport

Bij het voorgaande voorbeeld doet de vraag zich voor welke monsternamerequentie nodig is, gebaseerd op het chloridetransport van de Rijn. Men kan deze voorspelling van de monsternamerequentie maken op de wijze zoals reeds in het voorgaande beschreven is. In tabel VI is het resultaat van deze berekening bij een betrouwbaarheid van 95 % weergegeven.

TABEL IV - Voorspelling en toetsing van de monsternamerequentie.

Parameter	voorspelling 1974 * n		resultaat 1974			voorspelling 1975 * n		
	$\Delta C = 10 \%$	$\Delta C = 5 \%$	m	s	n	C %	$\Delta C = 10 \%$	$\Delta C = 5 \%$
Cl ⁻	21	76	186	44,9	51	6,8	26	93
HCO ₃ ⁻	6	15	148	12,8	51	2,4	5	12
O ₂	31	121	6,7	1,8	50	7,4	29	114
Na ⁺	41	156	100	26,6	51	7,5	30	112

* Voorspelling op basis van gegevens het jaar ervoor.

TABEL VI - Monsternamerequentie als functie van de nauwkeurigheid van het chloride transport.

	nauwkeurigheid (ΔT)	10 %	5 %	1 %	0,5 %
aantal waarnemingen	n (1972)	13	45	1073	4293
aantal waarnemingen	n (1973)	13	45	1064	4254

Uit deze tabel blijkt dat verwacht mag worden dat een groot aantal monsters onderzocht moet worden opdat een verschil van 1 % (komt overeen met $\Delta C = 0,5 \%$) in het chloridetransport door de Rijn kan worden vastgesteld.

7. De monsternamerefrequentie van afvalwater

Ingevolge de Wet verontreiniging oppervlaktewater dient heffing betaald te worden voor de lozing van afvalwater op oppervlaktewateren.

De hoogte van deze heffing is gebaseerd op het aantal inwonerequivalenten dat afgevoerd wordt.

Voor voorgezuiverd afvalwater geldt:

$$i.e. = \frac{Q}{180} (CZV + 4,57 N) \quad (6)$$

Voor biologisch gezuiverd huishoudelijk afvalwater geldt:

$$i.e. = \frac{Q}{180} (2,5 BZV_5 + 4,57 N) \quad (7)$$

In deze formules wordt verstaan onder:

i.e. het aantal inwonerequivalenten;

Q: het aantal m³ afgevoerd afvalwater per etmaal;

CZV: het chemisch zuurstofverbruik (g/m³);

BZV₅: het biochemisch zuurstofverbruik (g/m³);

N: de som van ammonium-stikstof en organisch geboden stikstof.

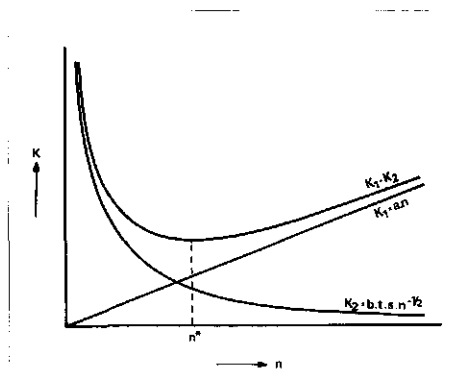
De nauwkeurigheid van het aantal inwonerequivalenten dat gemiddeld gedurende een jaar afgevoerd wordt, kan op deze wijze zoals reeds beschreven is, berekend worden.

Om het aantal monsters dat per jaar onderzocht moet worden te berekenen moet de nauwkeurigheid die gewenst is bekend zijn.

Deze nauwkeurigheid kan als volgt impliciet berekend worden.

Een onnauwkeurigheid in de waarde van het aantal inwonerequivalenten brengt de kans met zich mee dat ten onrechte zowel te veel als te weinig heffing betaald wordt. Beide situaties zijn in principe verwerpelijk, daar immers in het ene geval degene die de heffing betaalt, en in het andere geval degene die de heffing ontvangt, te kort wordt gedaan. De mate waarin de kans waarmee deze vorm van onrechtvaardigheid optreedt kan beperkt worden door het aantal monsters dat onderzocht wordt te vergroten.

Hierdoor stijgen de kosten die het analyseren van de monsters met zich meebrengt. Het is duidelijk dat een verhoging van de monsternamerefrequentie zijn zin verliest op



Afb. 3 - Het verband tussen K (= K₁ + K₂) en de analyse frequentie.

het moment dat de toename van de analysekosten hoger wordt dan de afname van het bedrag dat ten onrechte te veel of te weinig aan heffing wordt betaald.

In afb. 3 wordt dit geïllustreerd.

Noemen wij deze bovengenoemde bedragen resp. K₁ en K₂, dan geldt:

$$K_1 = a \cdot n \quad (8)$$

$$K_2 = b \cdot \Delta (i.e.) = \frac{b.t.s.}{n} \quad (\text{zie vgl. 4}) \quad (9)$$

hierin is:

a: de kosten van één analyse voor het bepalen van het aantal inwonerequivalenten (i.e.);

b: de heffing per i.e.;

Δ (i.e.): de onnauwkeurigheid van het jaargemiddelde van het aantal i.e.;

t, s, n: als reeds genoemd;

K₁: de analyse kosten;

K₂: de onnauwkeurigheid van de kosten van de heffing.

Hanteren wij de bovengenoemde filosofie dan geldt als criterium:

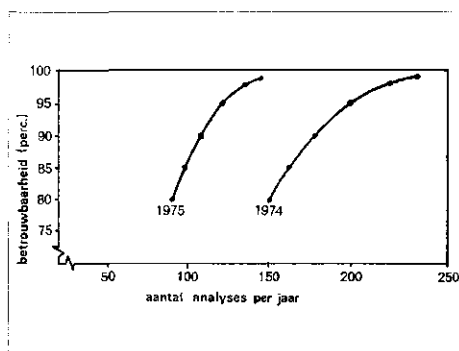
$$\frac{d(K_1 + K_2)}{dn} = 0 \quad (10)$$

mits

$$\frac{d^2(K_1 + K_2)}{dn^2} > 0$$

hetgeen hier het geval is.

Afb. 4 - Relatie tussen aantal analyses en betrouwbaarheid bij K (= K₁ + K₂) is minimaal.



Hieruit volgt

$$a = \frac{b.t.s.}{2n \sqrt{n}} \quad (11)$$

zodat

$$n^* = \left(\frac{b.t.s.}{2a}\right)^{2/3} \quad (12)$$

waarin n* het aantal bepalingen voorstelt waarbij (K₁ + K₂) minimaal is.

Het verband tussen K (K₁ + K₂) en n is weergegeven in afb. 3.

Ter illustratie van het vorenstaande, is de voorspelling van de monsternamerefrequentie berekend van de rioolwaterzuiveringsinstallatie te Dordrecht *. Bij de berekening van de onnauwkeurigheid van de heffing is in eerste instantie uitgegaan van een betrouwbaarheid van 95 %.

In tabel VII is het resultaat van deze berekeningen met de belangrijkste gegevens weergegeven. (De verdeling van deze populaties blijkt de normale verdeling te benaderen.)

TABEL VII - Voorspelling monsternamerefrequentie van de rioolwaterzuiveringsinstallatie te Dordrecht.

	1974	1975
inwonerequivalenten (i.e.)	27600	21600
standaarddeviatie (s)	12000	6800
kosten per bepaling (a)	f 60,—	f 72,50
kosten lozing per i.e. (b)	f 14,50	f 14,50
aantal waarneming(n)	91	137
benodigde frequentie (n*)	201	121

Afb. 4 illustreert de invloed van de betrouwbaarheid, die gehanteerd wordt bij de berekening van de onnauwkeurigheid van het aantal inwonerequivalenten op de monsternamerefrequentie.

Uit deze afbeelding blijkt dat de voorspelde monsternamerefrequentie op grond van de gegevens van 1974 aanzienlijk hoger is dan voor het jaar 1975. De belangrijkste oorzaak hiervan is de grotere spreiding in het aantal i.e. in 1974. Deze grotere spreiding is het gevolg van onderhoudswerkzaamheden die uitgevoerd zijn aan de installatie, waardoor deze tijdelijk niet optimaal functioneerde.

De gevolgde monsternamerefrequentie lijkt voor normale omstandigheden dus vrij goed overeen te stemmen met de berekende frequentie.

8. Discussie

Bij de uitgevoerde bewerkingen van de meetresultaten is ervan uitgegaan dat

* De analyse- en meetresultaten aan de hand waarvan deze berekeningen zijn uitgevoerd, zijn door ir. L. van der Burg, directeur GEVUDO te Dordrecht ter beschikking gesteld.

monsters aselekt genomen zijn en de resultaten normaal verdeeld zijn. De mate waarin de beschouwde analyseresultaten normaal verdeeld zijn, is getoetst door van de meetuitkomsten een relatieve cumulatieve frequentieverdeling op waarschijnlijkheidspapier uit te zetten.

Hierbij bleek bij de uitgewerkte rekenvoorbeelden steeds een min of meer rechte lijn te ontstaan, zodat de conclusie getrokken kan worden, dat de steekproef geacht kan worden afkomstig te zijn uit een normaal verdeelde populatie. Er is tevens stilzwijgend van uitgegaan, dat de samenstelling van een monster onafhankelijk is van de voorafgaande monsters.

De fout die gemaakt wordt bij de berekening van de monsternamerequentie en de nauwkeurigheid van het gemiddelde der meetresultaten, doordat de uitgangspunten niet geheel juist zijn, is nauwelijks kwantitatief aan te geven.

Wij kunnen echter verwachten dat de werkelijke monsternamerequentie hoger zal zijn dan de berekende indien de monsters niet aselekt genomen zijn en/of de meetresultaten niet normaal verdeeld zijn.

Bestaat er een autocorrelatie tussen de meetresultaten dan kan in principe met een lagere monsternamerequentie volstaan worden dan de berekende, om hetzelfde resultaat te bereiken. Een methode om de autocorrelatie bij de berekeningen te betrekken is echter nog niet beschikbaar.

De toegepaste methode levert dan ook een schatting van de monsternamerequentie in plaats van een exacte berekening.

Hiernaast dient vermeld te worden dat bij de berekening van de monsternamerequentie van een beperkte doelstelling is uitgegaan. Zo is bijv. geheel voorbij gegaan aan de monsternamerequentie die nodig is om een optimale procesvoering bij de bereiding van drinkwater en de zuivering van afvalwater te bereiken, daar hierbij geheel andere overwegingen kunnen gelden.

Literatuur

1. Anderson, H. P. Statistische technieken en hun toepassingen, 1972.
2. Bosch, A. J. en Kamps, H. J. L. Statistisch Compendium.
3. Sieben, J. W. en Munck, H. A. de. Toegepaste statistiek A, 1975.
4. Wijvekate, M. L. Verklarende Statistiek, 1969.



• *vervolg van pag. 69*

Biologische denitrificatie in zeer laag belaste actief-slibsystemen

1974. *Denitrification of sewage by alternating process operation.*

16. Heide, B. A. (1975). *Aerobe en verdergaande zuivering van afvalwater in zeer laag belaste actief-slibsystemen. Stikstofverwijdering door middel van biologische denitrificatie, deel I.* IG-TNO rapport A 76.

17. Heide, B. A. (1975). *Idem deel II.* IG-TNO rapport A 77.

18. Sutton, P. M., Murphy, K. L. and Jank, B. C. (1975). *Nitrogen Control: a basis for design with activated sludge systems.* IAWPR Conference on Nitrogen as a Water Pollutant, Copenhagen.

19. Christensen, M. H. and Harremoes, P. (1975). *A literature review of biological denitrification of sewage.* IAWPR Conference on Nitrogen as a Water Pollutant, Copenhagen.

20. Pasveer, A. (1971). *Verdere ontwikkeling. Het oxydenitroproces* *H₂O* 4 (1971) 22, p. 499-504.

21. Barnard, J. L. (1975). *Nutrient removal in biological systems.* *Water Poll. Control* 74 (1975) 2, p. 142-154.

22. Dijkstra, F. en Tietema, P. (1974) NL 7214701. *Werkwijze voor het verwijderen van stikstofverbindingen uit afvalwater.*

23. Geest, A. T. van der en Witvoet, W. C. (1975). *Nitrification and denitrification in Carousel systems.* IAWPR Conference on Nitrogen as a Water Pollutant, Copenhagen.

24. Matsché, N. F. (1975). *Removal of nitrogen by Simultaneous nitrification-denitrification in an activated sludge plant with mammoth rotor aeration.* IAWPR Conference on Nitrogen as a Water Pollutant, Copenhagen.

25. Tholander, B. (1975). *An example of design of activated sludge plants with denitrification.* IAWPR Conference on Nitrogen as a Water Pollutant, Copenhagen.

26. Nicholls, H. A. (1975). *Modification of extended aeration in Johannesburg South Africa to achieve denitrification.* IAWPR Conference on Nitrogen as a Water Pollutant, Copenhagen.

27. Naughton, J. (1974). *Water Research Centre unravels the nitrate knot.* Surveyor, 26th July.



Tiende Essener Tagung wordt in Aken gehouden

Op 2, 3 en 4 maart 1977 wordt de 10e 'Essener Tagung' gehouden, die — zoals eerder werd meegedeeld — in Aken zal plaatsvinden. Het onderwerp is 'Abwasserreinigungsverfahren und Regenwasserbehandlung unter Berücksichtigung nationaler und internationaler Gewässergüteanforderungen'.

Van de 42 aangekondigde referaten worden er 4 door Nederlandse sprekers verzorgd — in volgorde van het programma: ir. K. C. Zijlstra, prof. ir. A. C. J. Koot, ir. J. B. M. Wiggers en ir. J. D. A. Wajer. De kosten bedragen DM 220,— per persoon. Informatie: Lehrstuhl für Siedlungswasser-

wirtschaft, RWTH, Aachen, Templergraben 55, 5100 Aachen, tel. (0241) 425207.

Verstedelijking en waterhuishouding

De Commissie voor Hydrologisch Onderzoek TNO organiseert in samenwerking met de Unie van Waterschappen en het Nederlands Instituut van Directeuren en Ingenieurs van Gemeentewerken (NIDIG) een Technische bijeenkomst over het onderwerp: 'Verstedelijking en waterhuishouding'. De bijeenkomst vindt plaats op woensdag 4 mei a.s. in het conferentieoord 'De Blijve Werelt' te Lunteren.

Cursus milieuhygiëne, dosis effect-relatie en normen

De Stichting Postakademiale Vorming Gezondheidstechniek organiseert van 14 t/m 17 maart a.s. een cursus 'Milieuhygiëne, dosis effect-relatie en normen' aan de Technische Hogeschool Delft. Het programma vermeldt voordrachten over de volgende onderwerpen:

1. medische aspecten milieunormen, door prof. dr. K. Biersteker;
2. international overleg waternormen, door ir. J. J. Cappon;
3. Chemische en toxicologische criteria voor normstelling speciaal t.a.v. levensmiddelen, door dr. J. W. Copius Peereboom;
4. Nationale en internationale activiteiten t.a.v. milieuhygiëne-normen, door dr. J. H. Dewaide;
5. Nationale vaststelling waternormen, door ir. R. Schutte;
6. Ecologie en milieuhygiënische normstelling, door dr. J. G. Wessels Boer;
7. Geluidmeting - geluidbeoordeling, door ir. J. van den Eijk;
8. Problemen bij de normstelling bodemhygiëne, door dr. ir. F. A. M. de Haan;
9. Dosis-effect relaties en normen voor lucht, door drs. F. Hartogensis;
10. Normalisatie van analysemethode, door drs. E. P. Noordervliet;
11. Normen voor ioniserende straling, door dr. Z. M. Nooteboom-Beekman;
12. Milieubeheer en milieunormen, door prof. dr. C. O. Schaeffer;
13. Drinkwater, door dr. F. J. J. Brinkmann.

De inschrijving sluit op 21 februari a.s. Belangstellenden kunnen zich wenden tot het secretariaat van de Stichting Postakademiale Vorming Gezondheidstechniek, Stevinweg 1, Delft, tel. (015) 133222, tst. 5468.