



Paul Baggelaar, Icastat

Onno van Tongeren, Data-Analyse Ecologie

Roel Knobben, Royal Haskoning

Willem van Loon, Rijkswaterstaat Waterdienst

# Rapporteren van de betrouwbaarheid van KRW-beoordelingen

**Door praktische beperkingen kan KRW-monitoring en -toetsing leiden tot misclassificatie van een waterlichaam. Om de risico's op verkeerde beoordelingen in beeld te krijgen, schrijft de KRW de EU-lidstaten voor om ook de precisie van een toetswaarde en de betrouwbaarheid van een daarop gebaseerd kwaliteitsoordeel aan te geven. De hier beschreven studie adviseert om toetswaarde en oordeel te baseren op meetgegevens van enkele jaren, waarbij een meerjaarsgemiddelde wordt berekend uit een aantal jaargemiddelden. Dit maakt een verantwoorde bepaling van precisie en betrouwbaarheid mogelijk en leidt bovendien tot een stabielere kwaliteitsoordeel.**

**K**RW-monitoring dient om de chemische en ecologische toestand van een waterlichaam te kunnen beoordelen. Van elk te toetsen kwaliteitselement wordt daartoe een aantal meetwaarden verzameld, waaruit vervolgens een toetswaarde wordt berekend. De chemische toestand wordt beoordeeld door per kwaliteitselement (lees: prioritair stof) het jaargemiddelde van de meetwaarden te vergelijken met een daarvoor geldende norm en door de maximale meetwaarde te vergelijken met de MAC-waarde (Maximaal Aanvaardbare Concentratie). De ecologische toestand wordt beoordeeld door per kwaliteitselement de ecologische kwaliteitsratio (EKR) af te zetten tegen een aantal klassengrenzen.

Men staat er doorgaans niet bij stil dat de norm of klassengrens geldt voor de werkelijke toetswaarde, zoals te berekenen uit de populatie van alle mogelijke meetwaarden die op de meetlocatie hadden kunnen worden genomen zonder bemonsterings- en analysefouten. Maar doordat we het moeten doen met een beperkt aantal meetwaarden, die bovendien beïnvloed zijn door bemonsterings- en analysefouten, komen we niet verder dan een schatting van die werkelijke toetswaarde. Dit introduceert een risico op verkeerde beoordeling, met alle ongewenste (en kostbare) consequenties die dat kan hebben.

Om inzicht te krijgen in dat risico, schrijft de KRW voor dat de lidstaat bij elke rapportage ook de precisie van de toetswaarde en de betrouwbaarheid van het daarop gebaseerde oordeel meeleverd. Maar de KRW biedt geen voorschrift hoe deze onzekerheidskenmerken te bepalen. Daarom is in opdracht van Rijkswaterstaat Waterdienst een studie uitgevoerd naar de meest geschikte aanpak om die onzekerheden te bepalen<sup>1)</sup>, met als bijproduct enkele aanbevelingen voor verbetering van de KRW-monitoringsprogramma's<sup>2)</sup>. Dit artikel geeft de bevindingen van deze studie, met onderscheid tussen de ecologische en de chemische toestand.

## Betrouwbaarheid oordeel ecologische toestand

De ecologische toestand van een waterlichaam wordt voor de KRW grotendeels vastgesteld aan de hand van biologische kwaliteitselementen, met aanvullende rollen voor hydromorfologische en fysisch-chemische kwaliteitselementen en bepaalde verontreinigende stoffen. De biologische kwaliteitselementen zijn macrofauna, fytoplankton, overige waterflora en vis, waarbij in principe wordt afgegaan op de soortensamenstelling en -abundantie. Voor elk biologisch kwaliteitselement fungeert de EKR als toetswaarde. Dit is een dimensieloos getal tussen 0 en 1, berekend als de verhouding tussen de huidige ecologische toestand en de referentietoestand. De

huidige ecologische toestand wordt geschat op basis van metingen, terwijl de referentietoestand door deskundigen voor verschillende soorten waterlichamen is vastgelegd in zogenaamde maatlat-tabellen. Onze hierna beschreven uitwerking van de precisie en de betrouwbaarheid gaat er van uit dat de ecologische toestand van de referentiesituatie exact bekend is en dat de onzekerheid van een EKR en het daarop gebaseerde oordeel dus louter het gevolg is van de onzekerheid die het gevolg is van het schatten van de huidige ecologische toestand.

## Onzekerheidsanalyse

Om uitspraken te kunnen doen over precisie en betrouwbaarheid moet de kansverdeling van de geschatte EKR bekend zijn. Een mogelijkheid is deze grotendeels theoretisch af te leiden met de beginselen van de onzekerheidsanalyse. Daarbij wordt van elke afzonderlijke foutenbron de kansverdeling van de fout bepaald, waarna de kansverdeling van de geschatte EKR kan worden berekend volgens de leer van de foutvoortplanting. Belangrijke foutenbronnen zijn bijvoorbeeld de ruimtelijke en temporele variatie van de betrokken parameters (zoals soortensamenstelling en -abundantie), het gehanteerde bemonsteringsschema, de bemonstering, de soorten-determinatie en kwantitatieve analyse op het laboratorium<sup>3)</sup>. Een groot voordeel van

deze benadering is, dat met de verkregen informatie ook de meetinspanning kan worden geoptimaliseerd. Het vergaen van alle benodigde informatie is echter een majeure onderneming, niet alleen doordat vele foutbronnen een rol spelen, maar ook doordat het vaststellen van hun afzonderlijke invloeden op de geschatte EKR bewerkelijke meetcampagnes vergt. Deze weg lijkt dan ook slechts haalbaar als de waterbeheerders daarvoor hun onderzoeksinspanningen zouden bundelen.

### Empirische benadering

Er ontbreken momenteel nog veel bouwstenen om volgens de beginselen van de onzekerheidsanalyse de kansverdeling van een geschatte EKR te bepalen, zodat een empirische aanpak moet worden gevolgd. Onze voorgestelde aanpak is om een aantal EKR's - elk representatief voor een kalenderjaar - te middelen tot een toetswaarde. Het middelen maakt namelijk een verantwoorde empirische bepaling van precisie en betrouwbaarheid mogelijk. Bovendien leidt het tot een stabielere oordeel, minder beïnvloed door de natuurlijke fluctuaties die van jaar tot jaar kunnen optreden.

Aangezien onze voorgestelde uitwerking uitgaat van een normale kansverdeling, zal het meestal nodig zijn de EKR's vóór het middelen te transformeren. Het is immers weinig aannemelijk dat individuele EKR's voldoen aan normaliteit, ondermeer doordat ze een begrensde bereik hebben (0 t/m 1). En er wordt doorgaans ook over te weinig EKR's gemiddeld om te mogen veronderstellen dat hun gemiddelde wél voldoet aan normaliteit.

Een verantwoorde controle op achterliggende kansverdeling vergt veel ecologische kwaliteitsratio's, zodat we deze tot dusverre alleen nog voor macrofauna in zoete wateren konden uitvoeren<sup>1)</sup>. Daarbij bleek inderdaad geen sprake van normaliteit, maar van een kansverdeling die qua vorm lijkt op de binomiale kansverdeling. Een geschikte transformatie naar normaliteit is dan de logit-transformatie, volgens:

$$EKR_i^* = \ln \left( \frac{EKR_i}{1 - EKR_i} \right) \quad [1]$$

waarin  $EKR_i^*$  de waarde is van  $EKR_i$  in de logit-schaal. De toetswaarde in de logit-schaal schatten we vervolgens als het gemiddelde van de  $EKR_i^*$ :

$$EKR_{\text{gemiddeld}}^* = \frac{\sum_{i=1}^n EKR_i^*}{n} \quad [2]$$

waarin  $n$  het aantal betrokken  $EKR_i^*$ .

Als aselekt is bemonsterd en er geen systematische bemonsterings- en/of analysefouten optreden, dan zal het gemiddelde van de kansverdeling van alle mogelijke schattingen van de toetswaarde in de logit-schaal gelijk zijn aan zijn werkelijke waarde in de logit-schaal. En de precisie van de toetswaarde kunnen we dan rapporteren in de aansprekende vorm van zijn 90%-betrouwbaarheidsinterval. Een dergelijk interval zal namelijk in 90 procent

van de gevallen de werkelijke waarde bevatten van de toetswaarde en daarmee inzichtelijk maken hoever onze schatting van de gezochte werkelijkheid kan aflijgen. Nog steeds in de logit-schaal volgen de ondergrens ( $og^*$ ) en bovengrens ( $bg^*$ ) van dat interval uit:

$$\begin{aligned} og^* &= EKR_{\text{gemiddeld}}^* - t_{(0,1;n-1)} \cdot s_{EKR_{\text{gemiddeld}}^*} \text{ en} \\ bg^* &= EKR_{\text{gemiddeld}}^* + t_{(0,1;n-1)} \cdot s_{EKR_{\text{gemiddeld}}^*} \end{aligned} \quad [3]$$

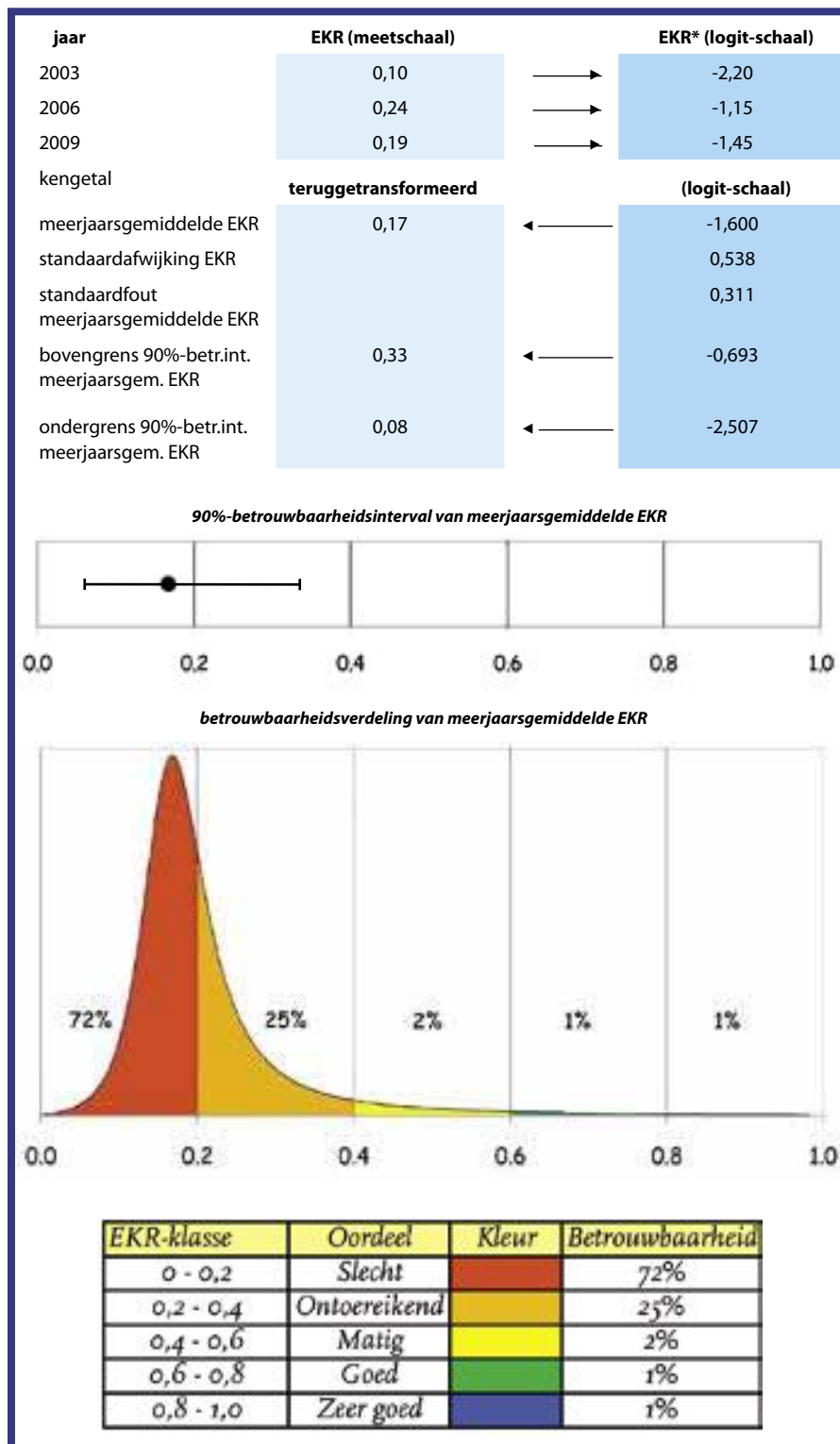
waarin  $t_{(0,1;n-1)}$  de waarde is van de student-t-kansverdeling met een tweezijdige

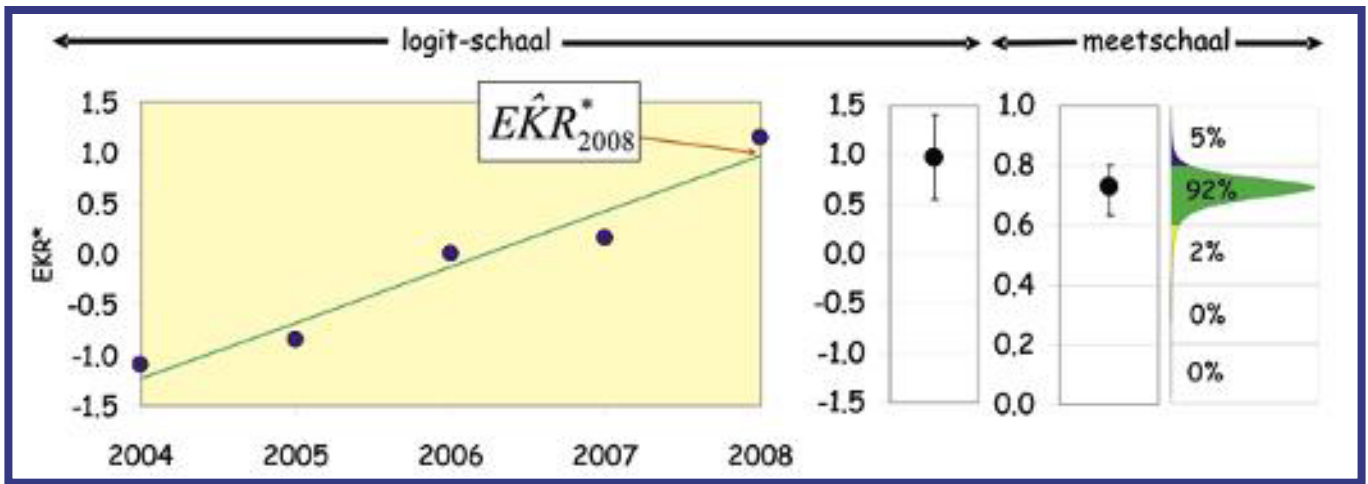
overschrijdingskans van tien procent bij  $n-1$  vrijheidsgraden en  $s_{EKR_{\text{gemiddeld}}^*}$  de standaardfout van het gemiddelde van de  $EKR_i^*$ , berekend als:

$$s_{EKR_{\text{gemiddeld}}^*} = \frac{s_{EKR_i^*}}{\sqrt{n}} = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (EKR_i^* - EKR_{\text{gemiddeld}}^*)^2}{(n-1)}}}{\sqrt{n}} \quad [4]$$

waarin  $s_{EKR_i^*}$  de standaardafwijking is van de  $EKR_i^*$ . Deze standaardfout is de standaard-

**Afb. 1: De ecologische kwaliteitsratio voor macrofauna, zoals gemeten in een bepaald waterlichaam in 2003, 2006 en 2009.**





Afb. 2: Als de ecologische kwaliteitsratio trendmatig verandert, is de met een lineair regressiemodel geschatte modelwaarde voor het laatste jaar een betere toetswaarde dan het meerjaarsgemiddelde. Tevens zijn weergegeven het 90%-betrouwbaarheidsinterval en de betrouwbaarheidsverdeling van de aldus geschatte toetswaarde.

afwijking van de kansverdeling van alle mogelijke schattingen van de toetswaarde in de logit-schaal. Voor de uiteindelijke rapportage dienen we zowel de toetswaarde als de onder- en bovengrens van zijn betrouwbaarheidsinterval weer terug te transformeren van de logit-schaal naar de meetschaal, volgens:

$$x = \frac{e^{x^*}}{1 + e^{x^*}} \quad [5]$$

waarin  $x$  de waarde is in de meetschaal en  $x^*$  de waarde in de logit-schaal. Dit levert een asymmetrisch betrouwbaarheidsinterval.

Het 90%-betrouwbaarheidsinterval van de toetswaarde is niet geschikt om de betrouwbaarheid van het op deze toetswaarde gebaseerde oordeel te kwantificeren. Daarvoor moeten we namelijk een stap verder gaan en de betrouwbaarheid vermelden dat de werkelijke toetswaarde boven, respectievelijk onder elk van de klassengrenzen (0,2 - 0,4 - 0,6 en 0,8) ligt. De Europese Commissie beveelt dit principe ook aan<sup>4)</sup>, maar geeft niet aan hoe deze betrouwbaarheden te bepalen.

Weer uitgaande van normaliteit, kunnen we de betrouwbaarheid dat de werkelijke toetswaarde boven een bepaalde klassengrens ligt als volgt bepalen:

$$B [EKR_{\text{gemiddeld, werkelijk}}^* > \text{klassengrens}^*] = K [t_{n-1} > \frac{(\text{klassengrens}^* - EKR_{\text{gemiddeld}}^*)}{S_{EKR_{\text{gemiddeld}}^*}}] \quad [6]$$

waarin  $B[\dots]$  de betrouwbaarheid is van de uitdrukking tussen haken,  $K[\dots]$  de kans op de uitdrukking tussen haken,  $EKR_{\text{gemiddeld, werkelijk}}^*$  de werkelijke toetswaarde in de logit-schaal en  $EKR_{\text{gemiddeld}}^*$  zijn schatting in de logit-schaal,  $\text{klassengrens}^*$  de waarde van de klassengrens in de logit-schaal,  $t_{n-1}$  een waarde van de student-t-kansverdeling bij  $n-1$  vrijheidsgraden en de overige symbolen als boven gedefinieerd. In afbeelding 1 is dit uitgewerkt.

Als we alleen afgaan op de meerjaarsgemiddelde ecologische kwaliteitsratio van 0,17, dan beoordelen we de kwaliteit van dit waterlichaam voor macrofauna als slecht.

Door ook de onzekerheden te verdisconteren, blijkt dat een reëel risico op misclassificatie bestaat ten opzichte van de grens tussen slecht en ontoereikend. Maar de betrouwbaarheid dat de werkelijke kwaliteit niet goed is ( $EKR < 0,6$ ), bedraagt circa 99 procent, zodat het risico op misclassificatie ten opzichte van de belangrijke grens tussen niet goed en goed hier zeer gering is.

Voortbordurend op het bovenstaande adviseert het Protocol Toetsen en Beoordelen om tenminste drie ecologische kwaliteitsratio's te middelen, omdat dit een beduidend grotere precisie en betrouwbaarheid oplevert dan bij het middelen van twee ecologische kwaliteitsratio's<sup>2)</sup>.

### Verdisconteren trend

Als de EKR trendmatig verandert, is een meerjaarsgemiddelde EKR ongeschikt als toetswaarde, omdat die dan niet meer representatief is voor de huidige toestand. Deze situatie kan bijvoorbeeld optreden als maatregelen zijn genomen om de toestand te verbeteren. Daarom moet eerst worden getoetst of zo'n trendmatige verandering optreedt, alvorens op de hiervoor beschreven wijze de precisie en de betrouwbaarheid te bepalen. Als er minstens drie EKR's op jaarbasis beschikbaar zijn, kunnen we op trend toetsen met lineaire regressie, mits de modelfouten zijn op te vatten als onafhankelijke trekkingen uit een normale kansverdeling. We gaan er hier weer van uit dat normaliteit opgaat na logit-transformatie. Het lineaire regressiemodel luidt dan:

$$EKR_i^* = \beta_0 + \beta_1 \cdot J_i + \varepsilon_i \quad [7]$$

waarin  $EKR_i^*$  de  $i$ -de van de betrokken EKR's is in de logit-schaal ( $i = 1, 2, \dots, n$ ),  $\beta_0$  het intercept,  $\beta_1$  de helling,  $J$  het jaartal en  $\varepsilon$  de modelfout. Als er met 95 procent betrouwbaarheid sprake is van een statistisch significante helling (trend), moet de toetswaarde in de logit-schaal worden geschat als de modelwaarde voor het laatste jaar, die immers is op te vatten als schatting van het meerjaarsgemiddelde in de logit-schaal, gecorrigeerd voor de trend:

$$EKR_{\text{gemiddeld}}^* = EK\hat{R}_{\text{n}}^* = b_0 + b_1 \cdot J_n \quad [8]$$

waarin  $b_0$  het geschatte intercept is,  $b_1$  de geschatte helling en  $J_n$  het laatste jaar waar een EKR voor beschikbaar is. De toetswaarde in de meetschaal volgt dan uit terugtransformeren van de toetswaarde in de logit-schaal. Dit principe is geïllustreerd in afbeelding 2.

In het studierapport is aangegeven hoe het 90%-betrouwbaarheidsinterval en de betrouwbaarheidsverdeling van een op bovenstaande wijze geschatte toetswaarde te berekenen<sup>1)</sup>.

### Precisie toetswaarde en betrouwbaarheid oordeel chemische toestand

Voor wat betreft chemische kwaliteitselementen is de uitwerking minder eenduidig dan bij biologische kwaliteitselementen. Voor prioritare stoffen moet strikt genomen namelijk het jaargemiddelde worden getoetst aan de EU-norm<sup>5)</sup>. Maar dit introduceert de volgende problemen:

- Bij prioritare stoffen is het doorgaans niet mogelijk de betrouwbaarheid te bepalen van een oordeel dat is gebaseerd op een jaargemiddelde, aangezien daar zelden sprake is van een normale kansverdeling van de meetwaarden. Transformeren biedt geen oplossing, aangezien dat (na terugtransformeren) niet meer het gemiddelde oplevert als toetswaarde. Veelal zal bij dit soort stoffen na logaritmische transformatie beter worden voldaan aan normaliteit, maar na terugtransformatie naar de meetschaal resteert een schatting van het geometrisch gemiddelde (een benadering van de mediaan). Een verdelingsvrije aanpak zoals de bootstrapmethode biedt hier ook geen oplossing, doordat het aantal meetwaarden per jaar (meestal 12) daarvoor te gering is<sup>1)</sup>. Een bijkomend probleem is dat de meetwaarden seizoenseffecten kunnen vertonen;
- Als de stof operationeel wordt gemonitord, zijn er voor de (laagfrequente) planperiode-rapportage meerdere jaargemiddelden beschikbaar, bijvoorbeeld over een periode van zes jaar. Er moet dan een keuze uit de jaargemiddelden worden gedaan, óf ze moeten alle worden gerapporteerd. Dit laatste kan echter leiden tot verschillende oordelen.

Deze problemen kunnen worden opgelost door - net als bij de EKR - te toetsen op basis van een meerjaarsgemiddelde. Uitgangspunt daarbij is dat door het middelen over een groot aantal meetwaarden - bij drie jaren met maandelijkse meetwaarden zijn dat er bijvoorbeeld 36 -, de kansverdeling van het meerjaarsgemiddelde de normale kansverdeling benadert.

De berekening van het 90%-betrouwbaarheidsinterval van het meerjaarsgemiddelde en de betrouwbaarheid dat het werkelijke meerjaarsgemiddelde boven respectievelijk onder de norm ligt, volgen dan uit de formules [3], [4] en [6], zij het nu in de meetschaal, dus zonder voorafgaande transformatie. Let op dat de standaardfout van het geschatte meerjaarsgemiddelde moet worden berekend uit de standaardafwijking van de jaargemiddelden (conform formule [4]) en dus niet uit de standaardafwijking van de meetwaarden. Deze laatste zal immers vaak onzuiver worden geschat door seizoenseffecten en/of autocorrelatie. En net als bij de EKR moet ook hier zonodig worden verdisconteerd voor een trend. Aangezien we hier niet transformeren, kan

de trendverdiscontering soms globaler uitpakken. Bij sterk scheef verdeelde meetwaarden kunnen de jaargemiddelden namelijk nog enige scheefheid vertonen, zodat ook de modelfouten van het lineaire regressiemodel van de jaargemiddelden niet geheel zullen voldoen aan normaliteit.

Afbeelding 3 toont een uitwerking (waarbij overigens geen sprake is van een trend).

Het meerjaarsgemiddelde van 9,5 µg/l ligt onder de norm, zodat we de kwaliteit van dit waterlichaam voor 1,2-dichloorethaan als goed beoordelen. Door ook de onzekerheden te verdisconteren, ontstaat een genuanceerder beeld, dat aangeeft dat er 74 procent betrouwbaarheid is dat de werkelijke kwaliteit goed is en 26 procent betrouwbaarheid dat deze niet goed is. Er is hier dus een substantieel risico op misclassificatie.

### Aanvullen ontbrekende meetwaarden

Als één of meer meetwaarden ontbreken in een meetreeks die seizoenseffecten vertoont, kan het jaargemiddelde niet meer zuiver worden geschat. Daarom moet een ontbrekende waarde eerst

worden aangevuld. Als de reeks geen trend vertoont, is het afdoende een ontbrekende waarde te vervangen door het gemiddelde van het betreffende seizoen (zoals een maand, of een kwartaal), berekend over meerdere jaren. Maar als wél sprake is van een trendmatige verandering, dient een ontbrekende meetwaarde te worden aangevuld met behulp van lineaire regressie met dummy-variabelen. Als de meetwaarden sterk scheef verdeeld zijn, is het aan te bevelen om ze voor deze exercitie te transformeren naar een min of meer symmetrische kansverdeling. Maar zoals eerder toegelicht, moeten de overige verwerkingsmethoden in de meetschaal worden uitgevoerd.

### Identificeren en verwerken van uitbijters

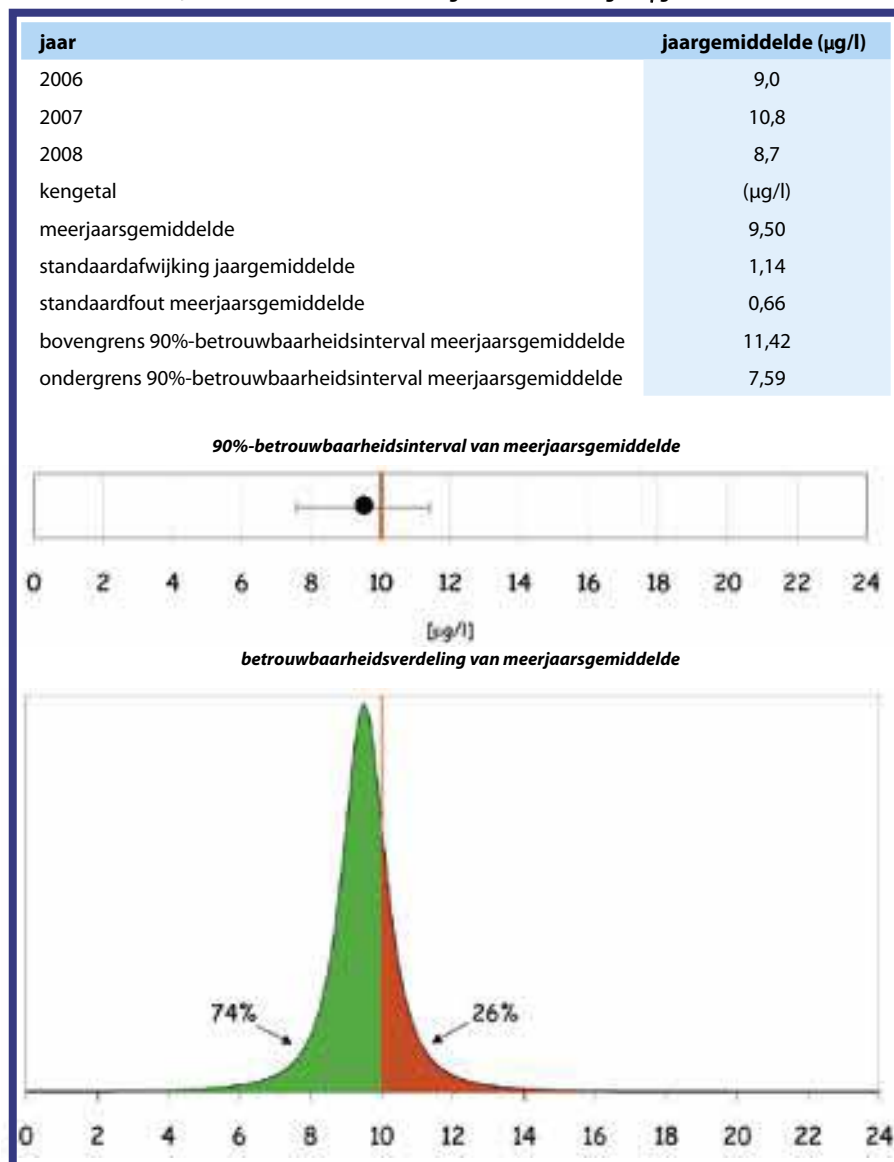
Uitbijters zijn extreme meetwaarden, die duidelijk afwijken van de andere meetwaarden. Ze kunnen zijn veroorzaakt door een fout bij bemonstering, analyse, of transcriptie (het overschrijven of -typen) of door een extreme situatie. Aangezien de schatting van een toetswaarde gevoelig is voor afwijkende meetwaarden, moeten foute meetwaarden niet meegenomen worden. In de studie is een procedure uitgewerkt om uitbijters te identificeren<sup>1)</sup>. Maar vervolgens moeten we vaststellen of een uitbijter een foute meetwaarde is of een extreme situatie weergeeft. Daartoe dienen we te controleren of alle handelingen van bemonstering tot en met rapportering volgens de regels en door deskundig personeel zijn uitgevoerd. Als een aanwijzing ontbreekt dat een uitbijter een foute meetwaarde is, is er ook geen enkele rechtvaardiging om deze uit de reeks te verwijderen. In zo'n geval moeten we de toetswaarde en bijbehorende precisie en betrouwbaarheid tweemaal berekenen, namelijk éénmaal mét de betreffende uitbijter(s) en éénmaal zónder. Dit maakt het effect van de uitbijter(s) op de beoordeling zichtbaar.

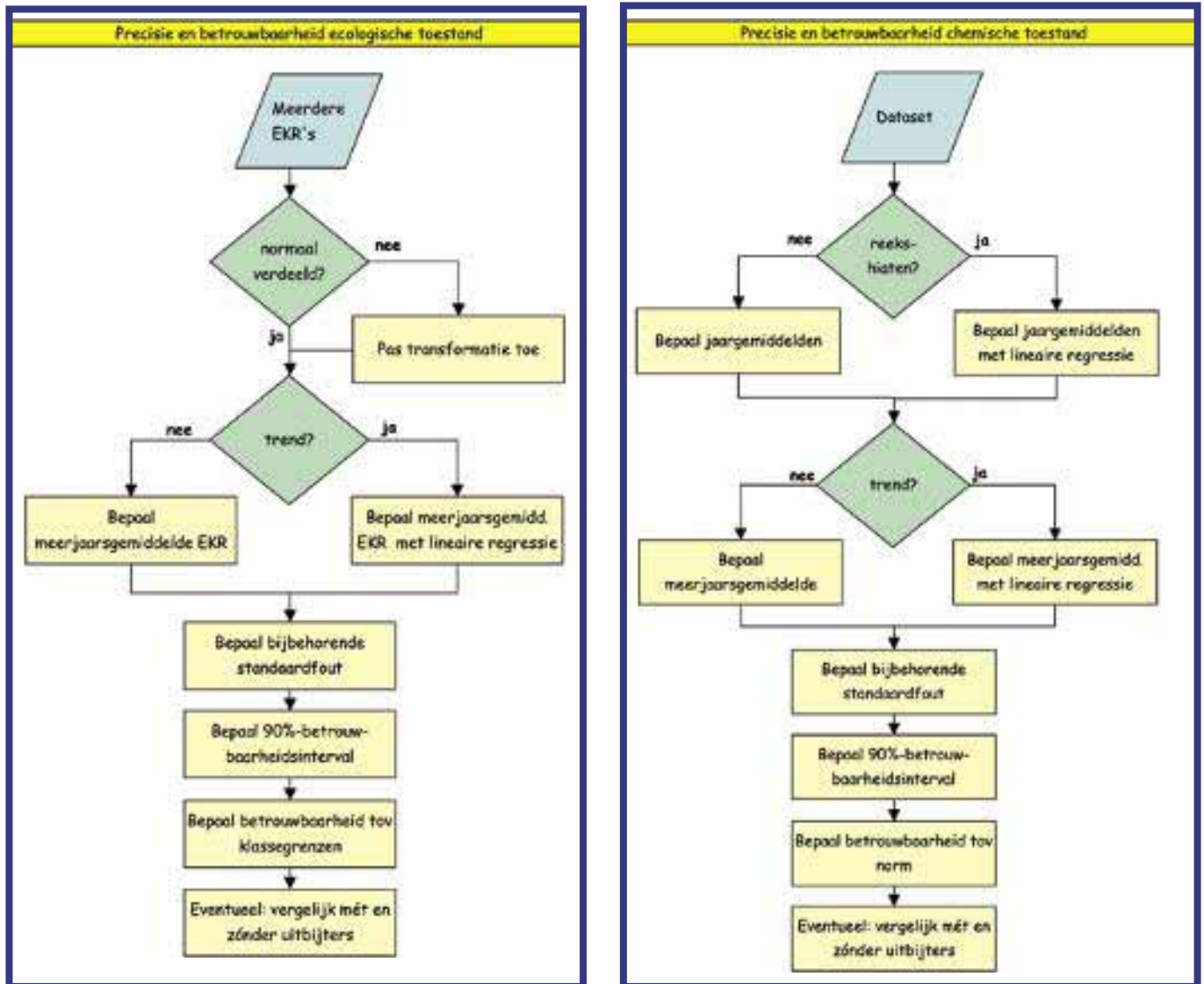
### Ruimtelijke middeling

Als een waterlichaam een grote ruimtelijke kwaliteitsvariatie vertoont, zal een temporeel gemiddelde van één meetlocatie slechts informatie geven over een deel van het waterlichaam. Als relevante ruimtelijke variatie optreedt en er ook meerdere meetlocaties binnen een waterlichaam liggen, dan wordt aanbevolen om naast een temporele middeling per meetlocatie ook een ruimtelijke middeling over de meetlocaties toe te passen. Het hieruit resulterende spatio-temporele gemiddelde vormt dan immers een representatievere toetswaarde voor het gehele waterlichaam. De formules om de precisie en betrouwbaarheidsverdeling van een dergelijk spatio-temporeel gemiddelde te berekenen, zijn uitgewerkt in het rapport van deze studie<sup>1)</sup>. Relevante ruimtelijke variatie zal bijvoorbeeld optreden bij de biologische kwaliteitselementen overige waterflora, macrofauna en vis.

De samenhang van het hiervoor beschrevene is weergegeven in de twee stroomschema's van afbeelding 4.

**Afb. 3: De jaargemiddelde concentratie van de prioritaire stof 1,2-dichloorethaan, zoals gemeten in een bepaald waterlichaam in 2006, 2007 en 2008. De norm voor het gemiddelde bedraagt 10 µg/l.**





Afb. 4: Stroomschema voor het bepalen van de precisie van de toetswaarde en de betrouwbaarheid van het daarop gebaseerde oordeel, voor de ecologische toestand (links) en voor de chemische toestand (rechts).

### Conclusies

Met de beschreven methode kunnen waterbeheerders voldoen aan de KRW-eis om ook precisies van toetswaarden en betrouwbaarheden van daarop gebaseerde kwaliteitsoordelen te rapporteren. Verder kunnen ze hiermee trendmatige veranderingen detecteren en verdisconteren bij de beoordeling. Het kwantitatieve beeld van de betrouwbaarheid kan overigens ook een duidelijk richtpunt geven voor de meetinspanning.

De methode heeft inmiddels steun ontvangen van het cluster Monitoring, Rapportage en Evaluatie, een belangrijk Nederlands KRW-orgaan.

### Aanbevelingen

Gelet op de bewerkelijkheid van de methode, bevelen we aan deze gebruiksvriendelijk te implementeren in het toetsinstrumentarium voor de KRW, dat momenteel bestaat uit de programma's iBever, QBwat en de integratie-module. Dit zal een efficiënte en foutloze toepassing van de methode bevorderen. De betrouwbaarheden kunnen dan in 2015 aan de Europese Unie worden meegerapporteerd met de kwaliteitsoordelen.

Het is nodig om in Nederlands en Europees KRW-verband vast te leggen hoe de betrouwbaarheden van kwaliteitsoordelen te laten meewegen om te kunnen besluiten dat sprake is van een goede toestand of dat operationele monitoring en/of maatregelen nodig blijven.

### LITERATUUR

- 1) Van Herpen F., O. van Tongeren, R. Knoben, P. Baggelaar en W. van Loon (2009). Quickscan precisie en betrouwbaarheid KRW-monitoringsprogramma's. Rijkswaterstaat Waterdienst.
- 2) Rijkswaterstaat Waterdienst (2010). Instructie - Richtlijn monitoring oppervlaktewater en protocol toetsen & beoordelen.
- 3) Van de Bund W. en A. Solimini (2006). Ecological Quality Ratios for ecological quality assessment in inland and marine waters. European Commission DG Joint Research Centre, Institute for Environment and Sustainability, Rural, Water and Ecosystem Resources Unit.
- 4) Water Framework Directive Common Implementation Strategy Working Group 2A Ecological Status (ECOSTAT) (2003). Overall approach to the classification of ecological status and ecological potential.
- 5) Europees Parlement en Europese Raad (2008). Richtlijn Prioritaire Stoffen 2008/105/EG inzake

milieukwaliteitsnormen op het gebied van het waterbeleid tot wijziging en vervolgens intrekking van de Richtlijnen 82/176/EEG, 83/513/EEG, 84/156/EEG, 84/491/EEG en 86/280/EEG van de Raad en tot wijziging van Richtlijn 2000/60/EG.