



Universiteit
Leiden
The Netherlands

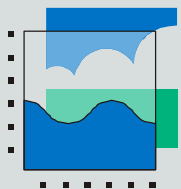
Statistische evaluatie van het macrofauna-meetnet in de Rijkswateren.
Vos, P.

Citation

Vos, P. (2006). *Statistische evaluatie van het macrofauna-meetnet in de Rijkswateren* (pp. 1-34). Leiden: Institute of Environmental Sciences (CML). Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/13245>

Version: Not Applicable (or Unknown)
License: [Leiden University Non-exclusive license](#)
Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/13245>

Note: To cite this publication please use the final published version (if applicable).



CML

Centrum voor Milieuwetenschappen Leiden

Statistische evaluatie van het macrofauna- meetnet in de Rijkswateren

P. Vos

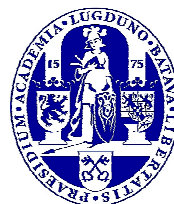
CML rapport 174

Afdeling Milieubiologie

ISBN-10: 90-5191-152-1

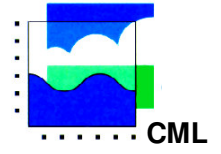
ISBN-13: 978-90-5191-152-7

Maart 2006



Universiteit Leiden

1	Inleiding.....	1
1.1	Aanleiding.....	1
1.2	Het huidige monitoringsysteem	1
1.3	Eisen vanuit de Kaderrichtlijn Water.....	2
1.4	Onderzoeksvragen.....	2
1.5	Opbouw van het rapport en aanpak in grote lijnen	3
2	Structuur van de huidige dataset	5
3	Te beschouwen variabelen	7
3.1	Beschikbare data per monstername.....	7
3.2	Variabelen ontleend aan de KRW-maatlatten.....	8
3.3	Aanvullende diversiteitsmaten	9
4	Samenhang in de dataset.....	11
4.1	Samenhang tussen de verschillende variabelen.	11
4.2	Samenhang tussen verschillende biotopen.....	13
4.3	Selectie variabelen voor verdere analyse	15
4.4	Homogeniteit binnen een biotoop	16
5	Variabiliteit in de dataset.....	19
5.1	Methode van variabiliteitschattingen	19
5.2	Resultaten van de variantie-schattingen.....	20
5.3	Nogmaals homogeniteit van biotopen.....	23
6	Effectiviteit huidige meetnet	25
6.1	Methode	25
6.1.1	Toestandsbepaling	25
6.1.2	Trenddetectie	26
6.2	Resultaten.....	26
7	Belangrijkste conclusies, discussie en aanbevelingen.....	29
7.1	De resultaten en conclusies puntsgewijs	29
7.2	Discussie	30
7.3	Aanbevelingen:	31
8	Literatuur	33



1 INLEIDING

1.1 Aanleiding

Het macrofauna-meetnet Rijkswateren van het RIZA is operationeel sinds 1992. In de huidige opzet van het meetnet vormen de hoge kosten in combinatie met de grote variabiliteit van de resultaten een probleem: er is mogelijk sprake van een lage effectiviteit. Daarnaast is een vraag in hoeverre het huidige meetnet kan voorzien in de eisen die de EU-Kaderrichtlijn Water (KRW) stelt aan de evaluatie van de ecologische kwaliteit van het oppervlaktewater en in het verlengde daarvan, in hoeverre aanpassingen tot een (sterk) verhoogde kosteneffectiviteit kunnen leiden. Het RIZA voert de evaluatie en het onderzoek naar eventuele aanpassingen gefaseerd uit: een statistische evaluatie van het huidige meetnet wordt gevolgd door een pilot waarin ontbrekende informatie kan worden verzameld en een doorrekening van alternatieve designs van het meetnet (optimalisatie).

Hier wordt verslag gedaan van de statistische evaluatie van het huidige meetnet. Deze is voornamelijk gebaseerd op een analyse van de tot nu toe verzamelde data (variabiliteit in tijd en ruimte; correlaties tussen variabelen en metingen in verschillende biotopen) en daaraan gekoppelde effectiviteitsberekeningen. Uit eerder werk (o.a. Vos & Musters, 2004) is gebleken dat dit, gecombineerd met optimalisatieberekeningen, tot een aanzienlijke verhoging van de effectiviteit, of verlaging van de kosten, kan leiden. Uitgebreide optimalisatieberekeningen maken geen onderdeel uit van het huidige evaluatie- onderzoek. Op basis van de resultaten van de evaluatie wordt echter wel een doorkijk worden gegeven naar de mogelijke effectiviteitswinst bij aanpassingen van de opzet van het huidige meetnet.

1.2 Het huidige monitoringstelsel

In de operationele uitwerking van de macrofauna-metingen in het kader van Biologische monitoring Zoete Rijkswateren door het RIZA (De la Haye, 1996) is sprake van twee deelsystemen: een systeem met jaarlijkse metingen (steen, kunstmatig substraat) en een systeem van laagfrequente 'biotoopmonitoring'. Hoewel onderscheid wordt gemaakt tussen 'trendmonitoring' en 'toestandsmonitoring' – en bij dat laatste bewust wordt gekozen voor 'een hoge resolutie naar plaats en een lage naar tijd' – blijkt het doel ook bij 'toestandsmonitoring' vooral het kunnen detecteren van trendmatige veranderingen. Daarbij gaat het met name om veranderingen in de samenstelling van de macrofauna-levensgemeenschappen en het op basis daarvan kunnen doen van uitspraken over veranderde kwaliteit van de watersystemen.

Er is een gestratificeerde bemonstering gehanteerd. Onderscheiden zijn de stagnante wateren IJsselmeer en Markermeer, Randmeren en Zoete Delta en de rivieren Maas en Rijn. Daarbinnen is er een indeling in biotopen gehanteerd: zowel litoraal als profundaal zijn grind, zand en slibbodems onderscheiden, daarnaast zijn metingen verricht over stenen in de oeverzone, oeverplanten en waterplanten.

De bemonsteringsmethode verschilt per biotoop, en is ook niet voor elk biotoop onveranderd gebleven over de jaren. Elk biotoop is – indien 'substantieel' aanwezig in een watersysteem – binnen dat watersysteem op (minimaal) 3 lokaties bemonsterd. Bemonsterde biotopen kunnen derhalve per watersysteem verschillen. Alleen in de rivieren worden (deels) de verschillende biotopen op één lokatie bemonsterd. Het meetnet wordt sinds 1992 volgens een roulatiesysteem uitgevoerd met een meetfrequentie van eens in de vier jaar. Op 4

lokaties in de IJssel wordt daarnaast – al sinds 1975 – jaarlijks gemeten. De metingen worden (alleen) in het najaar verricht.

Voor zover mogelijk wordt tot op soort gedetermineerd en wordt het aantal individuen per soort bepaald, maar in de praktijk gebeurt dat niet voor alle groepen.

1.3 Eisen vanuit de Kaderrichtlijn Water

De KRW verplicht de lidstaten om monitoringprogramma's voor het vaststellen van toestand en trends vanaf 2007 operationeel te hebben. De meetprogramma's moeten dienen als basis voor het waterbeheer. De KRW maakt onderscheid tussen "Toestand- en Trendmonitoring" en "Operationele Monitoring".

Toestand- en Trendmonitoring heeft tot doel het vaststellen en beoordelen van lange termijn trends in ecologische toestand. De meetfrequentie dient minimaal 1x / 6 jaar (één "meetjaar" per "planperiode" van zes jaar) te zijn. De verzamelde informatie moet leiden tot een globale beoordeling van de wateren binnen een stroomgebied, mede op basis waarvan wordt beoordeeld of Operationele Monitoring nodig is.

Operationele monitoring heeft als tweeledige doelstelling om de toestand in de gaten te houden van watersystemen waarvan is vastgesteld dat ze in een slechte of matige ecologische toestand zijn en om het effect te kunnen vaststellen van maatregelen die zijn genomen om de toestand te verbeteren. De minimaal voorgeschreven meetfrequentie is 2 meetjaren per planperiode van zes jaar.

Hoewel trenddetectie dus ook bij de KRW-monitoring een grote rol speelt, gaat het ook om het verzamelen van gegevens op basis waarvan de ecologische toestand in absolute termen kan worden beoordeeld. Daarbij wordt in KRW-verband een indeling in vijf kwaliteitsklassen gehanteerd (Slecht / Ontoereikend / Matig / Goede Ecologische Toestand / Zeer Goede Ecologische Toestand).

De eindvariabelen die als 'maatlat' gehanteerd gaan worden bij de beoordeling van de ecologische toestand zijn momenteel in ontwikkeling. Voor de macrofauna zijn deze grotendeels afgeleid van aantallen individuen per taxonomische eenheid (soorten, soortengroepen) en de soortensamenstelling. Als belangrijk beschouwde maten zijn onder andere het percentage individuen behorend tot 'negatief dominante' soorten, het percentage individuen behorend tot de 'kenmerkende' en 'positief dominante' soorten en het percentage kenmerkende taxa (STOWA, 2004^a en 2004^b).

Meetdoelstelling voor een aan de KRW aangepast macrofauna-monitoringsysteem wordt dan voor *toestandsbepaling*: het op gezette tijden kunnen bepalen van de ecologische kwaliteit van een watersysteem met een voldoende nauwkeurigheid en betrouwbaarheid in termen van (één of meer van) de eindvariabelen, te vertalen naar kansen op juiste en foute classificaties in het vijf-klassen-systeem van de KRW.

Voor *trenddetectie* luidt de meetdoelstelling: het met voldoende betrouwbaarheid en waarschijnlijkheid kunnen detecteren van veranderingen van de eindvariabelen in ieder watersysteem.

1.4 Onderzoeksvragen

De hoofdvraag in hoeverre het huidige meetnet kan fungeren als monitoringsysteem in het kader van de KRW laat zich direct vertalen in de vraag in hoeverre het huidige systeem kan voldoen aan de geformuleerde meetdoelstellingen of, anders geformuleerd, welke

effectiviteit het huidige macrofauna-meetnet heeft ten aanzien van de toestandsbepaling en ten aanzien van het vermogen trendmatige veranderingen te detecteren. Op de achtergrond speelt hierbij ook de vraag naar de mogelijkheden de kosten-effectiviteit zo nodig te verhogen.

Deze vragen hebben vooral betrekking op de ruimtelijke en temporele layout van het systeem binnen een naar biotoop gestratificeerd bemonsteringskader: meetfrequenties en aantallen meetlocaties per watersysteem, gegeven de eindvariabelen en de per watersysteem te bemonsteren biotopen. In het verlengde hiervan speelt de vraag in hoeverre de in het huidige systeem onderscheiden biotopen in de praktijk als homogeen kunnen worden beschouwd en derhalve een goede stratificatiebasis vormen.

Een laatste belangrijk aspect van (kosten-)effectiviteit betreft het minimaliseren van redundante informatie, vooral wanneer deze tegen hoge kosten moet worden verzameld. Mogelijke besparingen betreffen de analyse van de monsters (het verhogen van het determinatie-niveau en/of het achterwege laten van het tellen van individuen per taxum) en de te bemonsteren biotopen in een water. In feite is dit een vraag naar de samenhang of correlatie tussen de verschillende mogelijke variabelen bepaald vanuit een monster en tussen variabelen bepaald in verschillende biotopen binnen een water.

De te beantwoorden onderzoeksvragen luiden derhalve:

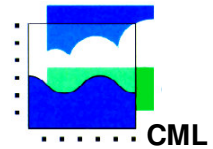
1. Wat is de samenhang tussen de verschillende mogelijke eindvariabelen onderling?
2. Wat is de correlatie tussen metingen aan die variabelen in de verschillende biotopen?
3. In hoeverre kunnen de onderscheiden biotopen per watersysteem wat betreft de macrofaunagemeenschap als homogeen kunnen worden gezien?
4. Wat is de effectiviteit van het macrofauna-meetnet in zijn huidige opzet – en in een aantal alternatieven daarvoor – voor een *toestandbeschrijving* (per stratum) voor elk van de gekozen eindvariabelen?
5. Wat is de effectiviteit van het macrofauna-meetnet in zijn huidige opzet – en in een aantal alternatieven daarvoor – voor de *detectie van veranderingen* (per stratum) voor elk van de gekozen eindvariabelen?

Op basis van de antwoorden op deze vragen is een advies tot stand gekomen voor mogelijke aanpassingen van het huidige meetnet.

1.5 Opbouw van het rapport en aanpak in grote lijnen

De gevolgde werkwijze komt voor een belangrijk deel overeen met die van een eerder project in opdracht van het RIZA: de evaluatie van het MWTL-waterplantenmeetnet (Vos & Musters, 2004) en is gebaseerd op de bij Milieubiologie ontwikkelde systematiek voor ontwerp en gebruik van meetnetten (Vos et al., 2000). De details van de gehanteerde methoden bij iedere stap worden steeds in de desbetreffende hoofdstukken behandeld.

Een eerste stap in de statistische analyse van het huidige monitoringsysteem bestaat uit een beschrijving van de (structuur van de) verzamelde dataset (hoofdstuk 2). Het gaat om de bepalingen per monster, aantallen beschikbare metingen per biotoop, biotopen per meetlocaties, aantallen lokaties per watersysteem, etc. Een en ander schept inzicht in de analyse-mogelijkheden.



Een volgende stap is de keuze van de te beschouwen eindvariabelen (hoofdstuk 3), gebaseerd op de variabelen uit de KRW-maatlatten zoals die momenteel in ontwikkeling zijn, en alternatieven daarvoor.

Voor de set te beschouwen variabelen kan vervolgens de samenhang in de dataset middels correlatierekening worden beschreven (hoofdstuk 4). Mede op basis van de uitkomsten hiervan kan de selectie te beschouwen variabelen in het vervolgetraject worden beperkt. In dit hoofdstuk wordt ook de mate van homogeniteit van de onderscheiden biotopen onderzocht.

De berekening van de effectiviteit van het huidige meetnet (in principe voor iedere variabele apart) moet voor die variabelen de variabiliteit en tijd en ruimte worden geschat (hoofdstuk 5).

Op basis van de uitkomsten van zowel de correlatie- als de variantieanalyse kunnen de te beschouwen eindvariabelen worden 'geclusterd' tot groepen variabelen met vergelijkbare variabiliteitspatronen en grote onderlinge samenhang. De effectiviteit wordt vervolgens berekend per 'cluster' eindvariabelen, uitgaande van per cluster gemiddelde varianties (hoofdstuk 6).

In hoofdstuk 7 worden de resultaten en conclusies samengevat en bediscussieerd. Op basis hiervan worden aanbevelingen gedaan voor eventuele aanpassingen van het monitoringsysteem.

2 STRUCTUUR VAN DE HUIDIGE DATASET

De tot onze beschikking staande dataset omvat totaal 877 records, waarbij ieder record staat voor een bemonstering op een bepaalde meetlocatie, in een bepaald biotoop en in een bepaald jaar. In deze dataset zijn de oorspronkelijke gegevens per soort verwerkt tot ruim veertig geïntegreerde variabelen. Gegevens per individuele soort stonden dus niet tot onze beschikking. In de dataset is verder de oorspronkelijke biotoopindeling enigszins geaggregeerd: het onderscheid tussen litorale en profundale bemonsteringen is niet in de dataset verwerkt, evenals het onderscheid tussen oevervegetatie en (onder)watervegetatie.

De totale aantallen meetlokaties en records zijn in tabel 1 opgesplitst naar watersysteem en biotoop samengevat. Om de structuur van de data beter te doorgronden zijn de records daarnaast per watertype geordend in een 'tijd x ruimte' kruistabel met de lokaties 'genest' in de watersystemen als rijen en de meetjaren 'genest' in de biotopen als kolommen. Deze kruistabel is opgenomen als bijlage 1.

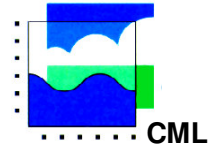
Tabel 1. De aantallen meetlokaties (vet) en records (tussen haakjes) per biotoop en per hoofdwatersysteem.

Hoofdwatersysteem	Grind	Klinkhout	Slib	Steen	Vegetatie	Zand	Totaal	meetjaren
IJsselmeer & Markermeer			9 (16)	6 (12)	3 (6)	32 (79)	45 (113)	1992; 1996; 2000
Randmeren			20 (49)	18 (44)	16 (38)	23 (55)	70 (186)	1993; 1997; 2001
Zoete Delta & Volkerak-Zoommeer		3 (9)	29 (68)	12 (27)	16 (31)	35 (81)	80 (216)	1994; 1998; 2002
Maas	9 (15)		1 (3)	11 (17)		10 (14)	14 (49)	1996; 2000 ^{*)}
Rijn & Rijnakken	4 (12)		6 (18)	22 (65)	13 (34)	20 (103)	22 (220)	1995; 1999; 2003
IJssel; steen				4 (93)			4 (93)	1975-2003; jaarlijks
Totaal	13 (27)	3 (9)	65 (154)	73 (246)	48 (109)	120 (332)	231 (877)	

^{*)} Ook in 1992 zijn bemonsteringen uitgevoerd. Deze waren echter bij de start van de statistische evaluatie nog niet digitaal beschikbaar.

Opvallend in tabel 1 zijn de grote verschillen tussen het aantal lokaties per biotoop per hoofdwatersysteem: in 'grind' en 'klinkhout' is nauwelijks bemonsterd, voor de overige biotopen zijn er grote verschillen tussen de verschillende hoofdwatersystemen. Ook is te zien dat het aantal records veelal (ver) onder de drie per lokatie ligt: blijktbaar zijn op lang niet alle meetlokaties ook echt drie meetjaren uitgevoerd. Dit wordt nog versterkt door de verandering van bemonsteringsmethode (vooral in de meren) tussen het eerste en tweede meetjaar (zie bijlage 1). Uit bijlage 1 is ook af te leiden dat er op slechts zeer weinig lokaties metingen in meer dan één biotoop zijn verricht. De gehele matrix (methode genest in lokaties maal meetjaren genest in biotoop) is dan ook grotendeels leeg.

Een en ander betekent dat trendanalyses, die een minimaal aantal lokaties per water of watersysteem en/of een minimaal aantal meetjaren met één meetmethode vereisen, slechts kunnen worden uitgevoerd op een fractie van de uitgevoerde metingen: meer dan 60% van de metingen zijn hiervoor niet bruikbaar.



3 TE BESCHOUWEN VARIABELEN

3.1 Beschikbare data per monstername

Aan de basis van de dataset staan de monsternamen gekarakteriseerd naar lokatie, biotoop en meetjaar. In principe is er tot op soort gedetermineerd en zijn per soort ook de aantallen individuen geteld of geschat. Echter, sommige groepen zijn nooit verder dan het familie-niveau gedetermineerd, en soms ook maken beschadigingen van de individuen in het monster verdere determinatie onmogelijk. Een voorbeeld van een (deel van een) monster staat ter verduidelijking weergegeven in tabel 2.

Tabel 2. Een voorbeeld van in een record van een monster voorkomende taxa: niet alle individuen en niet alle groepen zijn tot op soort gedetermineerd.

familie	genus	soort	'taxon'
Chironomidae	-	-	Chironomidae
Ancylidae	Ancylus	Ancylus fluviatilis	Ancylus fluviatilis
		-	Corophium spec.
Corophiidae	Corophium	Corophium curvispinum	Corophium curvispinum
		Corophium robustum	Corophium robustum
		-	Cricotopus spec.
Orthoclaadiinae	Cricotopus	Cricotopus bicinctus	Cricotopus bicinctus
		Cricotopus intersectus	Cricotopus intersectus
Dendrocoelidae	Dendrocoelum	Dendrocoelum romanodanubiale	Dendrocoelum romanodanubiale
			Dikerogammarus spec.
Gammaridae	Dikerogammarus	Dikerogammarus villosus	Dikerogammarus villosus
Dreissenidae	Dreissena	Dreissena polymorpha	Dreissena polymorpha
S(fam) = 7	S(gen) = 6	S(spec) = 8	S(taxa) = 12

Onderin de tabel staan de verschillende mogelijke 'taxarijksdom'-maten die nu mogelijk zijn. Van links naar rechts zijn dat het aantal verschillende families, genera (alleen die individuen die tot minimaal het genus-niveau zijn gedetermineerd doen mee), soorten (alleen individuen die tot op soort zijn gedetermineerd doen mee) en 'taxa' (alle individuen tellen mee voor het niveau waarop ze zijn gedetermineerd). Dit betekent dat alleen S(fam) en S(taxa) op alle individuen in een monster zijn gebaseerd. Een ruwe schatting is dat 20% van de aanwezige soorten, en 90% van de aanwezige families worden gevonden met de gebruikte bemonsteringsmethoden (mond. meded. A. Veen, RIZA).

De verzamelde gegevens per record bieden de mogelijkheid om een schier eindeloos aantal verschillende eindvariabelen in het onderzoek te betrekken. De belangrijkste zijn uiteraard die variabelen die momenteel in het kader van de KRW door het RIZA als "maatlaten" worden uitgewerkt. Daarnaast is het zinvol een aantal diversiteitsmaten te onderzoeken, steeds gebaseerd op een verschillend niveau van determinatie. Dit levert informatie die kan

worden gebruikt bij een afweging tussen kostenbesparing en informatieverlies bij beperkte determinatie.

3.2 Variabelen ontleend aan de KRW-maatlatten

De concept-maatlatten voor meren en rivieren zijn uitgewerkt in twee STOWA-rapporten (STOWA, 2004^a en STOWA, 2004^b). De deelmaatlat voor de macrofauna is gebaseerd op 3 typen soorten (soms ook hogere taxa) die worden gekenschetst door hun voorkomen in een referentie-situatie:

‘Kenmerkende’ soorten: soorten die in de referentiesituatie bij uitstek in het betrokken watertype voorkomen;

‘Dominant positieve’ soorten: soorten die in de referentiesituatie dominant kunnen voorkomen, zonder dat dit op een negatieve beïnvloeding wijst en;

‘Dominant negatieve’ soorten: soorten die bij dominant voorkomen wijzen op een slechte ecologische toestand, i.e., in een referentie-situatie in het betrokken watertype niet (of niet dominant) voorkomen.

In de betreffende STOWA-rapporten worden de drie typen soorten per watertype gespecificeerd. Er zijn drie verschillende variabelen voorgesteld op basis van de drie typen soorten:

- %DN: het percentage individuen in een monster behorend tot de dominant negatieve soorten
- %(DP+KM): het percentage individuen in een monster behorend tot de dominant positieve of kenmerkende soorten
- %KM: het percentage soorten (of hogere taxa) behorend tot de kenmerkende soorten.

Daarnaast zijn er in de loop van het ontwikkelingsproces nog een aantal variabelen de revue gepasseerd die later alsnog een rol kunnen gaan spelen bij de maatlatten. Het gaat om de verschillend mogelijke maten voor ‘taxa-rijkdom’, het percentage individuen behorend tot niet-inheemse soorten, de ‘Average Score per Taxon’ en Shannon’s diversiteitindex berekend over taxa. Al deze variabelen worden in het onderzoek beschouwd. We gebruiken de volgende notaties:

S(spec) = het aantal soorten

S(spec-mw) = aantal soorten exclusief muggen en wormen

S(gen) = het aantal genera

S(fam) = het aantal families

S(taxa) = het aantal verschillende taxa

S(KM-taxa) = het aantal kenmerkende taxa

%exoot = het percentage individuen behorend tot een niet-inheemse soort

H'(taxa) = Shannon’s diversiteitindex berekend over taxa

3.3 Aanvullende diversiteitsmaten

Behalve de variabelen direct ontleend uit de concept-maatlatten is het voor een goede afweging van kosten en effectiviteit voor een toekomstig meetsysteem ook van belang een aantal verschillende diversiteitsmaten te onderzoeken: in principe zijn er immers ook andere dan alleen de soortenrijkdom en Shannon's diversiteitindex H' (berekend over 'taxa') bruikbaar (zie bijvoorbeeld Magurran, 2004). Elke index kan bovendien op verschillende taxonomische niveaus worden gebaseerd. Verder zijn er indices die ook de 'taxonomische afstand' tussen de verschillende soorten meewegen: het aantal stappen dat je 'door de hiërarchische taxonomische boom moet lopen' om van een soort naar een andere te komen (zie Warwick & Clarke, 1995; Clarke & Warwick, 1998 en 2001).

Hieronder staan de door ons onderzochte diversiteitsmaten. Daarbij geldt de volgende notatie:

N = het totale aantal individuen in een monster

S = het totale aantal taxonomische eenheden (soort, genus, familie) in een monster

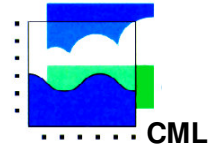
n_i = het totale aantal individuen van soort i (genus, familie)

p_i = n_i / N

ω_{ij} = taxonomische afstand tussen soorten i en j .

Margaleff's d :	$d = (S - 1) / \log(N)$
Shannon's diversiteitindex H'	$H' = -\sum (p_i \cdot \log(p_i))$
Pielou's evenness J'	$J' = H' / \log(S)$
Simpson's Lambda Λ	$\Lambda = \sum (p_i^2)$
Hill's index $N1$	$N1 = \text{Exp}(H')$
Taxonomische Diversiteit (TD)	$\Delta = (\sum \sum_{i < j} \omega_{ij} n_i n_j) / (\frac{1}{2} N(N - 1))$
Average Taxonomic Distinctness (ind.) (AvTD*)	$\Delta^* = (\sum \sum_{i < j} \omega_{ij} n_i n_j) / (\sum \sum_{i < j} n_i n_j)$
Average Taxonomic Distinctness (taxa) (AvTD ⁺)	$\Delta^+ = (\sum \sum_{i < j} \omega_{ij}) / (\frac{1}{2} S(S - 1))$
Total Taxonomic Distinctness (taxa) (TTD ⁺)	$s\Delta^+ = S \cdot \Delta^+ = S \cdot (\sum \sum_{i < j} \omega_{ij}) / (\frac{1}{2} S(S - 1))$
Variatie in Taxonomic Distinct. (taxa) (VarTD ⁺)	$\Lambda^+ = (\sum \sum_{i < j} (\omega_{ij} - \Delta^+)) / (\frac{1}{2} S(S - 1))$

Deze tien diversiteitsmaten, alle berekend op soort-, genus- en familieniveau, zijn aan de te beschouwen variabelen toegevoegd. In totaal gaat het om 42 te beschouwen variabelen (voor een overzicht, zie bijlage 2). De aangeleverde dataset bevatte deze 42 afgeleide variabelen per record (= monsternamen per meetlocatie, biotoop en meetjaar). De oorspronkelijke gegevens per soort waren niet beschikbaar.



4 SAMENHANG IN DE DATASET

4.1 Samenhang tussen de verschillende variabelen.

In principe kan de samenhang in de dataset eenvoudig worden bepaald door de berekening van een correlatiematrix met de dimensies 42 x 42 variabelen. Omdat de interesse uitgaat naar de samenhang tussen de verschillende variabelen als maat voor de redundantie in informatie gaat het echter vooral om de samenhang binnen een biotoop–KRW-watertype combinatie. Van de 36 mogelijke combinaties (6 biotopen en 6 KRW-watertypen) zijn er 23 werkelijk met data gevuld en er zijn derhalve 23 matrices bepaald. De naar aantal waarnemingsparen gewogen gemiddelden worden hier gepresenteerd voor een aantal relevante deelmatrices, respectievelijk die van:

- de bij de ontwikkeling van de (concept-)KRW-maatlatten beschouwde en in paragraaf 3.2 genoemde variabelen (tabel 3);
- de aanvullende diversiteitsmaten (paragraaf 3.3), apart per taxonomisch niveau (uitgevoerd voor soort- en familieniveau, tabel 4) en
- de taxonomische niveaus, apart per diversiteitsmaat (tabel 5).

Tabel 3. Correlatiematrix van de variabelen beschouwd bij de ontwikkeling van de KRW-maatlatten (zie paragraaf 3.2). Correlaties groter dan 0.8 zijn vetgedrukt.

	S(spec)	S(spec-mw)	S(gen)	S(fam)	S(taxa)	S(KM-taxa)	%exoot	%DN	%(DP+KM)	%KM	ASPT	H'(taxa)
S(spec)	1.00	0.89	0.92	0.82	0.91	0.56	0.04	-0.05	0.09	0.20	0.20	0.46
S(spec-mw)	0.89	1.00	0.82	0.85	0.81	0.49	0.08	-0.05	0.11	0.18	0.21	0.40
S(gen)	0.92	0.82	1.00	0.85	0.93	0.56	0.04	-0.09	0.11	0.20	0.26	0.49
S(fam)	0.82	0.85	0.85	1.00	0.85	0.48	0.03	-0.05	0.10	0.16	0.24	0.45
S(taxa)	0.91	0.81	0.93	0.85	1.00	0.52	0.05	-0.10	0.04	0.12	0.27	0.54
S(KM-taxa)	0.56	0.49	0.56	0.48	0.52	1.00	0.09	-0.09	0.15	0.81	0.27	0.24
%exoot	0.04	0.08	0.04	0.03	0.05	0.09	1.00	-0.32	-0.03	0.03	0.23	-0.15
%DN	-0.05	-0.05	-0.09	-0.05	-0.10	-0.09	-0.32	1.00	-0.06	-0.04	-0.20	0.01
%(DP+KM)	0.09	0.11	0.11	0.10	0.04	0.15	-0.03	-0.06	1.00	0.23	0.04	0.16
%KM	0.20	0.18	0.20	0.16	0.12	0.81	0.03	-0.04	0.23	1.00	0.18	0.03
ASPT	0.20	0.21	0.26	0.24	0.27	0.27	0.23	-0.20	0.04	0.18	1.00	0.17
H'(taxa)	0.46	0.40	0.49	0.45	0.54	0.24	-0.15	0.01	0.16	0.03	0.17	1.00

In tabel 3 valt vooral de sterke samenhang tussen de verschillende “taxa-rijkdom”-maten op: aantallen soorten, genera en families zijn zeer sterk gecorreleerd. Het verband tussen %KM en S(KM-taxa) is verklaarbaar doordat %KM in feite is gebaseerd op S(KM-taxa) en is dus weinig verrassend. De samenhang met de overige variabelen en tussen de overige variabelen onderling is niet van dien aard dat we kunnen spreken over redundante informatie.

Tabel 4. Correlatiematrix van de diversiteitsmaten bepaald op de taxonomische niveaus van soort en van familie. Correlaties groter dan 0.8 zijn vetgedrukt.

Soort-niveau	Aantal	Margaleff's d	Pielou's J'	Shannon's H'	Simpson's Λ	Hill's N1	TD	AvTD*	AvTD ⁺	TTD ⁺	VarTD ⁺
Soortenaantal	1.00	0.88	-0.04	0.46	-0.29	0.50	0.23	0.00	0.04	0.99	0.12
Margaleff's d	0.88	1.00	0.26	0.67	-0.48	0.70	0.45	0.04	0.03	0.88	0.14
Pielou's J'	-0.04	0.26	1.00	0.80	-0.85	0.71	0.86	0.06	0.08	-0.04	0.06
Shannon's H'	0.46	0.67	0.80	1.00	-0.93	0.95	0.86	-0.01	0.03	0.46	0.15
Simpson's Λ	-0.29	-0.48	-0.85	-0.93	1.00	-0.83	-0.89	0.05	0.00	-0.28	-0.11
Hill's N1	0.50	0.70	0.71	0.95	-0.83	1.00	0.76	-0.02	0.00	0.50	0.13
TD	0.23	0.45	0.86	0.86	-0.89	0.76	1.00	0.31	0.14	0.23	0.00
AvTD*	0.00	0.04	0.06	-0.01	0.05	-0.02	0.31	1.00	0.33	0.02	-0.20
AvTD ⁺	0.04	0.03	0.08	0.03	0.00	0.00	0.14	0.33	1.00	0.12	-0.71
TTD ⁺	0.99	0.88	-0.04	0.46	-0.28	0.50	0.23	0.02	0.12	1.00	0.04
VarTD ⁺	0.12	0.14	0.06	0.15	-0.11	0.13	0.00	-0.20	-0.71	0.04	1.00
Familie-niveau											
Aantal families	1.00	0.79	0.01	0.45	-0.34	0.45	0.31	-0.01	-0.02	0.96	0.01
Margaleff's d	0.79	1.00	0.28	0.62	-0.50	0.63	0.49	0.04	-0.02	0.83	0.01
Pielou's J'	0.01	0.28	1.00	0.84	-0.89	0.79	0.85	0.02	0.03	0.03	0.01
Shannon's H'	0.45	0.62	0.84	1.00	-0.96	0.97	0.89	-0.03	-0.01	0.48	0.02
Simpson's Λ	-0.34	-0.50	-0.89	-0.96	1.00	-0.90	-0.92	0.03	0.00	-0.36	-0.02
Hill's N1	0.45	0.63	0.79	0.97	-0.90	1.00	0.83	-0.04	-0.02	0.48	0.01
TD	0.31	0.49	0.85	0.89	-0.92	0.83	1.00	0.31	0.04	0.31	-0.03
AvTD*	-0.01	0.04	0.02	-0.03	0.03	-0.04	0.31	1.00	0.21	-0.06	-0.11
AvTD ⁺	-0.02	-0.02	0.03	-0.01	0.00	-0.02	0.04	0.21	1.00	0.06	-0.80
TTD ⁺	0.96	0.83	0.03	0.48	-0.36	0.48	0.31	-0.06	0.06	1.00	-0.07
VarTD ⁺	0.01	0.01	0.01	0.02	-0.02	0.01	-0.03	-0.11	-0.80	-0.07	1.00

In tabel 4 is een tweetal groepen variabelen te onderscheiden met sterke onderlinge samenhang:

- de eerste groep omvat 'aantal soorten/families', Margaleff's d en Totale Taxonomische Diversiteit: correctie van soortenaantal voor aantal individuen (Margaleff) of toevoeging van de taxonomische afstand (TTD) voegt weinig tot vrijwel niets toe;
- de tweede groep omvat alle diversiteitindices die rekening houden met de soorten-abundantieverdeling (Pielou, Shannon, Simpson, Hill en Taxonomische Diversiteit). Deze correleren onderling sterk.

De twee maten voor taxonomische distinctness hangen noch onderling, noch met een van de twee groepen sterk samen. De variatie in taxonomische afstand, tot slot, blijkt sterk samen te hangen met de gemiddelde taxonomische afstand. Clarke & Warwick (2001) laten zien dat dergelijke correlaties bij geringe aantallen niveaus in de taxonomische hiërarchie geen

enkele ecologische betekenis hoeven te hebben, maar zij suggereren dat bij hogere aantallen niveaus deze rekenkundige afhankelijkheid snel verdwijnt.

Tabel 5. Correlaties tussen diversiteitsvariabelen bepaald op verschillende taxonomische niveaus. Weergegeven staan de naar steekproefomvang gewogen gemiddelden van correlaties berekend per watertype en per habitat, totale n = 877. Correlaties groter dan 0.8 zijn vetgedrukt.

	Aantal	Margaleff's d	Pielou's J'	Shannon's H'	Simpson's λ	Hill's N1	TD	AvTD*	AvTD*	TTD*	VarTD*
Soort- x genusniveau	0.92	0.90	0.82	0.87	0.80	0.85	0.83	0.55	0.55	0.95	0.59
Genus- x familieniveau	0.85	0.80	0.75	0.78	0.78	0.74	0.85	0.49	0.33	0.91	0.14
Soort- x familieniveau	0.82	0.73	0.60	0.68	0.61	0.63	0.71	0.34	0.23	0.87	0.07

Uit tabel 5 blijkt er voor vrijwel alle variabelen een sterke samenhang tussen de verschillende taxonomische niveaus waarop de variabele is bepaald te gelden. Ook hier vormen de maten voor de taxonomische distinctness weer de uitzondering.

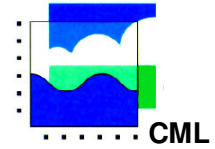
4.2 Samenhang tussen verschillende biotopen

Voor de bepaling van de samenhang tussen de metingen in verschillende biotopen binnen één lokatie kan uiteraard alleen gebruik worden gemaakt van de deel-dataset van de lokaties waarop verschillende biotopen (met één bepaalde methode!) zijn bemonsterd. Als gevolg hiervan zijn meer dan 95% van de beschikbare monsterparen afkomstig uit de rivieren (typen R7 en R8).

De records worden gevormd door de lokatie-meetmethode combinaties, de getallenparen worden gevormd door de eindvariabelen in de verschillende biotopen. De samenhang kan vervolgens worden bepaald volgens correlatierekening analoog aan die tussen variabelen binnen een biotoop onderling zoals hierboven toegepast. De resultaten staan opgesomd in tabel 6.

De algemene tendens die uit de tabel blijkt is dat er te weinig samenhang is tussen variabelen gemeten in verschillende biotopen op één lokatie om te kunnen spreken van redundante informatie. Uitzonderingen worden vooral gevormd door de combinaties die berusten op zeer geringe aantallen getallenparen. Verrassend lijkt dat de geringe samenhang ook geldt voor metingen verricht met verschillende methoden in één biotoop. Dit hangt echter samen met de waterdiepte (litoraal / profundaal) waarop de verschillende methoden kunnen worden toegepast, en duidt derhalve dus niet zondermeer op een grote meetfout bij de bemonsteringen.

Tot slot is ook de correlatie tussen de metingen in de verschillende biotopen op het niveau van watersystemen uitgevoerd. Het gaat dan om de correlaties tussen gemiddelde waarden per biotoop in een water. De berekeningen zijn niet per watertype (rivieren/meren) apart uitgevoerd. De resultaten staan in tabel 7. De sterkste correlaties worden (weer) gevonden bij de combinaties met weinig getallenparen. De overige waarden duiden niet op een sterke samenhang tussen de biotopen onderling, ook niet op het niveau van watersystemen. De getallenparen worden gevormd door de gemiddelde waarden in de wateren waarin de

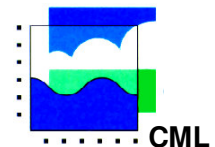


beschouwde biotopen beide zijn bemonsterd en kunnen afkomstig zijn uit zowel meren als rivieren. Er is echter geen reden om te veronderstellen dat de correlaties berekend per watertype (veel) anders zouden zijn.

Tabel 6. Correlaties per variabele tussen de metingen in verschillende biotopen en/of met verschillende methoden op dezelfde lokaties. Data zijn grotendeels afkomstig uit de rivieren. Sterke correlaties (> 0.8; < -0.8) staan vet weergegeven.

	n	S(taxa)	S(Spec)	S(Spec-mw)	S(Gen)	S(Fam)	S(KM-taxa)	%exoot	%DN	%(DP+KM)	%KM	ASPT
Grind Werpkorf x Steen Handmatig stenen	7	0.44	0.47	0.43	0.15	0.66	0.81	0.83	0.86	0.93	0.58	-0.23
Slib MAC handnet x Steen Handmatig stenen	24	0.55	0.48	0.27	0.58	0.45	0.69	0.26	0.82	0.43	0.46	0.46
Slib MAC handnet x Vegetatie MAC handnet	18	0.38	0.40	0.45	0.39	0.55	0.26	0.52	0.00	0.45	0.26	0.08
Steen Handmatig stenen x Vegetatie MAC handnet	27	0.08	0.10	0.17	0.13	0.12	0.27	0.24	-0.09	0.36	0.56	0.20
Steen Poliepgrijper x Vegetatie MAC handnet	4	0.87	0.89	0.73	0.96	0.87	0.33	0.60	1.00	1.00	0.58	-0.42
Slib MAC handnet x Zand Boxcorer	18	0.18	0.22	-0.05	0.31	0.39	-0.25	0.36	-0.19	0.40	0.12	0.11
Steen Handmatig stenen x Zand Boxcorer	20	0.32	0.28	0.27	0.40	0.30	0.50	0.40	-0.10	0.24	0.25	-0.08
Vegetatie MAC handnet x Zand Boxcorer	19	0.30	0.21	0.07	0.40	0.51	0.16	0.12	-0.06	0.81	0.26	-0.06
Grind Werpkorf x Zand MAC handnet	3	0.94	0.95	0.83	0.98	0.94	0.50	0.96	1.00	0.60	0.14	0.99
Slib MAC handnet x Zand MAC handnet	18	0.74	0.70	0.62	0.71	0.63	0.70	0.17	0.37	0.39	0.62	0.61
Steen Handmatig stenen x Zand MAC handnet	48	0.27	0.30	0.29	0.29	0.27	0.38	0.18	0.85	-0.10	0.25	0.06
Steen Poliepgrijper x Zand MAC handnet	7	0.10	-0.47	-0.71	0.01	-0.57	0.93	-0.24	-0.25	-0.11	0.94	0.61
Vegetatie MAC handnet x Zand MAC handnet	33	0.60	0.52	0.59	0.63	0.57	0.72	0.21	0.61	0.58	0.57	0.09
Zand Boxcorer x Zand MAC handnet	21	0.34	0.34	0.08	0.38	0.32	0.44	0.29	-0.13	0.17	0.38	-0.05
Steen Handmatig stenen x Zand Van Veen happer	29	-0.05	-0.09	0.16	-0.02	0.05	0.31	0.07	0.17	-0.10	0.45	-0.09
Steen Poliepgrijper x Zand Van Veen happer	10	0.36	0.36	0.27	0.25	0.52	0.81	0.59	-0.16	-0.24	0.78	-0.38
Vegetatie MAC handnet x Zand Van Veen happer	10	0.18	0.04	0.19	0.35	0.27	0.24	-0.49	-0.17	-0.07	0.29	-0.06
Zand MAC handnet x Zand Van Veen happer	27	0.64	0.59	0.46	0.62	0.41	0.60	0.36	0.39	0.02	0.44	-0.07
Zand Steekbuis met tanden x Zand Van Veen happer	20	0.72	0.75	0.71	0.71	0.74	0.51	0.36	0.54	0.63	0.58	0.11

	d(Spec)	d(Fam)	Lambda(Spec)	Lambda(Fam)	AVTD*(Spec)	AVTD*(Fam)	AVTD*(Spec)	AVTD*(Fam)	TTD*(Spec)	TTD*(Fam)	VarTD*(Spec)	VarTD*(Fam)
Grind Werpkorf x Steen Handmatig stenen	0.51	0.69	-0.40	-0.61	0.30	-0.20	-0.20	0.05	-0.37	0.46	-0.04	-0.62
Slib MAC handnet x Steen Handmatig stenen	0.45	0.50	-0.14	0.21	-0.07	-0.04	-0.04	-0.24	0.03	0.50	-0.25	0.09
Slib MAC handnet x Vegetatie MAC handnet	0.26	0.45	0.15	0.39	0.04	-0.17	-0.17	0.50	0.55	0.42	0.56	0.64
Steen Handmatig stenen x Vegetatie MAC handnet	0.02	-0.01	0.25	-0.07	0.03	0.23	0.23	0.01	0.11	0.12	-0.01	0.10
Steen Poliepgrijper x Vegetatie MAC handnet	0.78	0.79	0.08	-0.50	-0.40	0.90	0.90	-0.36	-0.78	0.89	-0.36	-0.84
Slib MAC handnet x Zand Boxcorer	-0.10	-0.09	-0.42	-0.36	-0.08	-0.10	-0.10	0.14	0.10	0.27	0.05	-0.13
Steen Handmatig stenen x Zand Boxcorer	0.19	-0.05	0.14	0.12	-0.23	-0.35	-0.35	-0.09	0.31	0.30	-0.15	0.04
Vegetatie MAC handnet x Zand Boxcorer	0.07	0.16	-0.12	0.06	0.16	-0.04	-0.04	0.06	-0.06	0.24	0.16	-0.20
Grind Werpkorf x Zand MAC handnet	0.97	0.97	1.00	0.65	0.51	-0.52	-0.52	-0.48	-0.97	0.94	-0.20	0.90
Slib MAC handnet x Zand MAC handnet	0.72	0.29	0.43	0.38	0.14	0.23	0.23	0.52	0.58	0.69	0.50	0.50
Steen Handmatig stenen x Zand MAC handnet	0.31	0.19	0.00	0.02	-0.25	-0.12	-0.12	-0.05	0.14	0.31	0.08	0.27
Steen Poliepgrijper x Zand MAC handnet	-0.47	-0.69	0.23	-0.16	-0.23	0.79	0.79	-0.07	-0.74	-0.51	-0.44	-0.10
Vegetatie MAC handnet x Zand MAC handnet	0.27	0.23	0.00	0.39	0.09	0.34	0.34	0.04	0.45	0.53	0.25	0.18
Zand Boxcorer x Zand MAC handnet	0.15	-0.02	0.02	0.03	0.54	-0.09	-0.09	-0.06	0.14	0.36	0.04	0.11
Steen Handmatig stenen x Zand Van Veen happer	0.09	0.36	0.52	0.08	-0.06	-0.15	-0.15	-0.14	0.04	-0.05	-0.22	0.27
Steen Poliepgrijper x Zand Van Veen happer	0.45	0.64	0.21	0.42	-0.13	-0.06	-0.06	-0.57	-0.33	0.34	0.07	0.14
Vegetatie MAC handnet x Zand Van Veen happer	-0.04	0.17	0.25	0.19	0.28	-0.14	-0.14	0.35	-0.13	0.07	0.58	-0.29
Zand MAC handnet x Zand Van Veen happer	0.57	0.26	0.41	0.28	0.00	-0.14	-0.14	-0.24	0.52	0.56	0.25	0.43
Zand Steekbuis met tanden x Zand Van Veen happer	0.59	0.59	0.46	0.70	0.33	-0.26	-0.26	0.29	-0.48	0.78	0.17	0.31



Tabel 7. Correlaties tussen de gemiddelden per watersysteem en per meetjaar van de metingen in de verschillende biotopen.

	n	S(taxa)	S(Spec)	S(Spec-mw)	S(Gen)	S(Fam)	S(KM-taxa)	%exoot	%DN	%DF+KM	%KM	ASPT
grind x steen	10	0.58	0.31	0.35	0.33	0.65	0.41	0.66	0.74	0.90	0.22	0.23
grind x vegetatie	4	-0.30	-0.43	-0.39	0.04	0.06	0.11	0.34	-	-0.53	0.20	0.94
grind x zand	9	0.82	0.78	0.71	0.83	0.80	0.76	0.66	0.99	0.38	0.47	0.34
klinkhout x slib	3	0.69	0.97	0.95	0.76	0.87	0.80	-0.23	-0.30	0.87	0.90	-0.07
klinkhout x zand	3	0.84	0.90	0.83	0.76	0.98	0.92	0.05	-0.99	-0.75	0.88	-0.73
slib x steen	42	0.45	0.19	0.16	0.32	0.25	0.40	0.27	0.03	0.19	0.38	0.52
slib x vegetatie	31	0.10	-0.02	0.08	0.08	0.08	0.21	0.15	0.07	0.34	0.27	0.32
slib x zand	48	0.48	0.27	0.42	0.35	0.56	0.41	0.29	0.23	0.07	0.31	0.49
steen x vegetatie	37	0.41	0.32	0.16	0.35	0.31	0.67	-0.04	0.06	0.65	0.59	0.34
steen x zand	61	0.44	0.17	0.20	0.34	0.48	0.61	0.40	0.55	0.30	0.62	0.00
vegetatie x zand	39	0.55	0.58	0.50	0.57	0.42	0.46	0.47	0.61	0.31	0.40	0.12

	d(Spec)	d(Fam)	Lambda(Spec)	Lambda(Fam)	AvTD*(Spec)	AvTD*(Fam)	AvTD*(Spec)	AvTD*(Fam)	TTD*(Spec)	TTD*(Fam)	VarTD*(Spec)	VarTD*(Fam)
grind x steen	0.58	0.66	0.38	0.20	-0.13	0.36	-0.20	-0.57	0.30	0.50	0.00	0.66
grind x vegetatie	-0.18	-0.26	-0.72	-0.23	0.50	-0.28	0.37	-0.65	-0.23	-0.01	-0.97	0.25
grind x zand	0.73	0.70	0.20	0.18	-0.57	-0.37	-0.36	-0.12	0.78	0.78	-0.21	0.49
klinkhout x slib	0.97	0.94	0.18	0.94	-0.52	0.99	0.03	0.79	0.93	0.73	-0.55	0.92
klinkhout x zand	0.94	0.99	-0.53	0.66	0.02	0.97	0.88	0.85	0.88	0.93	0.84	0.80
slib x steen	0.36	0.24	0.05	-0.08	-0.03	0.10	-0.15	0.16	0.21	0.25	-0.21	0.41
slib x vegetatie	0.36	0.35	0.17	0.22	-0.23	-0.03	-0.14	0.13	-0.01	0.11	0.18	0.17
slib x zand	0.33	0.55	0.29	0.34	0.04	0.55	0.07	0.15	0.24	0.53	0.11	0.12
steen x vegetatie	0.39	0.25	-0.03	-0.38	0.02	0.16	-0.06	0.58	0.31	0.26	-0.02	0.32
steen x zand	0.22	0.41	0.26	0.09	-0.01	-0.08	-0.25	0.02	0.18	0.40	-0.08	0.23
vegetatie x zand	0.45	0.21	0.24	0.08	-0.32	0.15	0.41	0.07	0.57	0.33	0.49	0.03

4.3 Selectie variabelen voor verdere analyse

Een opvallend element in de tabellen 6 en 7 is dat het patroon van correlaties tussen biotopen voor veel variabelen hetzelfde is. Dat geldt vooral voor de variabelen binnen de eerder (paragraaf 4.1) op basis van onderlinge correlaties onderscheiden groepen. Het blijkt dus minder zinvol verdere analyses voor onderling sterk samenhangende variabelen te herhalen: er zal worden gewerkt met ‘vertegenwoordigers’ per groep. In tabel 8 is aangegeven welke variabelen voor verdere analyse zijn komen te vervallen.

Tabel 8. Opsomming van verder te onderzoeken en voor verdere analyse komen te vervallen variabelen.

KRW-maatlat-variabelen	Diversiteitsmaten	
S(spec)	Margaleff's d (spec)	TD (spec)
S(spec-mw)	Margaleff's d (gen)	TD (gen)
S(gen)	Margaleff's d (fam)	TD (fam)
S(fam)	Pielou's J' (spec)	AvTD* (spec)
S(taxa)	Pielou's J' (gen)	AvTD* (gen)
S(KM-taxa)	Pielou's J' (fam)	AvTD* (fam)
% exoot	Shannon H' (spec)	AvTD* (spec)
%DN	Shannon H' (gen)	AvTD* (gen)
%(DN+KM)	Shannon H' (fam)	AvTD* (fam)
% KM	Simpson's A (spec)	TTD* (spec)
ASPT	Simpson's A (gen)	TTD* (gen)
H'(taxa)	Simpson's A (fam)	TTD* (fam)
	Hill's N_1 (soort)	VarTD* (spec)
	Hill's N_1 (genus)	VarTD* (gen)
	Hill's N_1 (familie)	VarTD* (fam)

4.4 Homogeniteit binnen een biotoop

Niet alleen de samenhang tussen variabelen en biotopen, maar ook de samenhang tussen metingen binnen een biotoop moet worden onderzocht. De vraag daarbij is of het bemonsterde biotoop wel als homogeen mag worden beschouwd, i.e., of de metingen in een bepaald biotoop (binnen een watersysteem en in een bepaald jaar) beschouwd kunnen worden als zijnde verricht in eenzelfde levensgemeenschap. König (2003) beschrijft hiervoor twee mogelijke formele toetsen: één gebaseerd op de frequentie van voorkomen van individuele soorten binnen de steekproef (i.e. alle bemonsteringen binnen één biotoop in een watersysteem), de ander gebaseerd op de (variantie in) soortenaantal in de steekproef.

Hier is om praktische redenen alleen de laatste methode toegepast. De test is gebaseerd op de aanname dat bij n monsters uit een homogeen biotoop het soortenaantal Poisson-verdeeld is, i.e. de variantie is dan gelijk aan het gemiddelde. Er wordt met een χ^2 -grootheid getoetst of de gemeten variantie in soortenaantal significant afwijkt van het de verwachting, i.e., het gemiddelde:

$$\chi^2 = \frac{\sum (s_i - \bar{s})^2}{\bar{s}} ; df = n-1$$

De toets is alleen zinvol bij toepassing voor iedere combinatie van watersysteem, biotoop en meetjaar apart. Dat betekent een groot aantal toetsen (in totaal 54) op steeds kleine steekproeven (veelal slechts 6 monsterlokaties). Bij dergelijke aantallen toetsen zijn er altijd wel een aantal toetsen met een significant resultaat (namelijk: een fractie ongeveer gelijk aan het gehanteerde significantieniveau). Bovendien is de toetsingsvraag algemener, namelijk of

de overall gehanteerde indeling in biotopen leidt tot het onderscheiden van homogene biotopen binnen een watersysteem.

We kunnen hieraan tegemoet komen door per biotoop op de χ^2 -toetsingsresultaten een vervolgoets toe te passen die test of het aantal significante χ^2 -toetsingsresultaten significant afwijkt van het verwachte aantal gegeven het bij de χ^2 -toetsen gehanteerde significantie-niveau. Dat kan met een eenvoudige binomiale toets. We hebben deze handwijze voor vier verschillende significantieniveaus van de χ^2 -toetsen toegepast. De resultaten staan per biotoop in tabel 9 samengevat. De biotopen ‘grind’ en ‘klinkhout’ zijn wegens te gering aantal data niet onderzocht.

Tabel 9. Homogeniteitstoets volgens König (2003). Achtereenvolgens staat per onderzocht biotoop weergegeven het aantal steekproeven (sets van lokaties in een watersysteem in één jaar bemonsterd), het gemiddelde aantal lokaties in die steekproeven en de aantallen steekproeven waarvan de variantie significant groter is dan de verwachting op basis van een Poisson-verdeling volgens een χ^2 -toets toegepast voor vier verschillende significantieniveaus.

Biotoop	# steekproeven	# monsters /steekproef	# $\chi^2 > \chi^2_{(p=0.025)}$	# $\chi^2 > \chi^2_{(p=0.050)}$	# $\chi^2 > \chi^2_{(p=0.010)}$	# $\chi^2 > \chi^2_{(p=0.0020)}$
Slib	9	6.11	2*	3**	3	6**
Steen	16	4.94	1	1	3	3
Zand	21	7.38	8***	8***	9***	13***
Vegetatie	8	8.13	7***	8***	8***	8***

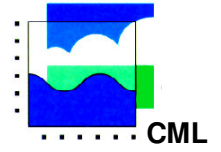
* = significant bij p=0.05; ** = significant bij p=0.01; *** = significant bij p=0.001 (binomiale toets)

Het biotoop ‘vegetatie’ vertoont vrijwel alleen maar significante χ^2 -toetsingsresultaten: vrijwel elke individuele steekproef van monsternamen heeft een variantie in soortenaantal die significant groter is dan het gemiddelde soortenaantal. Het biotoop moet volgens deze test dan ook als heterogeen worden beschouwd. Dit kan mede een gevolg zijn van het samenvoegen van oevervegetatie en watervegetatie tot één biotoop.

De heterogeniteit geldt ook voor het biotoop ‘steen’ en in mindere mate ook voor het biotoop ‘slib’: de aandeel steekproeven met een significant hogere dan verwachte variantie in soortenaantal ligt weliswaar veel lager dan bij de vegetatie het geval is, maar is nog altijd veel (en significant) hoger dan verwacht. Mogelijk speelt hier het wegvallen van het onderscheid tussen litoraal en profundale metingen een rol.

Alleen voor het biotoop ‘steen’ is het aantal significant grotere varianties in soortenaantal niet groter dan door louter toeval mag worden verwacht gegeven het gehanteerde significantie-niveau en dit biotoop mag volgens deze test derhalve als homogeen worden beschouwd. Merk op dat dit biotoop – in tegenstelling tot zand en slib – alleen in de litorale zone is bemonsterd.

De conclusie luidt dat het biotoop ‘steen’ als enige biotoop homogeen mag worden verondersteld. Voor de overige biotopen is volgens deze methode de aanname van homogeniteit van het biotoop onterecht. Overigens lijkt de aanname van een Poisson-verdeeld soortenaantal in monsters uit een homogeen biotoop aanvechtbaar, zodat het beoordelingskriterium niet echt hard is.



5 VARIABILITEIT IN DE DATASET

5.1 Methode van variabiliteitschattingen

Voor de bepaling van de variabiliteit wordt de dataset geordend naar een meetjaar x lokatie matrix voor alle te beschouwen variabelen. Voor de eigenlijke schatting maken we gebruik van een statistisch model dat zowel huidige als toekomstige meetnetdata kan beschrijven:

$$X_{jl} = \mu + \left(-\frac{1}{2} + \frac{j - \frac{1}{2}}{J} \right) \tau + A_j + B_l + \left(-\frac{1}{2} + \frac{j - \frac{1}{2}}{J} \right) T_l + \varepsilon_{jl} \quad (1)$$

waarin:

- X_{jl} = waarneming in jaar j ($j = 1 \dots J$) op locatie l ($l = 1 \dots L$);
- μ = algemeen gemiddelde;
- τ = algemene trend;
- A_j = jaareffect, random (onderling onafhankelijk, normaal-0, σ_A^2 -verdeeld);
- B_l = locatie-effect, random (o.o., N-0, σ_B^2 -verdeeld);
- T_l = locatiespecifieke trend (afwijking), random (o.o., N-0, σ_T^2 -verdeeld);
- ε_{jl} = residu (lokatie-afhankelijk jaareffect plus meetfout), random (o.o., N-0, σ_ε^2 -verdeeld);

Dit is een uitbreiding van het model voor simpele lineaire regressie in termen van variantieanalyse (Sokal en Rohlf, 1995). Analyse vindt plaats door schatters van modelparameters volgens de kleinste-kwadraten-methode, al dan niet vooraf gegaan door datatransformaties. Uit de bijbehorende variantie-analyse-tabel (zie bijlage 3) zijn de schatters voor de varianties af te leiden. Eén en ander levert uiteindelijk per variabele, per watersysteem of -lichaam en per biotoop de benodigde geschatte varianties: die gerelateerd aan respectievelijk het jaareffect, het locatie-effect, locatie-specifieke trends en het residu.

Tabel 10. De watersystemen waarvoor voldoende data beschikbaar zijn voor analyse. Weergegeven staat het aantal lokaties x het aantal jaren.

Type	Watersysteem	zand	steen	slib	vegetatie
M14	GOOIMR		3 x 3		
	KETMR		3 x 3		
R7	IJSSL		4 x 9		
	NEDRN	6 x 3			
	WAAL				
R8	BRABSBH	6 x 3		6 x 3	
	HARVT	6 x 3		6 x 3	3 x 3
	HOLLDP	6 x 3	3 x 3	6 x 3	3 x 3
	LEK	5 x 3			
	NIEUWMWDE	5 x 3	3 x 3	3 x 3	3 x 3
	ODMS	6 x 3	3 x 3	3 x 3	
Totaal aantal records		120	81	72	27

Voor de beschreven analyses zijn de mogelijkheden binnen standaard statistische pakketten zoals SPSS beperkt, met name wat betreft de modelspecificaties die de programmatuur toestaat. Er is derhalve gewerkt met de bij Milieubiologie vervaardigde applicaties in het programma MS-excel.

Als omvangsnorm voor opname van de data van een water in de te analyseren dataset is uitgegaan van minimaal 3 meetjaren en minimaal 3 meetlocaties. De in deze selectie opgenomen data omvat 300 van de 877 beschikbare records, een gevolg van de al eerder gesignaleerde grote mate van versnippering in de dataset. De herkomst van de gebruikte data staan vermeld in tabel 10: verreweg het grootste deel van de gebruikte data blijkt afkomstig uit rivierentype R8: het zoete getijdenwater. Opsplitsen van de data naar watertype heeft dan ook weinig zin en is achterwege gelaten. Varianties zijn geschat per variabele en per biotoop. Presentatie van geschatte varianties per variabele (20) en biotoop (4) is wegens de grote hoeveelheid resulterende getallen weinig zinvol. Bovendien zijn verdere effectiviteitsberekeningen gebaseerd op de resultaten per variabele en biotoop gezien de onnauwkeurigheid in een dergelijke schatting – veelal gebaseerd op een beperkt aantal 3 x 3 datamatrices – niet zinvol. Om die reden is ook een opsplitsing in stromende en stagnante wateren achterwege gelaten. Er zal gezocht moeten worden naar clusters van variabelen en biotopen waarna effectiviteitsberekeningen uitgevoerd kunnen worden voor een beperkt aantal ‘gemiddelde’ variabelen met ‘gemiddelde’ varianties.

Variabelen afkomstig uit tellingen (aantallen taxa) zijn logaritmisch getransformeerd, de variabelen met het karakter van percentages zijn logit getransformeerd. De overige variabelen zijn niet getransformeerd.

5.2 Resultaten van de variantie-schattingen

In tabel 11 staan de resultaten van de variantie-schattingen per variabele – voor alle biotopen geaggregeerd – samengevat, in termen van gemiddelde en variatie-coëfficiënt van ongetransformeerd variabelen. De achterliggende schattingen van (gewogen gemiddelden van) varianties en gemiddelden van getransformeerde variabelen staan vermeld in Bijlage 4, tabel 1.

Bruikbaar vergelijkingsmateriaal in de vorm van schattingen van variabiliteit van tellingen en metingen aan planten en dieren op de hier relevante tijd- en ruimteschalen is schaars in de literatuur. Door Milieubiologie is in het verleden wel een aantal schattingen gepubliceerd betreffende uiteenlopende soortengroepen (Vos et al., 1990; Orleans & Vos, 1997; Vos, 1997). In vergelijking daarmee blijken de fluctuaties van jaargemiddelden in tabel 11 aan de hoge kant en van dezelfde orde van grootte als die van de onderwatervegetatie in zoete rijkswateren (Vos & Musters, 2004). De variatie als gevolg van verschillen tussen lokaties is ook hoog te noemen. Deze waarden zijn – in aanvulling op de eerder besproken homogeniteitstoets volgens König (2003) – ook te interpreteren als maat voor de heterogeniteit binnen een biotoop in een watersysteem. Hierop komen we later terug. De variabiliteit als gevolg van lokatie-specifieke trends en de residuele variantie zijn van dezelfde orde van grootte als gevonden bij andere soortengroepen.

Clustering op basis van geschatte varianties heeft, gezien de onnauwkeurigheid van de schatting, niet veel betekenis. Daarom is gekozen voor een clustering van ‘gelijksoortige’ variabelen. Het gaat om clusters van

- variabelen die een aantal weergeven en logaritmisch zijn getransformeerd;
- variabelen met de dimensie van een percentage, logit-getransformeerd;

- de Average Score per Taxon apart
- de ongetransformeerde diversiteitindices als groep
- de logit-getransformeerde taxonomische distinctness maten
- de vier resterende ongetransformeerde variabelen.

In tabel 12 zijn de resultaten van de gemiddelde variantie-schattingen per cluster van variabele, maar opgesplitst naar biotoop weergegeven, weer in termen van variatie-coëfficiënten (voor de varianties, zie bijlage 4, tabel 2).

Opvallendste fenomeen in de tabel is dat de variabiliteit in het biotoop 'vegetatie' over de hele linie hoog is, in het biotoop 'steen' is die variabiliteit relatief laag. De variabiliteit van het biotoop zelf in tijd (fluctuaties) en ruimte (heterogeniteit, oever- versus watervegetatie) speelt hier natuurlijk een rol.

In tabel 13 staan de gewogen gemiddelden van de variantie-schattingen voor de hele dataset, per cluster van variabelen als basis voor een berekening van de effectiviteit van het meetnet in zijn huidige vorm en alternatieven daarvoor in het volgende hoofdstuk. Overigens is er gerekend met afgeronde getallen (tabel 15).

Uit tabel 13 blijkt één ding vrij helder: de cluster '%taxa' vertoont over de hele linie de hoogste variabiliteit. Het zijn juist deze variabelen (percentages aan kenmerkende, dominant positieve en negatieve soorten) die in de concept-maatlatten voor de KRW centraal staan.

Tabel 11. Schattingen van de variatie-coëfficiënten voor elke beschouwde variabele apart. De getallen betreffen omrekeningen van de gewogen gemiddelden van de variantie-schattingen per watersysteem en biotoop.

VARIABELE	transformatie	GEMIDDELD gemiddelde	Variatie-coëfficiënten:			
			jaar	lokaties	lok.trends	residu
S(spec)	LN	14.580	23.4%	42.8%	-	37.9%
S(fam)	LN	10.558	13.1%	33.3%	-	27.1%
S(KM-taxa)	LN	0.747	20.1%	25.4%	28.1%	33.3%
%exoot	logit	62%	71.0%	92.8%	-	122.1%
%DN	logit	0%	13.0%	42.6%	4.9%	46.9%
%(DP+KM)	logit	6%	40.4%	77.2%	160.6%	92.8%
%KM	logit	2%	39.0%	46.8%	62.8%	63.6%
ASPT	geen	3.883	-	9.1%	-	14.3%
Margaleff's d (spec)	geen	2.340	27.4%	34.3%	20.6%	27.9%
Margaleff's d (fam)	geen	1.531	16.2%	30.0%	27.5%	21.5%
Simpson's λ (spec)	geen	0.361	11.5%	31.8%	40.1%	43.5%
Simpson's λ (fam)	geen	0.382	10.6%	28.7%	38.8%	35.4%
AvTD*(spec)	logit	71%	19.5%	-	-	66.5%
AvTD*(fam)	logit	67%	6.7%	24.3%	67.1%	31.6%
AvTD+(spec)	logit	74%	12.1%	-	-	53.5%
AvTD+(fam)	logit	71%	4.6%	7.4%	18.2%	11.0%
TTD*(spec)	geen	1253	24.9%	39.1%	-	32.8%
TTD*(fam)	geen	850	16.7%	35.3%	20.5%	23.7%
VarTD* (spec)	geen	409	19.1%	16.5%	10.3%	31.0%
VarTD* (fam)	geen	328	11.2%	13.2%	38.7%	22.7%

Tabel 12. Schattingen van de variatie-coëfficiënten per biotoop en per ‘cluster’ van variabelen. De getallen betreffen omrekeningen van de gewogen gemiddelden van de variantie-schattingen per variabele en watersysteem.

ZAND: n.L.J: 5x6x3; 2x5x3			Variatie-coëfficiënten:			
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaar	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	5.120	11.4%	30.4%	-	35.5%
% taxa	logit	7%	33.4%	49.5%	64.4%	74.1%
ASPT	geen	3.518	6.4%	9.2%	2.6%	15.6%
diversiteitindices	geen	1.158	-	24.3%	-	33.4%
AvTD-maten	logit	71%	7.8%	-	-	61.9%
VarTD-maten	geen	677	-	29.8%	10.8%	30.4%
VEGETATIE: n.L.J: 3x3x3			Variatie-coëfficiënten			
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaar	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	6.116	52.0%	84.7%	34.2%	44.5%
% taxa	logit	5%	113.4%	169.3%	101.4%	160.5%
ASPT	geen	3.957	4.1%	13.1%	15.3%	16.9%
diversiteitindices	geen	1.454	71.9%	88.8%	48.7%	43.1%
AvTD-maten	logit	72%	20.6%	38.4%	20.9%	46.0%
VarTD-maten	geen	823	65.2%	95.2%	41.7%	59.0%
SLIB n.L.J: 3x6x3; 2x3x3			Variatie-coëfficiënten			
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaar	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	5.958	6.2%	28.9%	15.6%	26.5%
% taxa	logit	5%	-	58.5%	81.6%	84.3%
ASPT	geen	3.684	-	14.5%	-	12.9%
diversiteitindices	geen	1.197	18.4%	34.1%	42.2%	25.0%
AvTD-maten	logit	72%	12.9%	8.2%	38.6%	27.4%
VarTD-maten	geen	761	12.8%	30.6%	-	26.6%
STEEN kort: n.L.J: 5x3x3			Variatie-coëfficiënten			
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaar	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	6.203	13.2%	-	29.0%	31.7%
% taxa	logit	9%	43.9%	41.4%	115.4%	71.8%
ASPT	geen	4.414	-	-	-	13.8%
diversiteitindices	geen	1.038	26.6%	-	32.5%	33.7%
AvTD-maten	logit	70%	13.1%	22.4%	11.4%	27.5%
VarTD-maten	geen	686	20.2%	-	27.7%	32.3%
STEEN lang n.L.J: 1x4x9			Variatie-coëfficiënten			
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaar	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	7.312	19.2%	-	-	27.7%
% taxa	logit	13%	40.8%	8.0%	-	61.1%
ASPT	geen	4.773	-	-	-	11.7%
diversiteitindices	geen	0.972	7.2%	-	-	28.9%
AvTD-maten	logit	68%	12.8%	-	35.9%	26.6%
VarTD-maten	geen	664	10.5%	4.2%	-	21.4%

Tabel 13. Schattingen van de varianties en variatie-coëfficiënten voor de onderscheiden ‘clusters’ van variabelen. De getallen betreffen de gewogen gemiddelden van de schattingen per variabele, watersysteem en biotoop.

GEMIDDELD gewogen		n.L.J =	300	Varianties:		
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaren	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	1.917	0.037	0.120	-0.025	0.109
% taxa	logit	-2.457	0.209	0.464	0.598	0.744
ASPT	geen	3.883	-0.006	0.124	-0.123	0.308
diversiteitindices	geen	1.154	0.119	0.220	0.113	0.144
AvTD-maten	logit	0.877	0.015	0.004	-0.415	0.210
VarTD-maten	geen	710	31188	84196	8877	57700
GEMIDDELD gewogen		n.L.J =	Variatie-coëfficiënten:			
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaar	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	5.801	19.4%	34.6%	-	33.1%
% taxa	logit	7%	45.7%	68.2%	77.3%	86.3%
ASPT	geen	3.883	-	9.1%	-	14.3%
diversiteitindices	geen	1.154	29.9%	40.7%	29.1%	32.9%
AvTD-maten	logit	71%	12.2%	6.1%	-	45.8%
VarTD-maten	geen	710	24.9%	40.9%	13.3%	33.8%

5.3 Nogmaals homogeniteit van biotopen

In paragraaf 4.3 is de homogeniteit per biotoop onderzocht met de methode volgens König (2003). Echter, ook uit de variabiliteitschattingen is informatie over homogeniteit van biotopen af te leiden. Immers, in een homogeen biotoop verwacht men per variabele overall vergelijkbare waarden in een monster (dus een lage variantie van lokatie-effecten) en tevens eenzelfde reactie op jaar-specifieke omstandigheden (dus een lage variantie van de lokatie-jaar-interactieterm) of lange termijn invloeden van al dan niet antropogene aard (dus een lage variantie in lokatie-specifieke trends). Voor de waarden van de twintig verschillende op variabiliteit onderzochte variabelen betekent dit een verwachting van 50% negatieve en 50% positieve schattingen van genoemde varianties, m.u.v. de interactie-term, die door het ontbreken van replicaties binnen de jaar-lokatie-combinaties niet van het residu is te onderscheiden. Of in de data hiervan significant wordt afgeweken kan worden getoetst met een binomiale toets onder de aanname dat de schattingen per variabele onderling onafhankelijk zijn (tabel 14).

Tabel 14. Aantal variabelen (totale n= 20) met een negatieve schatting voor de variantie van lokatie-effecten en lokale trends en de eenzijdige overschrijdingskansen (p) op basis van een binomiale verdeling met $p=0.5$.

Biotoop	Variantie van lokatie-effecten		Variantie van lokatie-specifieke trends	
	aantal negatieve schattingen	p	aantal negatieve schattingen	p
Slib	1	0.0000	11	0.7483
Steen excl. IJssel	12	0.8684	7	0.1316
Steen (alleen IJssel)	13	0.9423	12	0.8684
Zand	2	0.0002	9	0.4119
Vegetatie	0	0.0000	0	0.0000

Wat betreft lokatie-gemiddelden wijkt het biotoop ‘steen’ niet af van de verwachting onder de homogeniteitsaannname, ofwel, de gemeten verschillen tussen lokaties zijn verklaarbaar vanuit de meetfout. Voor de overige biotopen geldt dat niet en is er dus aantoonbaar verschil binnen een biotoop.

Wat betreft trends is er alleen in het biotoop ‘vegetatie’ sprake van lokatie-specifieke afwijkingen, in de overige biotopen komen trendmatige veranderingen sterk overeen tussen de lokaties van één biotoop.

In grote lijnen komen deze resultaten dus overeen met die van de eerdere homogeniteitstest (paragraaf 4.3). Overigens geeft het ‘tegenstrijdige’ resultaat bij de biotopen ‘slib’ en ‘zand’ te denken: een heterogeniteit wat betreft gemiddelde waarden (lokatie-effecten) duidt niet noodzakelijkerwijs op een heterogeniteit wat betreft veranderingen (lokatie-specifieke trends). Voorzover dit laatste van belang is (i.e., bij trenddetectie) heeft verdere stratificatie (binnen de nu onderscheiden biotopen) niet zoveel zin. Voor het meetdoel toestandsbepaling kan hiervan wellicht ook gebruik worden gemaakt, immers, de resultaten duiden erop dat er weliswaar verschillen zijn, maar dat de in de tijd wel constant blijven.

6 EFFECTIVITEIT HUIDIGE MEETNET

6.1 Methode

Voor het beantwoorden van de effectiviteitsvragen is gewerkt met de in het verleden door Milieubiologie ontwikkelde optimalisatiemethode (Vos et al., 1993). Deze is ook door anderen met succes toegepast (e.g., Van Strien et al., 1997). Recent is deze methode verbeterd en verfijnd (Vos et al., concept) en ook toegepast (Vos & Musters, 2004). Voor het onderhavige project zijn hier vooral de te gebruiken maten voor de effectiviteit van belang.

6.1.1 Toestandbepaling

Bij toestandbepaling moet onderscheid worden gemaakt tussen een bepaling op een willekeurig “ijkmoment” en de bepaling van een “langjarige gemiddelde”. De eerste methode figureert in de KRW, maar doet geen recht aan de in de ecologie relatief grote verschillen tussen jaren (zoals die ook in het vorige hoofdstuk bleken). Bij de tweede methode wordt hieraan wel recht gedaan en dit weerspiegelt derhalve beter de noodzaak tot ingrijpen, c.q. resultaten van de ingrepen en beheersinspanningen.

Voor het meetdoel toestandbepaling is een voor de handliggende effectiviteitsmaat de breedte van het $x\%$ -betrouwbaarheidsinterval dat in de praktijk met een bepaalde meetnetopzet (keuze meetjaren J per planperiode en aantal lokaties L per watersysteem of -systeem) wordt bereikt. De onder- en bovengrenzen van dit interval worden gegeven door:

$$L_1 = \hat{\mu} - n_{(1-\frac{1}{2}\alpha)} \cdot \sigma_{\hat{\mu}} \quad \text{en} \quad L_2 = \hat{\mu} + n_{(1-\frac{1}{2}\alpha)} \cdot \sigma_{\hat{\mu}} \quad (3)$$

waarbij:

$\hat{\mu}$ = het algemeen gemiddelde \bar{x}_{jlr}

$n_{(1-\frac{1}{2}\alpha)}$ = n -waarde met cumulatieve waarschijnlijkheid $(1-\frac{1}{2}\alpha)$

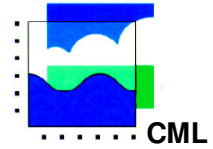
$\sigma_{\hat{\mu}}$ = $\sqrt{\frac{1}{JL} \sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{1}{L} \sigma_B^2}$ (bepaling op ijkmoment) of

$\sigma_{\hat{\mu}}$ = $\sqrt{\frac{1}{JL} \sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{1}{L} \sigma_B^2 + \frac{1}{J} \sigma_A^2}$ (bepaling langjarig gemiddelde)

De effectiviteit, i.c. de breedte van het interval, is in beide gevallen dus direct afhankelijk van de variantie van de schatter voor het gemiddelde. Hiermee hebben we de effectiviteit uitgedrukt als functie van J en L en kunnen we dus effectiviteitsberekeningen uitvoeren.

De betrouwbaarheid van een classificatie in een bepaalde KRW-klasse kan met vergelijkbare berekeningen worden berekend, in de vorm van de kans op een juiste of foute classificatie. Daarbij moet worden bedacht dat de misclassificatie-kans niet alleen afhankelijk is van de variabiliteit en bemonsteringsinspanning, maar óók van de klassebreedte en de werkelijke waarde: eenvoudig is in te zien dat waarden tegen de klassegrens aan altijd een misclassificatiekans hebben van dicht bij de 50%. De problematiek is vergelijkbaar met die van een continue variabele als indicator voor een nominale toestand (zie bijv. Murtaugh, 1996).

Voor de toestandbepaling is een databeschrijving eenvoudig af te leiden uit het eerder geformuleerde model (1) door de trendtermen eruit te halen, immers, toestandbepaling impliceert de veronderstelling van een steady state:



$$X_{jl} = \mu + A_j + B_l + \varepsilon_{jl} \quad (2)$$

Voor de bepaling op één ijkmoment is de met een bepaalde nauwkeurigheid te bepalen grootheid $\mu + A_j$, voor een langjarig gemiddelde is de te bepalen grootheid het gemiddelde μ .

Hierin komt tot uiting dat de werkelijke waarde op het ijkmoment ook via toeval afhankelijk is van het meetjaar, terwijl dat toevalseffect bij het langjarige gemiddelde (deels) kan worden ‘uitgemiddeld’.

6.1.2 Trenddetectie

Voor trenddetectie gaan we uit van het volledige model (1). In de meetnetpraktijk vindt analyse plaats door een F-toets van de algemene trend. De term waartegen wordt getoetst is traditioneel òf de variantie van (gemiddelde) random jaar-effecten rond de trendlijn, òf de variantie van de lokatie-specifieke trends. Vos *et al.* (concept) tonen aan dat deze handelwijzen niet juist zijn: bij modellen in welke beide termen random moeten worden verondersteld – wat meestal het geval is – dient te worden getoetst tegen een combinatie van beide termen middels een zogenaamde ‘approximate F-test’. Uit uitgebreide simulaties blijken bepaalde vormen van deze test goed te voldoen, d.w.z.: de berekende toetsingsgrootheid F_{approx} volgt in een breed toepassingsgebied vrijwel perfect een ‘normale’ F-verdeling.

Voor de *trenddetectie* is de effectiviteitmaat de detectiekans van een bepaalde trendgrootte Δ , samenhangend met de variantie van de schatter daarvan. De relevante statistische term die in de berekeningen wordt gebruikt is de zogenaamde ‘niet-centraliteitsparameter’ δ^2 :

$$\delta^2 = \frac{LJ \frac{J^2-1}{12J^2} \cdot \Delta^2}{\sigma_e^2 + L\sigma_A^2 + L \frac{J^2-1}{12J} \sigma_T^2}$$

Merk op dat hierbij de variantie als gevolg van de ruimtelijke heterogeniteit (σ_B^2) nu niet, de variabiliteit van locatiespecifieke trends daarentegen wel een rol speelt.

Hiermee hebben we voor beide toepassingen de effectiviteit uitgedrukt als functie van J en L en kunnen dus de effectiviteitberekeningen worden uitgevoerd met de varianties zoals die eerder zijn geschat, zij het om pragmatische redenen met de afgeronde getallen uit tabel 16.

6.2 Resultaten

De berekeningen van de effectiviteit voor zowel trenddetectie als toestandsbepaling (langjarig gemiddelde) staan vermeld in de tabellen 15 en 16. In tabel 18 staat een berekening van de misclassificatiekansen bij toestandsbepalingen. Uitgegaan is van een planperiode van 12 jaar. Dat is een pragmatische keuze: een periode van 12 jaar is rekentechnisch handig omdat meetfrequenties van jaarlijks, tweejaarlijks enzovoorts overeenkomen met 12, 6, 4 en 3 meetjaren in de planperiode. Daarnaast is gerekend met een totaal aan 120 metingen/monsternames binnen de planperiode en per ruimtelijke eenheid waarover uitspraken gedaan moeten kunnen worden. Bedacht moet hierbij worden dat de uitkomsten alleen geldig zijn voor ruimtelijke eenheden met een vergelijkbare mate van homogeniteit als die van de eenheden die ten grondslag liggen aan de berekeningen: in principe zijn dat biotopen binnen watersystemen.

In die tabellen is de laatste kolom (meetfrequentie van eens in de vier jaar, op 40 meetlokaties) met een beetje fantasie te interpreteren als een weergave van de huidige opzet

van het meetnet. In ieder geval de meetfrequentie komt overeen, de aantallen meetlokaties wordt alleen in het biotoop ‘zand’ op het niveau van een heel hoofdwatersysteem gehaald.

Tabel 15. De resultaten uit tabel 13 afgerond voor gebruik bij de beoordeling van de effectiviteit van verschillende alternatieven voor het ontwerp van het meetnet.

GEMIDDELD gewogen	n.L.J =	300	Varianties			
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaren	lokaties	lok.trend	residu
aantal taxa	LN	10	0.040	0.120	0.001	0.100
% taxa	logit	10%	0.200	0.450	0.600	0.750
ASPT	geen	4.000	0.010	0.120	0.010	0.300
diversiteitindices	geen	1.200	0.120	0.200	0.100	0.150
AvTD-maten	logit	0.7	0.015	0.005	0.001	0.200
VarTD-maten	geen	700	30000	80000	9000	60000

GEMIDDELD gewogen	n.L.J =	Variatie-coëfficiënten				
Variabele	transformatie	gemiddelde	jaar	lokaties	lok.trend	residu
aantal taxa	LN		20.0%	34.6%	3.2%	31.6%
% taxa	logit		44.7%	67.1%	77.5%	86.6%
ASPT	geen		3.2%	10.0%	3.2%	14.1%
diversiteitindices	geen		31.6%	44.7%	31.6%	31.6%
AvTD-maten	logit		12.2%	7.1%	3.2%	44.7%
VarTD-maten	geen		24.5%	38.7%	14.1%	31.6%

Tabel 16. Detectiekansen van trendmatige veranderingen per watersysteem en biotoop, bij *J* jaren en *L* lokaties, uitgaande van 120 metingen verdeeld over 12 jaar.

Variabele	trendgrootte	J=12; L=10	J=6; L=20	J=4; L=30	J=3; L=40
aantal taxa	verdubbeling / halvering	73.5%	38.3%	19.0%	10.0%
% taxa	verdubbeling / halvering	17.2%	11.2%	7.9%	6.1%
ASPT	+/- 25%	99.1%	94.8%	77.0%	39.6%
diversiteitindices	+/- 50%	29.8%	15.1%	9.2%	6.6%
AvTD-maten	verdubbeling / halvering	85.6%	62.9%	36.6%	17.0%
VarTD-maten	+/- 50%	37.3%	18.4%	10.7%	7.1%

De effectiviteit van het meetnet in zijn huidige vorm blijkt voor trenddetectie zeer gering: zelfs op het niveau van een heel watersysteem zijn detectiekansen van toch vrij forse trendmatige veranderingen (e.g., verdubbeling en halveringen) zeer laag. De hoogste detectiekansen worden behaald bij een opzet met jaarlijkse metingen op (dus) weinig lokaties. Echter, ook bij een dergelijke efficiënte opzet is de detectiekans voor veranderingen in de ‘KRW-maatlat-variabelen’, percentages kenmerkende, dominant positieve en dominant negatieve soorten, zeer laag.

Tabel 17. Relatieve breedte van het 90%-betrouwbaarheidsinterval van gemiddelde-schattingen per watersysteem en biotoop, bij J jaren en L lokaties, uitgaande van 120 metingen verdeeld over 12 jaar.

Variabele	J=12; L=10	J=6; L=20	J=4; L=30	J=3; L=40
aantal taxa	23.2%	21.2%	22.2%	23.9%
% taxa	42.6%	40.7%	43.7%	47.6%
ASPT	10.2%	8.3%	7.8%	7.7%
diversiteitindices	48.5%	48.5%	53.4%	59.0%
AvTD-maten	3.0%	3.4%	3.8%	4.2%
VarTD-maten	49.3%	45.8%	48.5%	52.5%

Tabel 18. Misclassificatiekansen per watersysteem en biotoop, bij J jaren en L lokaties, uitgaande van 120 metingen verdeeld over 12 jaar.

Variabele	J=12; L=10	J=6; L=20	J=4; L=30	J=3; L=40
aantal taxa	10,8%	9,7%	10,3%	11,3%
% taxa	23,3%	22,0%	24,0%	26,5%
ASPT	4,2%	3,5%	3,3%	3,3%
diversiteitindices	27,1%	27,1%	30,3%	33,7%
AvTD-maten	1,6%	1,7%	1,9%	2,0%
VarTD-maten	27,7%	25,4%	27,2%	29,7%

Voor het meetdoel ‘toestandsbepaling’ ligt de meest efficiënte opzet ook niet bij een nadruk op ruimtelijke dekking, maar zijn hoger frequente metingen beter (tabel 17). Het optimum lijkt bij een tweejaarlijkse meetfrequentie te liggen, hoewel de effectiviteitsverschillen gering zijn vergeleken met die bij trenddetectie.

In tabel 18 zijn de betrouwbaarheidsintervallen omgerekend naar misclassificatiekansen. Uitgegaan is van de vijf in het kader van de KRW voorgestelde ecologische kwaliteitsklassen, hier vertaald naar klassebreedten van 40% van het gemiddelde. De rekenresultaten kunnen worden beschouwd als een optimistische inschatting (vooral de klassen van de ‘goede kant’ van de schaal zullen in de praktijk wellicht smaller zijn, met een hogere misclassificatiekans tot gevolg).

De misclassificatiekansen voor aantal taxa, ASPT en de AvTD-maten zijn wellicht acceptabel, misclassificatiekansen van 25 % (o.a. de KRW-maatlat-variabele ‘% taxa’) zijn dat zeker niet.

7 BELANGRIJKSTE CONCLUSIES, DISCUSSIE EN AANBEVELINGEN

7.1 De resultaten en conclusies puntsgewijs

Wanneer we de voorgaande hoofdstukken samenvatten, komen we tot het volgende:

1. Er is een sterke correlatie tussen alle maten gebaseerd op aantal taxa (soorten, genera, families) in een monster en maten die hierop direct zijn gebaseerd (Margaleff's d en 'Total Taxonomic Distinctness').
2. Alle diversiteitindices waarbij de soorten-abundantieverdeling een rol speelt (Pielou, Shannon, Simpson, Hill en Taxonomische Diversiteit) blijken onderling sterk te correleren.
3. De variatie in Taxonomic Distinctness hangt sterk samen met de gemiddelde Taxonomic Distinctness, de overige maten voor Taxonomische Distinctness hangen niet samen.
4. Er is *geen* samenhang tussen het percentage exoten, het percentage individuen behorend tot de Dominant Negatieve soorten, het percentage individuen behorend tot de Dominant Positieve en Kenmerkende soorten en het percentage Kenmerkende soorten.
5. Voor vrijwel elke diversiteitsmaat geldt dat er een sterke samenhang is tussen de verschillende waarden die die maat aanneemt bij berekening op de verschillende taxonomische niveaus. De maten voor Taxonomische Distinctness vormen de uitzondering.

De onder resultaten (1 en 5) wijzen erop dat het informatieverlies bij het achterwege laten van determinatie tot op soort niet zo groot is. In hoeverre determinatie tot op hogere niveaus echt veel tijdswinst oplevert is op basis van onze gegevens echter niet te beoordelen.

Resultaat 2 leert dat het gebruik van meerdere diversiteitindices naast elkaar nauwelijks zinvol is. Er bestaat internationaal inmiddels een sterke voorkeur voor het gebruik van Simpson's Lambda, mede door de relatief eenvoudige interpreteerbaarheid (Magurran, 2004).

De onderling niet (sterk) samenhangende variabelen leveren ieder hun eigen informatie en kunnen dus wel naast elkaar een rol spelen bij een ecologische kwaliteitsbeoordeling.

6. Er is geen samenhang tussen de metingen in de verschillende biotopen, noch op lokatieniveau, noch op het niveau van watersystemen.

Dit houdt in dat bemonstering van alle relevante biotopen in een watersysteem nodig is voor een integrale beoordeling van de ecologische kwaliteit van het systeem.

7. Het biotoop 'steen' mag als enige als homogeen worden beschouwd, bij de overige onderzochte biotopen 'slib', 'zand' en 'vegetatie' zijn er (te) veel ruimtelijke verschillen.
8. Voor het biotoop 'vegetatie' geldt bovendien dat er sprake is van veel verschillende lokatie-specifieke veranderingen binnen een watersysteem.
9. De variabiliteit in het biotoop 'vegetatie' is op alle niveaus relatief hoog, die van het biotoop 'steen' juist laag.

De ruimtelijke variabiliteit in 'slib', 'zand' en 'vegetatie' hangt ten minste ook samen met het wegvallen van het onderscheid tussen litorale en profundale metingen.

10. Van de onderzochte variabelen is de variabiliteit van het cluster “%taxa” het hoogst. Dat cluster bestaat uit de (KRW-maatlat-)variabelen: percentage exoten, het percentage individuen behorend tot de Dominant Negatieve soorten, het percentage individuen behorend tot de Dominant Positieve en Kenmerkende soorten en het percentage Kenmerkende soorten).
11. De effectiviteit van het meetnet in zijn huidige vorm blijkt *voor trenddetectie* zeer gering: zelfs op het niveau van een heel watersysteem zijn detectiekansen van toch vrij forse trendmatige veranderingen (e.g., verdubbeling van soortenaantal) zeer laag.
12. De meest effectieve opzet voor het meetnet bestaat uit een systeem met jaarlijkse metingen (dus een hogere meetfrequentie ten koste van de ruimtelijke dekking). Ook dan echter lijkt een acceptabele effectiviteit voor een aantal typen variabelen (o.a. de KRW-maatlat-variabelen, de percentages kenmerkende, dominant positieve en dominant negatieve soorten) nauwelijks haalbaar.
13. Voor het meetdoel ‘toestandbepaling’ zijn de misclassificatiekansen in de huidige opzet voor “aantal taxa” (rond de 10%), “ASPT” (ca. 4%) en “Taxonomic Distinctness” (ca. 2%) wellicht acceptabel, de misclassificatiekansen voor cluster KRW-maatlat-variabelen (“% taxa”) van rond de 25 % zijn dat zeker niet.
14. Ook voor het meetdoel ‘toestandbepaling’ ligt de meest efficiënte opzet ook niet bij een nadruk op ruimtelijke dekking, maar zijn hoger frequente metingen beter. De effectiviteitsverschillen zijn echter gering vergeleken met die bij trenddetectie.

7.2 Discussie

Het uitgevoerde onderzoek waarop bovenstaande conclusies zijn gebaseerd kent als ieder onderzoek uiteraard zijn wetenschappelijke beperkingen. De belangrijkste zijn wellicht het veelal in één analyse samennemen van de hele dataset (met name: verschillende watertypen) en het ‘clusteren’ van schattingen van variabiliteit voor verschillende variabelen en/of in verschillende biotopen tot een beperkt aantal variabelen met ‘gemiddelde’ eigenschappen.

De belangrijkste reden om watertypen samen te nemen hangt samen met het technisch gesproken versnipperde karakter van de dataset, waardoor de uitgevoerde analyses op een veelal klein deel van de beschikbare data moest worden gebaseerd. Het (verder) opsplitsen van de data zou dit effect alleen maar versterken. Bovendien is de verwachting niet dat een en ander tot veel andere resultaten zou leiden. Vergelijkbare overwegingen spelen een rol bij het clusteren van variabelen en biotopen: de schattingen van variabiliteit per variabele en per biotoop zijn gebaseerd op een klein deel van de dataset en dus geringe aantallen waarnemingen. Dat leidt tot niet erg nauwkeurige schattingen, waarbij eventuele bestaande verschillen tussen de verschillende variabelen nauwelijks aantoonbaar zouden zijn. Door het samennemen van variabelen waarvan je mag verwachten dat ze min of meer dezelfde eigenschappen hebben in termen van variabiliteit (zoals de maten gebaseerd op aantallen taxa of die gebaseerd op percentage-berekeningen) worden de resultaten robuster.

Bovendien gaat het bij de toepassing in effectiviteitsberekeningen vaak – in ook in dit geval – om een inschatting van de effectiviteit in een beperkt aantal termen, waarbij het onvermijdelijk is om effectiviteitsmaten samen te nemen, ook als die op nauwkeurige schattingen voor een hele trits aan variabelen zou zijn gebaseerd. Een ‘gemiddelde’ effectiviteit van een meetnet voor een hele trits verschillende variabelen zal daarbij niet veel verschillen van de effectiviteit van het meetnet voor een ‘gemiddelde’ variabele uit de trits. Hoewel de wetenschappelijke beperkingen wel degelijk bestaan, lijken deze de

hoofdboodschap van de resultaten niet te kunnen ondermijnen. Die hoofdboodschap is dat de effectiviteit van het huidige meetnet in ieder geval met betrekking tot trenddetectie niet tot tevredenheid stemt, en dat dat eens te meer geldt voor de variabelen waarop de concept KRW-maatlatten zijn gebaseerd: %DN, %(DP+KM) en %KM.

Een sterke effectiviteitsverbetering is mogelijk bij een systeem met jaarlijkse metingen. Dit lijkt echter alleen haalbaar en betaalbaar als de kosten per monsternamen drastisch omlaag gaan. Mogelijkheden hiertoe liggen in een minder doorgevoerde determinatie en het achterwege laten van het tellen van individuen in een monster.

Een andere mogelijkheid tot effectiviteitsverbetering ligt in de toegepaste stratificatie. Hoewel niet in termen van effectiviteit doorberekend, waren er wel degelijk verschillen tussen de biotopen: het biotoop 'steen' was daarbij het meest homogeen – en vertoonde ook de laagste variabiliteit bij de onderzochte variabelen, het biotoop 'vegetatie' was het meest heterogeen en vertoonde ook de grootste variabiliteit bij de onderzochte variabelen. Duidelijk is dat het (weggevallen) onderscheid tussen litoraal en profundaal (voor vegetatie: oever vegetatie en onderwatervegetatie) hier van belang is en dat er winst te boeken is bij verdergaande stratificatie.

Een verdergaande stratificatie is echter wellicht vooral in rivieren niet mogelijk. Een stratificatie kan immers alleen worden gebaseerd op relatief langdurig gelijkblijvende factoren, iets wat als gevolg van voortdurend veranderende stroompatronen in rivieren wellicht niet opgaat voor eenheden als 'slib' en 'vegetatie'. Hiermee zijn we bij het meest discutabele aspect aangeland. De hele hier gevolgde systematiek van analyse is immers gebaseerd op de gedachte van een gestratificeerd bemonsteringskader met herbemonstering van steeds dezelfde vaste lokaties in ieder onderscheiden 'stratum' (i.c. biotoop).

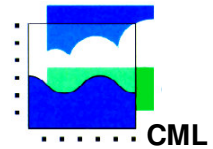
Een alternatief is om relatief hoogfrequent de ligging en omvang van de biotopen vast te stellen (bijvoorbeeld m.b.v. Remote Sensing technieken) en bij iedere meetronde opnieuw de meetlokaties binnen ieder biotoop vast te stellen (c.q. random te kiezen). Het KRW-kwaliteitsoordeel moet dan worden gebaseerd op zowel de oppervlakte-aandelen van de biotopen als de kwaliteit per biotoop. Een andere mogelijkheid is om op een beperkt aantal (random gekozen of 'representatieve') lokaties alle voorkomende biotopen op te meten en te bemonsteren, met al dan niet oppervlakte-representatieve bemonstering. In alle gevallen zal bij een andere dan een herbemonsteringsstrategie de ruimtelijke heterogeniteit die er binnen de biotopen bestaat doorwerken in een verhoogde variabiliteit. Bij de strategie van representatieve meetlokaties komt daar ook nog de variabiliteit van de lokale omvang van de biotopen (dan wel de metingen of schattingen daarvan) bij.

Uit het bovenstaande moge blijken dat – waar realiseerbaar – een gestratificeerde herbemonsteringsstrategie de voorkeur heeft.

7.3 Aanbevelingen:

Uit het bovenstaande zijn – puntsgewijs opgesomd – de belangrijkste aanbevelingen te destilleren:

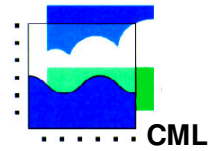
- De concept KRW-maatlat is gebaseerd op variabelen die zoals blijkt uit dit onderzoek nauwelijks op een effectieve manier zijn te meten en te monitoren. Het verdient derhalve aanbeveling de bruikbaarheid van alternatieve variabelen te onderzoeken. Simpele aantallen taxa, de Average Score per Taxon en de Taxonomic Distinctness als maat lijken – in ieder geval wat betreft de effectiviteit waarmee ze kunnen worden gemeten – als eerste in aanmerking te komen.



- Bij de zoektocht naar alternatieve maten moet zeker ook de kostprijs per monster in beschouwing worden genomen: het informatieverlies bij een minder doorgevoerde determinatie en/of het achterwege laten van het tellen van individuen is mogelijk gering.
- Onafhankelijk van de uiteindelijk gekozen maten is een meetsysteem met een hoge meetfrequentie (jaarlijkse metingen) beduidend efficiënter dan een systeem met grote ruimtelijke dekking.
- Een naar biotoop gestratificeerd bemonsteringssysteem verdient de voorkeur. In hoeverre dit ook voor rivieren haalbaar is, i.e. in hoeverre de ligging van de onderscheiden biotopen in rivieren in de tijd verandert, dient te worden onderzocht, bijvoorbeeld op basis van bestaande Remote Sensing beelden uit het verleden.
- Bij het overwegen van een systematiek met biotoopbemonstering op representatieve meetlokaties verdient het aanbeveling om op een dergelijke bemonsteringsstrategie gebaseerde effectiviteitsberekeningen uit te voeren.

8 LITERATUUR

- Clarke, K.R. & R.M. Warwick (1998). A taxonomic distinctness index and its statistical properties. *Journal of Applied Ecology* 35: 523-531.
- Clarke, K.R. & R.M. Warwick (2001). A further biodiversity index applicable to species lists: variation in taxonomic distinctness. *Marine Ecology Progress Series* 216: 265-278.
- Haye, M.A.A. de la (1996). Biologische monitoring Zoete Rijkswateren; Operationele uitwerking: Macrofauna. Werkdocument 96.003X. RIZA, Lelystad.
- König, B. (2003). Prüfung von Makrozoobenthosproben auf Einheitlichkeit der Besiedlung – ein einfaches mathematisches Homogenitätskriterium. *Hydrologie und Wasserbewirtschaftung* 47, H.2: 67-70.
- Magurran, A.E. (2004). *Measuring Biological Diversity*. Blackwell Publishing, Oxford, UK.
- Murtaugh, P.A. (1996). The statistical evaluation of ecological indicators. *Ecological Applications* 6 (1): 132-139.
- Orleans, A.B.M. en P. Vos (1997). Evaluatie van het weidevogelmeetnet van de provincie Zuid-Holland - Analyse van de gegevens van 1990-1995 en evaluatie van de opzet. Uitgave Milieubiologie R. U. Leiden. Rapport 97-03. ISBN 90-72726-36-7. Leiden, juli 1997, 67 pp. + bijlagen.
- Sokal, R.R. en F.J. Rohlf (1995). *Biometry. The principles and practice of statistics in biological research*. Third edition. W.H. Freeman and Company. New York.
- STOWA (2004^a). Referenties en concept-maatlatten voor meren voor de Kaderrichtlijn Water. STOWA-rapport 2004-42. ISBN 90.5773.275.0.
- STOWA (2004^b). Referenties en concept-maatlatten voor rivieren voor de Kaderrichtlijn Water. STOWA-rapport 2004-43. ISBN 90.5773.276.9.
- Strien, A.J. van, R. van de Pavert, D. Moss, T.J. Yates, C.A.M. van Swaay and P. Vos (1997). The statistical power of two butterfly monitoring schemes to detect trends. *Journal of Applied Ecology* 34: 817-828.
- Vos, P., A.B.M. Orleans, M.P.J.M. Janssen, E. Meelis & W.J. ter Keurs (1990). *Natuur- en Milieumeetnetten voor het beleid. Deel 1. Hoofdrapport: het opzetten van meetnetten*. Uitgave Milieubiologie R.U.Leiden i.s.m. het Instituut voor Theoretische Biologie R.U.Leiden. 142 pp.
- Vos, P., E. Meelis en W.J. ter Keurs (1993). *Natuur- en milieumeetnetten voor het beleid. Deel 2. Een methode voor de optimalisatie van het verzamelen van gegevens. 2^{de} verbeterde druk*. Uitgave Milieubiologie R.U.Leiden. Februari 1993. 131 pp. + bijlagen.
- Vos, P. (1997). De effectiviteit van het Biologisch Meetnet Groningen – vegetatie-metingen. Uitgave Milieubiologie R.U.Leiden 97-04, 11 pp. + bijlagen.
- Vos, P., E. Meelis, W.J. ter Keurs (2000). A Framework for the Design of Ecological Monitoring Programs as a Tool for Environmental and Nature Management. *Environmental Monitoring and Assessment* 61: 317-344.
- Vos, P. & C.J.M. Musters (2004). Statistische evaluatie van het MWTL-waterplantenmeetnet. CML rapport 164. RIZA-rapport 2004.016. CML, afdeling Milieubiologie, Leiden.



Vos, P., E. Meelis, W.J. ter Keurs (concept). Statistical analysis and power in ecological monitoring based on analysis of variance en linear regression.

Warwick, R.M. & K.R. Clarke (1995). New 'biodiversity' measures reveal a decrease in taxonomic distinctness with increasing stress. Marine Ecology p[rogress Series 129: 301-305.

BIJLAGEN

Bijlage 1: Schematische weergave vna de datastructuur.

Bijlage 2: Opsomming van de onderzochte variabelen.

Bijlage 3: Het gehanteerde datamodel met bijbehorende variantie-analyse-tabel.

Bijlage 4: Tabellen met de geschatte varianties

BIJLAGE 2 De onderzochte variabelen

Variabelen afgeleid van elementen van KRW-maatlatten

Aanduiding	Omschrijving	
S (spec-m&w)	Aantal soorten excl. muggen en wormen	
S (taxa)	Aantal taxa (niveau afhankelijk van groep-afhankelijke determinatie)	
S (KM-taxa)	Aantal kenmerkende taxa	
%exoot	Percentage individuen behorend tot exotische taxa	
%DN	Percentage individuen behorend tot de 'dominant positieve' taxa	
%DP+%KM	Percentage individuen behorend tot de 'dominant positieve' en 'kenmerkende' taxa	
%KM	Percentage 'kenmerkende' taxa	
ASPT	'Average Score per Taxon'	
S-W	Shannon's index berekend over taxa	
Diversiteitsmaten, bepaald op het niveau van soort, genus en familie		
S (spec/gen/fam)	Aantal soorten, genera respectievelijk families	
d(spec/gen/fam)	Margaleff's 'taxa-rijkdom'-index voor soorten, genera resp. families:	$d = (S - 1) / \log(N)$
H'(spec/gen/fam)	Shannon's index voor soorten, genera resp. families:	$H' = -\sum(p_i \cdot \log(p_i))$
J'(spec/gen/fam)	Pielou's evenness voor soorten, genera resp. families:	$J' = H' / \log(S)$
Λ (spec/gen/fam)	Simpson's Lambda voor soorten, genera resp. families:	$\Lambda = \sum(p_i^2)$
N1 (spec/gen/fam)	Hill's index voor soorten, genera resp. families:	$N1 = \text{Exp}(H')$
Δ (spec/gen/fam)	Taxonomische Diversiteit voor soorten, genera resp. families:	$\Delta = (\sum_{i < j} \omega_{ij} x_i x_j) / (\frac{1}{2} N (N - 1))$
Δ^* (spec/gen/fam)	Average Taxonomische Distinctness (kwantitatief) voor soorten, genera resp. families	$\Delta^* = (\sum_{i < j} \omega_{ij} x_i x_j) / (\sum_{i < j} x_i x_j)$
Δ^+ (spec/gen/fam)	Average Taxonomische Distinctness (kwalitatief) voor soorten, genera resp. families:	$\Delta^+ = (\sum_{i < j} \omega_{ij}) / (\frac{1}{2} S (S - 1))$
$s\Delta^+$ (spec/gen/fam)	Total Taxonomische Distinctness (kwalitatief) voor soorten, genera resp. families:	$s\Delta^+ = S \cdot \Delta^+ = S \cdot (\sum_{i < j} \omega_{ij}) / (\frac{1}{2} S (S - 1))$
Λ^+ (spec/gen/fam)	Variantie van Δ^+ voor soorten, genera resp. families:	$\Lambda^+ = (\sum_{i < j} (\omega_{ij} - \Delta^+)) / (\frac{1}{2} S (S - 1))$

BIJLAGE 3: Het gebruikte data-model in termen van variantie-analyse

$$X_{jl} = \mu + \left(-\frac{1}{2} + \frac{j - \frac{1}{2}}{J}\right)\tau + A_j + B_l + \left(-\frac{1}{2} + \frac{j - \frac{1}{2}}{J}\right)T_l + \varepsilon_{jl}$$

waarin:

- X_{jl} = waarneming in jaar j ($j = 1 \dots J$) op locatie l ($l = 1 \dots L$);
- μ = algemeen gemiddelde;
- τ = algemene trend;
- A_j = jaareffect, random (onderling onafhankelijk, normaal-0, σ_A^2 -verdeeld);
- B_l = locatie-effect, random (o.o., N-0, σ_B^2 -verdeeld);
- T_l = locatiespecifieke trend (afwijking), random (o.o., N-0, σ_T^2 -verdeeld);

ε_{jl} = residu (lokatie-afhankelijk jaareffect plus meetfout), random (o.o., N-0, σ_ε^2 -verdeeld);

De bijbehorende variantie-analyse-tabel is die van een two-way random model, waarbij de kwadratensom bij de factor 'tijd' is opgesplitst in een trend-deel en een afwijkingen deel en die behorend bij de tijdruimte-interactie is opgesplitst in een deel behorend bij locatie-specifieke trends en een residu-deel (te interpreteren als locatie-specifieke afwijkingen plus meetfout):

Bron		df	Sum of Square	Expected Mean Square
factor tijd (jaren)		$J-1$	$L \sum (\bar{x}_j - \bar{x}_{..})^2$	
→ algemene trend	τ	1	$L \sum (\hat{x}_j - \bar{x}_{..})^2$	$\sigma_\varepsilon^2 + L\sigma_A^2 + \frac{J^2-1}{12J} \cdot \sigma_T^2 + L \frac{J^2-1}{12J} \cdot \tau^2$
→ afwijkingen (jaarfluctuaties)	A_j	$J-2$	$L \sum (\bar{x}_j - \hat{x}_j)^2$	$\sigma_\varepsilon^2 + L\sigma_A^2$
factor ruimte (lokaties)		$L-1$	$J \sum (\bar{x}_l - \bar{x}_{..})^2$	$\sigma_\varepsilon^2 + J\sigma_B^2$
interactie tijd x ruimte		$(J-1)(L-1)$	$\sum^j \sum^l (\bar{x}_{jl} - \bar{x}_j - \bar{x}_l + \bar{x}_{..})^2$	
→ locatie-specifieke trends	T_l	$L-1$	$\sum^j \sum^l (\hat{x}_{jl} - \bar{x}_j - \bar{x}_l + \bar{x}_{..})^2$	$\sigma_\varepsilon^2 + \frac{J^2-1}{12J} \cdot \sigma_T^2$
→ residu	ε_{jl}	$(J-2)(L-1)$	$\sum^j \sum^l (x_{jl} - \hat{x}_{jl})^2$	σ_ε^2

Door de Mean Squares uit de data te gebruiken als schatter voor de Expected Mean Squares ontstaan er vijf vergelijkingen met vijf onbekenden. Daaruit zijn de variantie-schatters eenvoudig af te leiden.

BIJLAGE 4: de geschatte varianties

Tabel 1. Schattingen van de varianties voor elke beschouwde variabele apart. De getallen zijn gewogen gemiddelden van van schattingen per watersysteem en biotoop.

Variabele	transformatie	GEMIDDELD gemiddelde	Varianties:			
			jaar	lokaties	lok.trends	residu
S(spec)	LN	2.746	0.055	0.183	-0.072	0.144
S(fam)	LN	2.447	0.017	0.111	-0.083	0.073
S(KM-taxa)	LN	0.558	0.041	0.065	0.079	0.111
%exoot	logit	0.465	0.505	0.861	-0.586	1.491
%DN	logit	-4.205	0.017	0.182	0.002	0.220
%(DP+KM)	logit	-2.569	0.163	0.596	2.579	0.862
%KM	logit	-3.518	0.152	0.219	0.394	0.404
ASPT	geen	3.883	-0.006	0.124	-0.123	0.308
Margaleff's d (spec)	geen	2.340	0.412	0.643	0.232	0.425
Margaleff's d (fam)	geen	1.531	0.062	0.211	0.177	0.109
Simpson's λ (spec)	geen	0.361	0.002	0.013	0.021	0.025
Simpson's λ (fam)	geen	0.382	0.002	0.012	0.022	0.018
AvTD*(spec)	logit	0.882	0.038	-0.017	-0.996	0.442
AvTD*(fam)	logit	0.703	0.004	0.059	0.450	0.100
AvTD+(spec)	logit	1.041	0.015	-0.032	-1.147	0.286
AvTD+(fam)	logit	0.882	0.002	0.006	0.033	0.012
TTD*(spec)	geen	1253	97071	240194	-12657	168441
TTD*(fam)	geen	850	20214	90120	30343	40762
VarTD* (spec)	geen	409	6130	4585	1765	16067
VarTD+ (fam)	geen	328	1335	1883	16057	5531

BIJLAGE 4, vervolg: de geschatte varianties

Tabel 2. Gewogen gemiddelden van de schattingen van de varianties per biotoop en per 'cluster' van variabelen.

ZAND: n.L.J: 5x6x3; 2x5x3		n.L.J = 120	Varianties:			
Variabele	trans	gemiddelde	Jaren	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	1.812	0.013	0.093	-0.127	0.126
% taxa	logit	-2.480	0.112	0.245	0.414	0.550
ASPT	geen	3.518	0.050	0.104	0.009	0.301
diversiteitsindices	geen	1.158	-0.006	0.079	-0.015	0.149
AvTD-maten	logit	0.895	0.006	-0.045	-1.181	0.383
VarTD-maten	geen	677	-1059	40627	5368	42274
VEGETATIE: n.L.J: 3x3x3		n.L.J = 27	Varianties			
Variabele	trans	gemiddelde	Jaren	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	1.962	0.271	0.718	0.117	0.198
% taxa	logit	-2.787	1.287	2.867	1.028	2.576
ASPT	geen	3.957	0.026	0.270	0.365	0.448
diversiteitsindices	geen	1.454	1.092	1.665	0.502	0.393
AvTD-maten	logit	0.942	0.042	0.147	0.044	0.212
VarTD-maten	geen	823	287444	612661	117769	235412
SLIB n.L.J: 3x6x3; 2x3x3		n.L.J = 72	Varianties			
Variabele	trans	gemiddelde	Jaren	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	1.940	0.004	0.084	0.024	0.070
% taxa	logit	-2.734	0.000	0.342	0.666	0.710
ASPT	geen	3.684	-0.049	0.284	-0.211	0.226
diversiteitsindices	geen	1.197	0.049	0.167	0.256	0.090
AvTD-maten	logit	0.923	0.017	0.007	0.149	0.075
VarTD-maten	geen	761	9469	54270	-38203	40889
STEEN kort: n.L.J: 5x3x3		n.L.J = 45	Varianties			
Variabele	trans	gemiddelde	Jaren	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	1.975	0.017	-0.011	0.084	0.100
% taxa	logit	-2.218	0.193	0.172	1.333	0.516
ASPT	geen	4.414	-0.065	-0.047	-0.553	0.369
diversiteitsindices	geen	1.038	0.076	-0.005	0.114	0.122
AvTD-maten	logit	0.835	0.017	0.050	0.013	0.076
VarTD-maten	geen	686	19234	-2085	36153	49036
STEEN lang n.L.J: 1x4x9		n.L.J = 36	Varianties			
Variabele	trans	gemiddelde	Jaren	lokaties	lok.trends	residu
aantal taxa	LN	2.118	0.037	-0.003	-0.031	0.077
% taxa	logit	-1.875	0.166	0.006	-0.171	0.374
ASPT	geen	4.773	-0.057	-0.027	-0.213	0.311
diversiteitsindices	geen	0.972	0.005	-0.005	-0.037	0.079
AvTD-maten	logit	0.726	0.016	-0.004	0.129	0.071
VarTD-maten	geen	664	4863	778	-1031	20292