Trendanalyses oppervlaktewater-kwaliteit waterschap Rivierenland

Modellering en Optimalisatie

Trendanalyses oppervlaktewater-kwaliteit waterschap Rivierenland

Opdrachtgever:
Waterschap Rivierenland

Auteurs:
drs. Paul K. Baggelaar (*Icastat*)
ir. Eit C.J. van der Meulen (*AMO, Adviesbureau Modellering en Optimalisatie*)

1 mei 2013

Niagara 18
1186 JP AMSTELVEEN
Tel.: 020 641 52 11
paul.baggelaar@planet.nl

INHOUD

SAMENVATTING **2**

1 INLEIDING **5**

1.1 HOOFDLIJNEN VAN WERKWIJZE 5
1.2 OVER DIT RAPPORT 5

2 OVERZICHT EN VOORBEWERKING BASISGEGEVENS **6**

2.1 ONTVANGEN BASISGEGEVENS 6
2.2 CONTROLE EN VOORBEWERKING MEETGEGEVENS 8
2.2.1 Controle op ongerechtigheden *8*
2.2.2 Omgang met uitschieters *8*
2.2.3 Omgang met gecensureerde waarden *9*
2.3 OVERZICHT MEETPUNTEN OPPERVLAKTEWATERKWALITEIT 10
2.3.1 STOWA-code *11*
2.3.2 KRW-watertypen *12*
2.3.3 Stroomgebied *13*
2.3.4 Bodemsoort *13*
2.3.5 Gebiedssoorten *14*

3 KEUZEN TRENDANALYSE **15**

3.1 SELECTIE TRENDANALYSEPERIODEN 15
3.2 UITVOEREN TRENDANALYSE 17

4 TRENDANALYSE LANGE TERMIJN **18**

4.1 ALGEMEEN OVERZICHT TRENDS LANGE TERMIJN 18
4.2 OVERZICHT TRENDS LANGE TERMIJN MET ONDERSCHEID NAAR PARAMETER 19
4.3 AANDACHTSLOCATIES 26
4.4 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR STOWA-CODE 27
4.5 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR KRW-WATERTYPE 29
4.6 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR STROOMGEBIED 31
4.7 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR BODEMSOORT 33
4.8 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR GEBIEDSSOORT 34

5 TRENDANALYSE KORTE TERMIJN **36**

5.1 RESULTATEN ALGEMEEN 36
5.2 OVERZICHT TRENDS KORTE TERMIJN MET ONDERSCHEID NAAR PARAMETER 37
5.3 AANDACHTSLOCATIES 44
5.4 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR STOWA-CODE 45
5.5 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR KRW-WATERTYPE 47
5.6 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR STROOMGEBIED 49
5.7 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR BODEMSOORT 51
5.8 OVERZICHT TRENDS MET ONDERSCHEID NAAR GEBIEDSSOORT 53

6 VERGELIJKING ONTWIKKELINGEN TWEE PERIODEN **55**

6.1 TREND KORTE TERMIJN VERSUS TREND LANGE TERMIJN 55
6.2 INVLOED ONDERSCHEIDEND VERMOGEN OP BEELD KORTETERMIJN-ONTWIKKELING? 56

LITERATUUR **59**

BIJLAGE 1: TOELICHTING OP DE UITGEVOERDE STATISTISCHE TRENDANALYSE **61**

BIJLAGE 2: TRENDPALET STARTJAAR 1990 ..... **77**

BIJLAGE 3: TRENDPALET STARTJAAR 2003 ..... **79**

Samenvatting

Dit rapport beschrijft aanpak en resultaten van trendanalyses van de oppervlaktewaterkwaliteit in het beheergebied van waterschap Rivierenland. De analyses zijn uitgevoerd op meetreeksen van een 18-tal parameters.
Naast de langetermijn-ontwikkeling vanaf 1990, is ook de kortetermijn-ontwikkeling vanaf 2003 in beeld gebracht. Dit biedt meerwaarde, aangezien informatie over de langetermijn-ontwikkeling meer inzicht geeft in de dynamiek van de processen die spelen in het gebied en tevens een evaluatie van het historische beleid mogelijk maakt, terwijl informatie over de kortetermijn-ontwikkeling richting kan geven aan het toekomstige beleid.
De resultaten worden niet alleen gepresenteerd per meetreeks en parameter, maar ook op hogere aggregatieniveaus van de meetpunten, met als indelingsfactoren STOWA-code, KRW-watertype, stroomgebied, bodemsoort en gebiedssoort.

Uitgangsmateriaal
De basisgegevens voor deze studie bestaan uit 779.957 meetwaarden, verdeeld over 20.428 meetreeksen, die afkomstig zijn van 1.455 meetpunten en 21 parameters, zij het dat niet alle parameters op alle meetpunten zijn bemeten. De minst bemeten parameters zijn koper, nikkel en zink, alle na filtratie (nf). Deze worden pas vanaf 2008 à 2009 regelmatig gemeten.
De eerste meetwaarden stammen uit 1984 en de laatste uit 2012.
Als we de jaren zonder meetwaarden buiten beschouwing laten, dan zijn de meest voorkomende meetfrequentieklassen achtereenvolgens 7-12, 1-2 en 3-4 metingen per jaar.

Keuzen trendanalyse
De twee perioden waarover de trends worden geanalyseerd – een lange periode en een recente kortere periode – zijn zó gekozen dat per periode zoveel mogelijk meetreeksen meedoen aan de trendanalyse. Daartoe is van elk van zes startjaren - 1985, 1990, 1995, 2000, 2003 en 2006 – per parameter nagegaan hoeveel (deel)meetreeksen voldoende informatie-inhoud hebben en tevens voldoende homogeen zijn bemeten over de periode vanaf het startjaar.
Op basis van de resultaten van de beoordelingsexercitie is gekozen voor de startjaren 1990 (lange periode) en 2003 (korte periode). Weliswaar zijn er voor startjaar 2006 meer reeksen beschikbaar voor trendanalyse over een korte periode, maar die zijn dan hooguit 7 jaar lang, waardoor er niet veel onderscheidend vermogen is voor trendanalyse en alleen de grote trends zullen worden gedetecteerd.

Voor trendanalyse vanaf circa 1990 zijn 676 meetreeksen beschikbaar. Dit is 3,3% van het aantal beschikbare reeksen. En voor trendanalyse vanaf 2003 zijn 1.835 reeksen beschikbaar, wat neerkomt op 9,0% van het aantal beschikbare reeksen. Weliswaar betreft dit slechts geringe percentages van het totaal aantal meetreeksen, maar de aantallen meetreeksen zijn toch voldoende groot om de kwaliteitsontwikkelingen te kunnen schetsen. Bij meetnetten die niet als primaire doelstelling trendanalyse hebben is het overigens niet ongebruikelijk dat slechts een deel van de meetreeksen geschikt is voor trendanalyse.

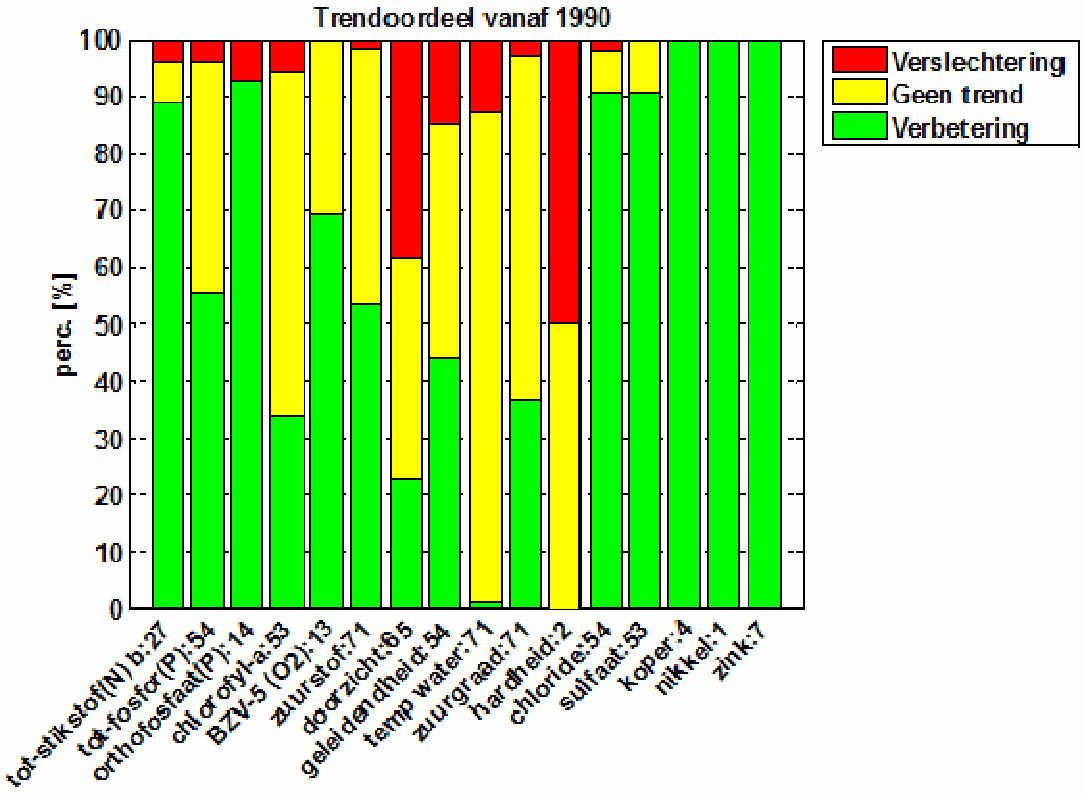
Voor de trendanalyse zijn alle gecensureerde waarden van een reeks op de helft van de *hoogste* rapportagegrens van die reeks gezet. Ook niet-gecensureerde meetwaarden die lager zijn dan de hoogste rapportagegrens zijn op de helft van die grens gezet.

Trendanalyse op maat
Bij de trendanalyse is maatwerk toegepast, door per meetreeks de meest geschikte combinatie van trendtoets en trendschatter te hanteren. Dit is de combinatie die het best aansluit op relevante statistische karakteristieken van de meetreeks, zijnde het soort

kansverdeling (normale of niet-normale kansverdeling) en het al of niet optreden van seizoenseffecten en/of autocorrelatie. Dit bevordert de zeggingskracht van de resultaten en bewerkstelligt ook een groter onderscheidend vermogen (dit is de kans om een werkelijk optredende trend statistisch te detecteren).

Ontwikkelingen vanaf 1990

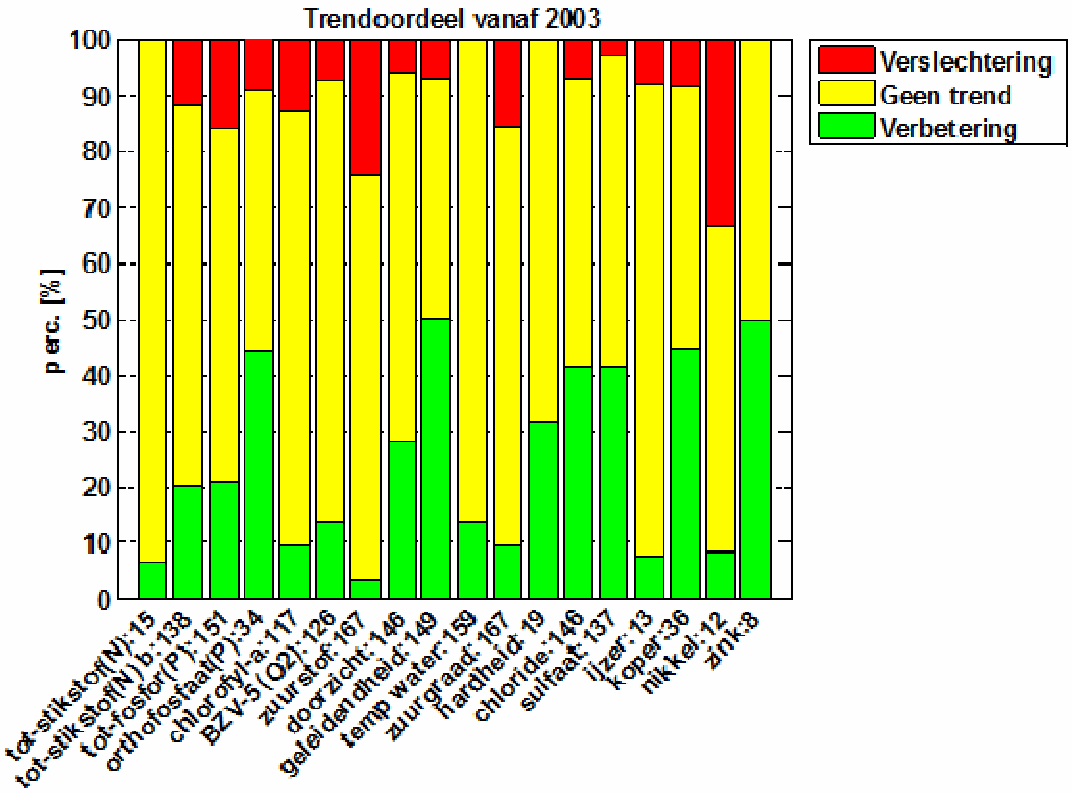
Bij de trendanalyse met startjaar 1990 is bij 58,8% van de meetreeksen een statistisch significante trend gedetecteerd. Voor elke parameter is er ook een oordeel (verbetering dan wel verslechtering) gekoppeld aan de richting van een statistisch significante trend (daling dan wel stijging). Voor de meeste parameters is een daling een verbetering, maar voor doorzicht, zuurgraad en zuurstof zijn deze beoordeeld als een verslechtering.
In precies de helft van de gevallen (50,0%) blijkt er over de lange termijn sprake van een statistisch significante verbetering en slechts in 8,8% van de gevallen van een verslechtering. In de overige 41,2% van de gevallen is er geen statistisch significante trend gedetecteerd. Onderstaande figuur toont per parameter de verdeling van het trendoordeel (achter de parameter staat het aantal trendanalyseresultaten waar de verdeling uit is afgeleid). Zie verder hoofdstuk 4 voor meer details.



Ontwikkelingen vanaf 2003

Bij de trendanalyse met startjaar 2003 is voor 33,5% van de meetreeksen een statistisch significante trend gedetecteerd, terwijl dat bij de trendanalyse met startjaar 1990 voor 58,8% van de meetreeksen het geval was, oftewel 1,8 maal meer. Uit een nadere analyse blijkt dat dit komt doordat de ontwikkeling van de waterkwaliteit in het laatste decennium vaak minder dynamiek kende dan in de periode daarvoor. Het komt dus niet doordat er bij trendanalyse over een korte periode minder onderscheidend vermogen is dan bij trendanalyse over een lange periode.

Over deze korte termijn blijkt er nog maar in 23,6% van de gevallen sprake van een verbetering, terwijl dat over de lange termijn 50,0% was. Het percentage meetreeksen met gedetecteerde verslechteringen is daarentegen voor deze perioden vergelijkbaar (9,9% versus 8,8%). In de overige 66,5% van de gevallen is er geen statistisch significante trend gedetecteerd. Onderstaande figuur toont per parameter de verdeling van het trendoordeel. Zie verder hoofdstuk 5 voor meer details.



1 Inleiding

Op verzoek van Waterschap Rivierenland[1] is een studie uitgevoerd naar kwaliteitsontwikkelingen van het oppervlaktewater in het beheergebied van het waterschap. Dit rapport beschrijft aanpak en resultaten van deze studie. Het is bedoeld als ondersteunend materiaal voor de de watersysteemrapportage van het waterschap.

1.1 Hoofdlijnen van werkwijze

Om de kwaliteitsontwikkelingen zo objectief mogelijk in beeld te brengen, is statistische trendanalyse uitgevoerd op de daarvoor geschikt zijnde meetreeksen. De trendanalyse is uitgevoerd voor individuele meetpunten. Voor het presenteren van de ontwikkelingen van de oppervlaktewaterkwaliteit zijn de resultaten geaggregeerd naar hogere niveaus, zoals parameter, STOWA-code, KRW-watertype, stroomgebied, bodemsoort en gebiedssoort.

Trendanalyse op maat

Bij de trendanalyse is maatwerk toegepast, door per meetreeks de meest geschikte combinatie van trendtoets en trendschatter te hanteren. Dit is de combinatie die het best aansluit op relevante statistische karakteristieken van de meetreeks, zijnde het soort kansverdeling (normale of niet-normale kansverdeling) en het al of niet optreden van seizoenseffecten en/of autocorrelatie. Dit bevordert de zeggingskracht van de resultaten en bewerkstelligt ook een groter onderscheidend vermogen (dit is de kans om een werkelijk optredende trend statistisch te detecteren). De technische details van dit maatwerk vindt u beschreven in bijlage 1.

Beschouwde perioden voor de trendanalyse

Deze studie beschouwt zowel de ontwikkelingen over de lange termijn vanaf 1990, als de ontwikkelingen over een kortere termijn, vanaf 2003. Dit biedt meerwaarde, aangezien informatie over de langetermijn-ontwikkeling meer inzicht kan geven in de dynamiek van de processen die spelen in het gebied en tevens een evaluatie van het historische beleid mogelijk maakt, terwijl informatie over de kortetermijn-ontwikkeling richting kan geven aan het toekomstige beleid.

1.2 Over dit rapport

Na deze inleiding geeft hoofdstuk 2 een overzicht van de gegevens van de oppervlaktewaterkwaliteit. In hoofdstuk 3 worden de keuzen beschreven die zijn gemaakt voor de trendanalyse. De resultaten van de trendanalyse van de periode 1990 t/m 2012 zijn beschreven in hoofdstuk 4 en die van de periode 2003 t/m 2012 in hoofdstuk 5. Hoofdstuk 6 vergelijkt de resultaten van de lange en de korte periode voor de meetreeksen die geschikt waren voor beide perioden. Het hoofddeel van dit rapport sluit af met de alfabetisch gerangschikte lijst van de aangehaalde literatuur.

Dit rapport bevat 3 bijlagen. Bijlage 1 geeft een technische toelichting op de uitgevoerde statistische trendanalyse. Bijlage 2 bevat de trendpaletten van de periode 1990 t/m 2012 en bijlage 3 bevat die van de periode 2003 t/m 2012.

[1] Bij deze vertegenwoordigd door Michel Lucas, Gegevenseigenaar waterkwaliteit en ecologie, Team Geodata en Monitoring (T-GDM), Beleidsafdeling Water (A-BWD).

2 Overzicht en voorbewerking basisgegevens

Dit hoofdstuk geeft een overzicht van de meetgegevens van de oppervlaktewaterkwaliteit en licht toe hoe ze geschikt zijn gemaakt voor de trendanalyses. Verder wordt een overzicht gegeven van hoe de meetpunten zijn verdeeld over verschillende indelingsfactoren.

2.1 Ontvangen basisgegevens

De basisgegevens voor deze studie bestaan uit 779.957 meetwaarden, verdeeld over 20.428 meetreeksen, die afkomstig zijn van 1.455 meetpunten en 21 parameters, zij het dat niet alle parameters op alle meetpunten zijn bemeten. Zoals te zien in tabel 2.1 zijn de minst bemeten parameters koper, nikkel en zink, alle na filtratie (nf). Deze worden pas vanaf 2008 à 2009 regelmatig gemeten.

Tabel 2.1: Verdeling van het aantal meetreeksen en het aantal meetwaarden over de 21 parameters.

Parameter	Aantal reeksen	Aantal waarden
BZV-5 (O2)	1.200	38.253
Chloride	1.373	57.822
Chlorofyl-a	1.190	43.555
Doorzicht	1.176	58.844
Geleidendheid	1.336	60.331
Hardheid	982	20.944
IJzer	708	19.286
Koper	574	19.334
Koper (nf)	136	1.670
Nikkel	507	14.764
Nikkel (nf)	198	4.027
Orthofosfaat (P)	1.235	45.925
Sulfaat	1.284	44.705
Temperatuur water	1.326	63.617
Totaal-stikstof (N)	1.010	25.333
Totaal-stikstof (N) berekend	1.371	52.066
Totaal-fosfor (P)	1.435	60.775
Zink	519	15.769
Zink (nf)	198	4.027
Zuurgraad	1.348	64.942
Zuurstof	1.322	63.968
Totaal	20.428	779.957

De eerste meetwaarden stammen uit 1984 en de laatste uit 2012.

De minimale reekslengte bedraagt 1 dag (de reeks bevat dan slechts 1 waarde) en en de maximale reekslengte bedraagt 32,6 jaar. De meest voorkomende reekslengte is een jaar of minder (zie figuur 2.1). Verder zijn er relatief veel reeksen tussen 3 en 10 jaar lang.

Figuur 2.1: Histogram van de reekslengten van de 20.428 meetreeksen.

Als we de jaren zonder meetwaarden buiten beschouwing laten, dan zijn de meest voorkomende meetfrequentieklassen achtereenvolgens 7-12, 1-2 en 3-4 metingen per jaar (zie figuur 2.2).

Figuur 2.2: Histogram van de meetfrequenties van de meetjaren met minstens één meetwaarde.

Indeling parameters in parametergroepen
De parameters kunnen worden ingedeeld in verschillende parametergroepen, waarbij enkele parameters in meerdere groepen kunnen worden ingedeeld:

- *eutrofiëringsparameters*: totaal-stikstof, totaal-fosfor, orthofosfaat en chlorofyl-a (en doorzicht);
- *saprobieparameters*[2]: BZV-5 en zuurstof;
- *fysische parameters en pH*: doorzicht, geleidendheid, temperatuur water, zuurgraad en hardheid;
- *verziltingsparameter*: chloride;
- *vermestingsparameters*: totaal-stikstof, totaal-fosfor, chloride, sulfaat;
- *metalen*: ijzer, koper, nikkel en zink.

Doorzicht wordt soms ook wel als eutrofiëringsparameter aangemerkt, daar het net als chlorofyl-a een indirecte indicator voor eutrofiëring is. Verder kunnen de saprobieparameters ook worden opgevat als indirecte indicatoren voor eutrofiëring.

Gezien bovenstaande mogelijkheden van logische groeperingen hanteren we bij de presentatie van de resultaten van de trendanalyse in figuren en (de meeste) tabellen de volgende volgorde:
totaal-stikstof (N), totaal-stikstof (N) berekend, totaal-fosfor (P), orthofosfaat (P), chlorofyl-a, BZV-5 (O2), zuurstof, doorzicht, geleidendheid, temperatuur water, zuurgraad, hardheid, chloride, sulfaat, ijzer, koper, nikkel en zink.

2.2 Controle en voorbewerking meetgegevens

Na het verzamelen en inlezen van de meetgegevens zijn verschillende controles toegepast.

Het waterschap heeft bij elke meetwaarde via een codering aangegeven of deze al of niet betrouwbaar is te achten. Er zijn 237 reeksen met meer dan 25% als onbetrouwbaar gecodeerde waarden. We hebben alle als onbetrouwbaar gecodeerde waarden verwijderd alvorens de controles en de aanluitende trendanalyse toe te passen.

2.2.1 Controle op ongerechtigheden

Per meetreeks is eerst nagegaan of wellicht de volgende ongerechtigheden voorkomen:

- een niet-bestaande datum;
- gelijke meetwaarden op dezelfde datum (en tijdstip);
- ongelijke meetwaarden op dezelfde datum (en tijdstip);
- gecensureerde waarden[3] met nul als rapportagegrens (< 0);
- nulwaarden bij parameters waar deze niet kunnen voorkomen.

Daarbij bleken geen ongerechtigheden voor te komen.

2.2.2 Omgang met uitschieters

Uitschieters zijn meetwaarden die duidelijk afwijken van de andere meetwaarden. Ze kunnen zijn veroorzaakt door:

1. bemonsterings- of meetfouten en/of transcriptiefouten (fouten bij het schrijven en/of typen), of
2. een extreme situatie.

[2] Deze parameters verschaffen informatie over de mate van saprobie, de vervuiling met organisch materiaal (afbreekbare organische stoffen).
[3] Een gecensureerde meetwaarde is bijvoorbeeld aangegeven als '< 1 µg/l'. De '1 µg/l' staat hier dan voor de rapportagegrens.

Uiteraard dienen meetwaarden veroorzaakt door fouten niet meegenomen te worden bij statistische analyses. Maar het vergt detailkennis van alle handelingen die tot een meetwaarde hebben geleid om objectief vast te kunnen stellen of er sprake is van een foute meetwaarde, of van een meetwaarde die een extreme situatie weergeeft. Bij het ontbreken van deze detailkennis – en dit is meer regel dan uitzondering - is er geen objectieve rechtvaardiging voor het verwijderen van uitschieters en moet dit bij voorkeur achterwege blijven.

Onze aanpak is overigens redelijk robuust tegen uitschieters, aangezien door uitschieters vanzelf wordt overgegaan op verdelingsvrije methoden, die werken met rangnummers in plaats van met meetwaarden.

2.2.3 Omgang met gecensureerde waarden

De geleverde meetreeksen bevatten 69.550 gecensureerde waarden, wat neerkomt op 8,9% van het totaal aantal meetwaarden. De meeste reeksen (72%) bevatten geen gecensureerde waarden (zie figuur 2.3). En 5,3% van de reeksen bevat bevat minstens 80% gecensureerde waarden, wat deze reeksen ongeschikt maakt voor trendanalyse (zie ook § 3.1). Tenslotte bevat 3% van de reeksen (626 reeksen) zelfs alleen maar gecensureerde waarden.

Figuur 2.3: Histogram van het percentage gecensureerde waarden van een meetreeks, bepaald over de 20.428 meetreeksen.

Er zijn verschillende procedures mogelijk om het schadelijke effect van gecensureerde waarden op de resultaten van statistische analyses enigszins te verzachten. Maar de geschiktheid van een dergelijke procedure zal variëren, afhankelijk van het soort statistische analyse, het aantal meetwaarden, het percentage gecensureerde waarden, het aantal rapportagegrenzen, de relatieve hoogtes van die rapportagegrenzen ten opzichte van de meetwaarden boven de rapportagegrenzen en het soort kansverdeling waar de meetwaarden uit afkomstig zijn (zie bijvoorbeeld [Helsel and Hirsch, 1992]).
De enige procedure die bevredigende resultaten oplevert bij álle soorten statistische analyses en álle soorten gecensureerde datasets, is het opheffen van de censuur, wat betekent dat alle gecensureerde waarden worden vervangen door de ongecensureerde meetwaarden. Maar die laatste zijn hier helaas niet beschikbaar.

Uit praktische overwegingen is daarom gekozen voor de volgende werkwijze. Voor de trendanalyse zijn alle gecensureerde waarden van een reeks op de helft van de *hoogste*

rapportagegrens van die reeks gezet. Ook niet-gecensureerde meetwaarden die lager zijn dan de hoogste rapportagegrens zijn op de helft van die grens gezet. Deze aanpak kan informatieverlies geven, maar is nodig om kunstmatige trends door veranderingen van de rapportagegrens te vermijden (zie bijvoorbeeld [Helsel and Hirsch, 1992]).
In het geval er slechts één waarde is gecensureerd ten opzichte van de hoogste rapportagegrens, hebben we die waarde verwijderd en vervolgens alle waarden (zowel de gecensureerde als de niet-gecensureerde) die onder de één na hoogste rapportagegrens liggen op de helft van die één na hoogste rapportagegrens gezet. Dit voorkomt onnodig informatieverlies.

2.3 Overzicht meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit

Het waterschap heeft voor deze studie een bestand verstrekt met metagegevens van de meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit. Het overzicht omvat gegevens van 1.983 meetpunten, waaronder 23 peilbuizen. De verstrekte gegevens per meetpunt zijn:

- meetpuntscode en –omschrijving, zoals ALBL0025, Sliedrecht - Elzenhof – watergang;
- X- en Y-coördinaten (in meter, volgens het Rijksdriehoekstelsel);
- gemeente;
- STOWA-code en –naam;
- KRW-watertype;
- stroomgebied;
- deelstroomgebied;
- bodemsoort;
- gebiedssoort (natuurlijk, stedelijk, etc.);
- al of niet vaarweg;
- soort watergang;
- afwatergebied.

De volgende subparagrafen gaan nader in op de verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit (dus de peilbuizen niet meegerekend) over respectievelijk de STOWA-codes, KRW-watertypen, stroomgebieden, bodemsoorten en gebiedssoorten.

2.3.1 STOWA-code

Tabel 2.2 toont de verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de STOWA-codes.

Tabel 2.2: Verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de STOWA-codes.

STOWA-code	Omschrijving	Aantal mp	%mp
BEEKBL	Laaglandserie bovenloop	22	1,1%
BEEKLB	Laaglandserie benedenloop	2	0,1%
BEEKML	Laaglandserie Middenloop	18	0,9%
KLEIKL	Kleikanalen	229	11,7%
KLEISL	Kleisloten	798	40,7%
nvt/?	Niet van toepassing/onbekend	148	7,6%
PLASLV	Ondiepe laagveenplassen	1	0,1%
PLASZD	Zoete diepe plas	103	5,3%
PLASZO	Zachte ondiepe plassen	165	8,4%
SWBL	Brede lijnvormige stadswateren	60	3,1%
SWDIEP	Diepe stadswateren	15	0,8%
SWOND	Ondiepe stadswateren	45	2,3%
SWSL	Smalle lijnvormige stadswateren	155	7,9%
VEENKL	Veenkanalen	54	2,8%
VEENSL	Veensloten	109	5,6%
VEN	Vennen	19	1,0%
ZANDKL	Zandkanalen	2	0,1%
ZANDSL	Zandsloten	15	0,8%
Totaal		1960	100,0%

De veruit grootste klasse is die van de kleisloten, met 41% van de meetpunten. Andere belangrijke klassen zijn die van de kleikanalen (12%), de zachte ondiepe plassen (8%), de smalle lijnvormige stadswateren (8%), de veensloten (6%) en de zoete diepe plassen (5%).

2.3.2 KRW-watertypen

Tabel 2.3 toont de verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de KRW-watertypen.

Tabel 2.3: Verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de KRW-watertypen.

KRW-type	Omschrijving	Aantal mp	%mp
M01a	Gebufferde sloot, zoet	868	44,3%
M02	Zwak gebufferde sloot, poldersloot	4	0,2%
M03	Gebufferd regionaal kanaal	184	9,4%
M06a	Groot ondiep kanaal, zonder scheepvaart	113	5,8%
M06b	Groot ondiep kanaal, met scheepvaart	35	1,8%
M07a	Groot diep kanaal, zonder scheepvaart	2	0,1%
M07b	Groot diep kanaal, met scheepvaart	8	0,4%
M08	Gebufferde laagveensloot	105	5,4%
M09	Zwak gebufferde hoogveensloot	2	0,1%
M10	Laagveenvaart of -kanaal	75	3,8%
M11	Kleine ondiepe, gebufferde plas	208	10,6%
M12	Kleine ondiepe, zwak gebufferde plas (ven)	17	0,9%
M14	Ondiepe, gebufferde plas	8	0,4%
M16	Diep gebufferd meer	39	2,0%
M20	Matig groot en diep gebufferd meer	73	3,7%
M27	Matig grote, ondiepe laagveenplas	1	0,1%
nvt/?	Niet van toepassing/onbekend	159	8,1%
R04	Permanente langzaam stromende bovenloop op zand	25	1,3%
R05	Langzaam stromende middenloop/benedenloop op zand	12	0,6%
R06	Langzaam stromend riviertje op zand/klei	17	0,9%
R07	Langzaam stromende rivier/nevengeul op zand/klei	4	0,2%
R08	Zoet getijdenwater (uitlopers rivier) op zand/klei	1	0,1%
Totaal		1960	100,0%

Het beheergebied omvat meerdere KRW-watertypen. Als we er van uitgaan dat het aantal meetpunten binnen een bepaald watertype min of meer gerelateerd is aan het relatieve aandeel van dat watertype, blijkt dat het watertype zoete, gebufferde sloot (M01a) veruit het meest voorkomt (44%), op ruime afstand gevolgd door de watertypen kleine, ondiepe gebufferde plas (M11, 11%), gebufferd regionaal kanaal (M03, 9%), groot ondiep kanaal zonder scheepvaart (M06a, 6%) en gebufferde laagveensloot (M08, 5%). De overige watertypen bevatten elk minder dan 5% van de meetpunten.

2.3.3 Stroomgebied

Tabel 2.4 toont de verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de zeven stroomgebieden.

Tabel 2.4: Verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de zeven stroomgebieden.

Stroomgebied	Omschrijving	Aantal mp	%mp
ALBL	Alblasserwaard	321	16,4%
ALMB	Alm en Biesbosch	119	6,1%
BENL	Beneden Linge	511	26,1%
BETU	Betuwe	414	21,1%
BOMW	Bommelerwaard	163	8,3%
GROO	Groesbeek en Ooijpolder	134	6,8%
MAWA	Land van Maas en Waal	298	15,2%
Totaal		1960	100,0%

Het gebied Beneden Linge bevat de meeste meetpunten (26%), gevolgd door de Betuwe (21%), Alblasserwaard 916%) en Land van Maas en Waal (15%). De minste bevinden zich in Alm en Biesbosch (6%).

2.3.4 Bodemsoort

Tabel 2.5 toont de verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de onderscheiden bodemsoorten.

Tabel 2.5: Verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de onderscheiden bodemsoorten.

Bodemsoort	Aantal mp	%mp
Klei	1413	72,1%
Klei/?	86	4,4%
Klei/veen	37	1,9%
Klei/veen/?	4	0,2%
Klei/zand	47	2,4%
Klei/zand/?	6	0,3%
Klei/zand/veen	1	0,1%
Klei/zand/veen/?	1	0,1%
nvt/?	111	5,7%
Veen	181	9,2%
Veen/?	6	0,3%
Zand	53	2,7%
Zand/?	13	0,7%
Zand/veen	1	0,1%
Totaal	1960	100,0%

Bijna driekwart van de meetpunten behoort tot de klasse klei (72%). Dit is circa achtmaal meer dan die van de klasse veen (9%). Het aandeel meetpunten in zandgebieden is slechts gering (3%).

2.3.5 Gebiedssoorten

Tabel 2.6 toont de verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de onderscheiden gebiedssoorten.

Tabel 2.6: Verdeling van de 1.960 meetpunten oppervlaktewaterkwaliteit over de onderscheiden gebiedssoorten.

Gebiedssoort	Aantal mp	%mp
Agrarisch	1	0,1%
Half natuurlijk	139	7,1%
Half natuurlijk - agrarisch	2	0,1%
Landelijk	6	0,3%
nvt/?	67	3,4%
Natuurlijk	20	1,0%
Niet-natuurlijk agrarisch	1057	53,9%
Niet-natuurlijk overgang	350	17,9%
Niet-natuurlijk stedelijk	308	15,7%
Stedelijk	10	0,5%
Totaal	1960	100,0%

Meer dan de helft van de meetpunten (54%) bevindt zich in niet-natuurlijk agrarisch gebied. Andere relevante klassen zijn niet-natuurlijk overgangsgebied (18%), niet-natuurlijk stedelijk gebied (16%) en half natuurlijk gebied (7%).

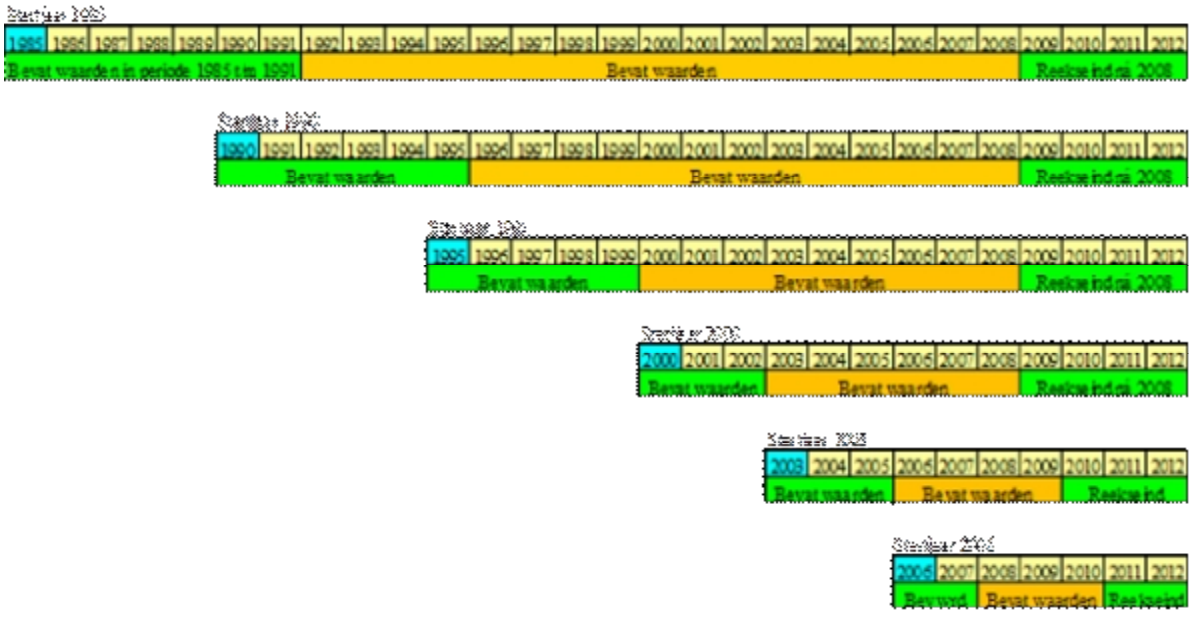
3 Keuzen trendanalyse

3.1 Selectie trendanalyseperioden

Deze studie richt zicht naast de langetermijn-ontwikkeling over de laatste twee decennia, ook op de kortetermijn-ontwikkeling van het laatste decennium. Dit biedt meerwaarde, aangezien informatie over de langetermijn-ontwikkeling meer inzicht kan geven in de dynamiek van de processen die spelen in het gebied en tevens een evaluatie van het historische beleid mogelijk maakt, terwijl informatie over de kortetermijn-ontwikkeling richting kan geven aan het toekomstige beleid.

De twee perioden waarover de trends worden geanalyseerd – een lange periode en een recente kortere periode – zijn zó gekozen dat per periode zoveel mogelijk meetreeksen meedoen aan de trendanalyse. Daartoe is van elk van zes startjaren - 1985, 1990, 1995, 2000, 2003 en 2006 – per parameter nagegaan hoeveel (deel)meetreeksen voldoende informatie-inhoud hebben en tevens voldoende homogeen zijn bemeten over de periode vanaf het startjaar. Daartoe zijn de volgende criteria gehanteerd:

1. de reeks bevat minstens 5 meetwaarden, of minstens 3 jaarwaarden (dat wil zeggen minstens 3 jaar met elk één meetwaarde);
2. de reeks bevat minder dan 80% gecensureerde meetwaarden;
3. de reeks bevat minstens één waarde in elk van de drie hieronder met kleuren aangegeven perioden (groene startperiode, oranje middenperiode en groene eindperiode);
4. de meetwaarden zijn voldoende homogeen verdeeld over de reeks, zonder grote hiaten:
   a. in zowel het eerste als laatste kwart van de deelreeks bevat minstens 50% van de kalenderjaren minstens één meetwaarde;
   b. in de middelste helft van de deelreeks bevat minstens 30% van de kalenderjaren minstens één meetwaarde.[4]



De resultaten van deze exercitie zijn per combinatie van startjaar en parameter vermeld in tabel 3.1.

[4] De hier bedoelde deelreekskwarten en middelste helft van de deelreeks staan los van de hierboven met kleuren aangegeven perioden.

Tabel 3.1: Aantal reeksen dat voldoet aan de boven beschreven criteria voor trendanalyse, per combinatie van startjaar en parameter.

Parameter	1985	1990	1995	2000	2003	2006
BZV-5 (O2)	4	13	10	71	129	173
Chloride	56	54	57	116	147	180
Chlorofyl-a	56	54	55	111	135	176
Doorzicht	56	71	76	125	148	196
Geleidendheid	56	54	56	113	150	203
Hardheid	1	3	5	9	20	158
IJzer	0	0	0	0	13	131
Koper	11	12	12	19	36	89
Koper (nf)	0	0	0	0	0	0
Nikkel	11	10	11	17	15	23
Nikkel (nf)	0	0	0	0	0	0
Orthofosfaat (P)	0	24	7	58	58	61
Sulfaat	53	53	57	67	143	180
Temperatuur water	57	71	77	130	160	203
Totaal-stikstof (N)	0	0	0	52	22	12
Totaal-stikstof (N) berekend	56	51	52	4	152	190
Totaal-fosfor (P)	56	54	58	118	152	189
Zink	11	10	11	17	19	24
Zink (nf)	0	0	0	0	0	0
Zuurgraad	57	71	76	132	168	205
Zuurstof	57	71	76	130	168	203
Totaal	598	676	696	1289	1835	2596

0
1 t/m 50
51 t/m 100
> 100

Gezien de resultaten van de beoordelingsexercitie die zijn vermeld in tabel 3.1 is gekozen voor de startjaren 1990 (lange periode) en 2003 (korte periode). Weliswaar zijn er voor startjaar 2006 meer reeksen beschikbaar voor trendanalyse over een korte periode, maar die zijn dan hooguit 7 jaar lang, waardoor er niet veel onderscheidend vermogen is voor trendanalyse en alleen de grote trends zullen worden gedetecteerd.

Voor trendanalyse vanaf circa 1990 zijn 676 meetreeksen beschikbaar. Dit is 3,3% van het aantal beschikbare reeksen. En voor trendanalyse vanaf 2003 zijn 1.835 reeksen beschikbaar, wat neerkomt op 9,0% van het aantal beschikbare reeksen. Weliswaar betreft dit slechts geringe percentages van het totaal aantal meetreeksen, maar de aantallen meetreeksen zijn toch voldoende groot om de kwaliteitsontwikkelingen te kunnen schetsen. Bij meetnetten die niet als primaire doelstelling trendanalyse hebben is het overigens niet ongebruikelijk dat slechts een deel van de meetreeksen geschikt is voor trendanalyse.

Er voldeden geen meetreeksen van koper (nf), nikkel (nf) en zink (nf) aan de selectiecriteria, aangezien deze parameters pas vanaf 2008 à 2009 enigszins regelmatig worden gemeten.

De resultaten voor de lange periode worden in het nu volgende gemakshalve aangeduid als de resultaten voor startjaar 1990 en die voor de korte periode als de resultaten voor startjaar 2003, met de kanttekening dat het startjaar soms enigszins later kan zijn.

3.2 Uitvoeren trendanalyse

De trendanalyse is uitgevoerd met het door ons ontwikkelde programma *Trendanalist* [Baggelaar en Van der Meulen, 2010]. De werking van dit programma is toegelicht in bijlage 1.

De trendanalyse is uitgevoerd met de volgende instellingen:

1. er is tweezijdig getoetst (dat wil zeggen op zowel dalingen als stijgingen), met 95% betrouwbaarheid;
2. de getoetste nulhypothese is dat de reeks geen trend vertoont;
3. de alternatieve hypothese luidde dat de reeks vanaf het begin een monotone trend vertoont;
4. als de meetreeks bij de voorbewerking moest worden omgezet naar een tijdreeks met een grotere tijdseenheid, is daarvoor per tijdseenheid de mediaan genomen van de meetwaarden binnen die tijdseenheid, om het verstorende effect van uitschieters verder te minimaliseren.

Achteraf filteren van resultaten trendanalyse

Alvorens de trendanalyse uit te voeren, is elke meetreeks door *Trendanalist* automatisch omgezet in een tijdreeks, zijnde een reeks met een gelijk tijdsinterval tussen de waarden. Voor de details van deze voorbewerkingsstap verwijzen we naar bijlage 1. Nu kan het voorkomen dat door het omzetten naar een hogere tijdseenheid een tijdreeks een dusdanig hoger percentage gecensureerde waarden bevat dan de oorspronkelijke meetreeks, dat deze niet meer voldoet aan het criterium dat minder dan 80% van de waarden gecensureerd is. In een dergelijk geval hebben wij het resultaat van de trendanalyse verwijderd.

Verder is het resultaat van de trendanalyse verwijderd als de tijdreeks meer dan 50% gecensureerde waarden bevat en er tevens geen statistisch significante trend is gedetecteerd. Dit is mede gebaseerd op bevindingen van [Alden et al., 2000], die met simulaties vaststelden dat de gebruikelijke toetsen op trend bij meer dan 50% gecensureerde waarden nog maar weinig onderscheidend vermogen hebben. Het niet detecteren van een trend heeft dan veel minder zeggingskracht dan gebruikelijk.

Bij het achteraf filteren van de resultaten van de trendanalyse met als startjaar 1990 zijn de resultaten van 62 reeksen verwijderd (9,2% van de 676 geanalyseerde reeksen), terwijl dat er voor de resultaten van de trendanalyse met als startjaar 2003 95 waren (5,2% van de 1.835 geanalyseerde reeksen).

4 Trendanalyse lange termijn

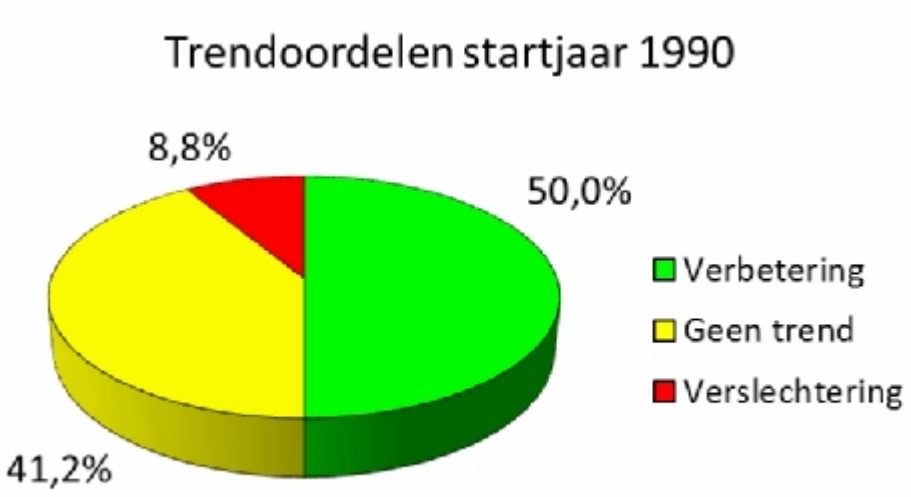
Zoals toegelicht in § 1.1 zijn de trends van de oppervlaktewaterkwaliteit over zowel de lange, als de korte termijn bepaald. Dit hoofdstuk beschrijft de resultaten van de trendanalyse over de lange termijn, met als startjaar 1990.

4.1 Algemeen overzicht trends lange termijn

De trendanalyse over de lange termijn leverde resultaten op van 614 meetreeksen, afkomstig van 71 meetpunten. De resultaten zijn vermeld in bijlage 2, in de vorm van een trendpalet. Door de stoplichtkleuren maakt het trendpalet direct inzichtelijk welke parameters op welke meetlocaties statistisch significante verbeteringen, dan wel verslechteringen te zien geven. Verder kunnen met behulp van het trendpalet zowel meetpunten als parameters onderling worden vergeleken voor wat betreft de ontwikkelingen.

Figuur 4.1 toont de verdeling van het trendoordeel over de 614 resultaten.

Figuur 4.1: Cirkeldiagram van de verdeling van het trendoordeel, bij trendanalyse met startjaar 1990.



Bij deze trendanalyse met startjaar 1990 is bij 58,8% van de meetreeksen een statistisch significante trend gedetecteerd. Voor elke parameter is er ook een oordeel (verbetering dan wel verslechtering) gekoppeld aan de richting van een statistisch significante trend (daling dan wel stijging). Voor de meeste parameters is een daling een verbetering, maar voor doorzicht, zuurgraad en zuurstof zijn deze beoordeeld als een verslechtering.
In precies de helft van de gevallen (50,0%) blijkt er over de lange termijn sprake van een statistisch significante verbetering en slechts in 8,8% van de gevallen van een verslechtering. In de overige 41,2% van de gevallen is er geen statistisch significante trend gedetecteerd.

Over de hier gebruikte terminologie van trends
In dit rapport gebruiken we verschillende termen om een trend aan te duiden. Deze hebben echter ook verschillende betekenissen. We onderscheiden de volgende vier termen.
Trend (of trendsoort) – Dit kan zijn een daling, geen trend, of een stijging, zoals vastgesteld bij formele statistische toetsing op trend (bij deze studie is daarbij 95% betrouwbaarheid gehanteerd).
Trendoordeel - Het oordeel dat kan worden gekoppeld aan de trend. Dit kan zijn een verbetering, geen trend, of een verslechtering. Zo is een daling voor totaal-fosfor een verbetering, maar voor doorzicht een verslechtering.
Trendgrootte – Dit is de bij trendanalyse geschatte grootte van een trend, uitgedrukt in meeteenheid verandering per jaar.
Relatieve trend (of relatieve trendgrootte) – Dit is de ratio van de trendgrootte en de mediaan van de betreffende meetreeks.

In bepaalde gevallen presenteren we alle geschatte trendgroottes of relatieve trends van een parameter in een boxplot, waarbij het niet uitmaakt welke trendgroottes of relatieve trends al dan niet statistisch significant zijn.

4.2 Overzicht trends lange termijn met onderscheid naar parameter

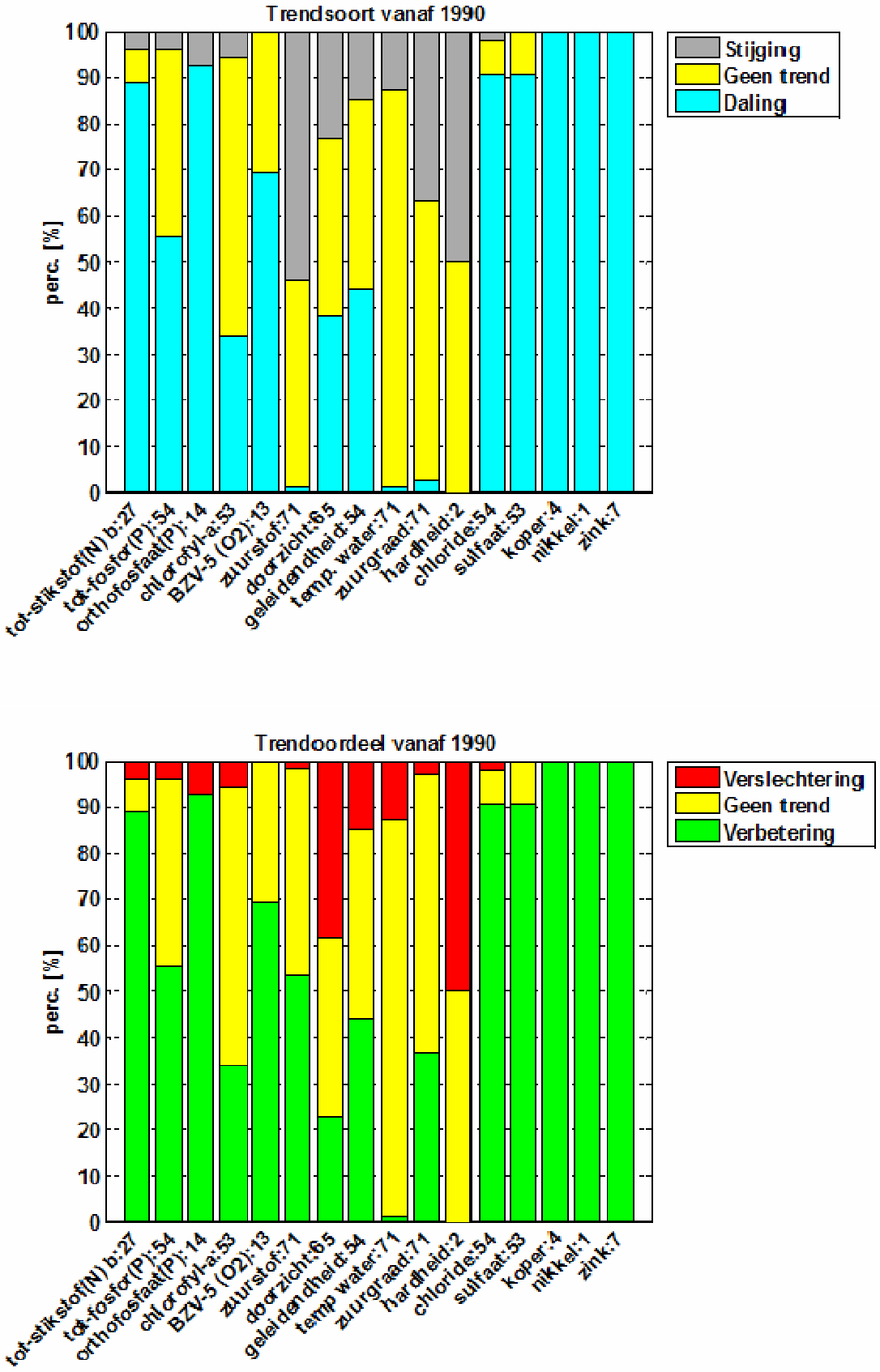
De resultaten van de trendanalyse over de lange termijn zijn per parameter samengevat in figuur 4.2. Deze toont zowel de verdeling van de trendsoort (daling, geen trend, stijging), als de verdeling van het trendoordeel (verbetering, geen trend, verslechtering). Achter elke parameter staat het aantal trendanalyseresultaten waar de verdeling uit is afgeleid.
De verdeling van het trendoordeel is ook vermeld in tabel 4.1.

Tabel 4.1: Verdeling van het trendoordeel per parameter.

	Aantal trendoordelen				Percentage trendoordelen		
Parameter	Verbetering	Geen trend	Verslechtering	Totaal	Verbetering	Geen trend	Verslechtering
Totaal-stikstof (N) b	24	2	1	27	88,9%	7,4%	3,7%
Totaal-fosfor (P)	30	22	2	54	55,6%	40,7%	3,7%
Orthofosfaat (P)	13	0	1	14	92,9%	0,0%	7,1%
Chlorofyl-a	18	32	3	53	34,0%	60,4%	5,7%
BZV-5 (O2)	9	4	0	13	69,2%	30,8%	0,0%
Zuurstof	38	32	1	71	53,5%	45,1%	1,4%
Doorzicht	15	25	25	65	23,1%	38,5%	38,5%
Geleidendheid	24	22	8	54	44,4%	40,7%	14,8%
Temperatuur water	1	61	9	71	1,4%	85,9%	12,7%
Zuurgraad	26	43	2	71	36,6%	60,6%	2,8%
Hardheid	0	1	1	2	0,0%	50,0%	50,0%
Chloride	49	4	1	54	90,7%	7,4%	1,9%
Sulfaat	48	5	0	53	90,6%	9,4%	0,0%
Koper	4	0	0	4	100,0%	0,0%	0,0%
Nikkel	1	0	0	1	100,0%	0,0%	0,0%
Zink	7	0	0	7	100,0%	0,0%	0,0%
Totaal	307	253	54	614	50,0%	41,2%	8,8%

Het aantal resultaten waarop de verdeling is gebaseerd kan sterk verschillen, afhankelijk van de parameter. Zo was er voor nikkel maar één resultaat, voor hardheid waren er twee, voor koper vier en voor zink zeven. Voor de overige parameters waren er meer resultaten, het meest voor watertemperatuur, zuurgraad en zuurstof (elk 71).

Figuur 4.2: Samenvatting resultaten trendanalyse per parameter, zoals bepaald over de lange termijn (startjaar 1990). Boven: verdeling van het soort trend. Onder: verdeling van het trendoordeel (dit is voor zuurstof, doorzicht en zuurgraad tegengesteld aan dat bij de andere parameters).



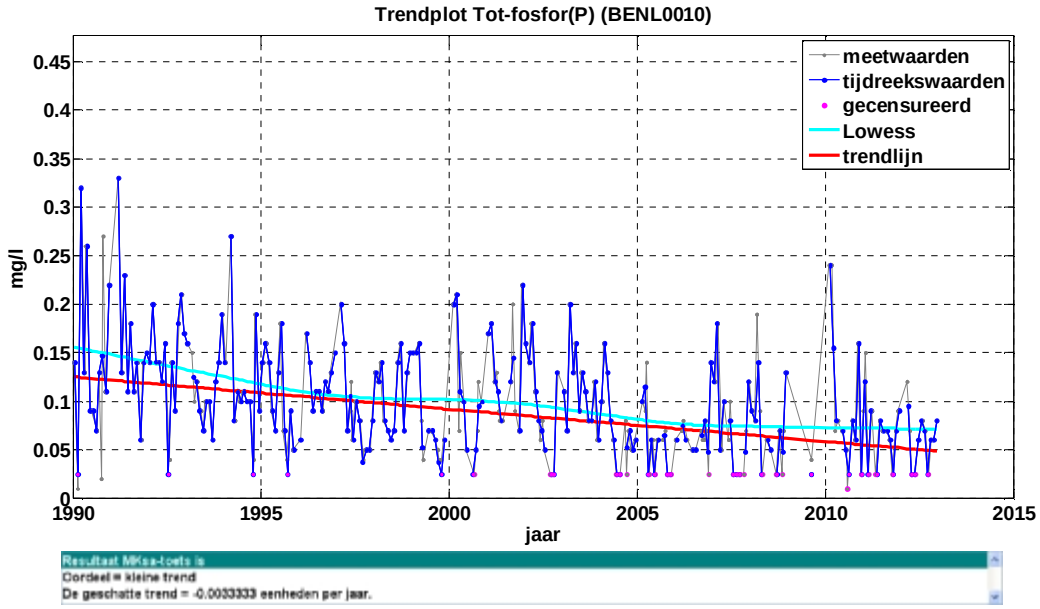
Aan de hand van tabel 4.1 en figuur 4.2 kunnen we de volgende constateringen doen.

1. Als we even voorbijgaan aan de parameters met minder dan 5 trendresultaten (nikkel, harheid en koper), dan zijn de parameters die over deze lange termijn op het hoogste percentage meetpunten een verbetering te zien gaven (in volgorde):
   - zink (100% van de 7 meetpunten);
   - orthofosfaat (93% van de 14 meetpunten);
   - chloride (91% van de 54 meetpunten);
   - sulfaat (91% van de 53 meetpunten);
   - totaal-stikstof berekend (89% van de 27 meetpunten);
   - BZV-5 (69% van de 13 meetpunten);
   - totaal-fosfor (56% van de 54 meetpunten);
   - zuurstof (54% van de 71 meetpunten).

   De overige parameters gaven op minder dan 50% van de meetpunten een verbetering.

2. Er waren vooral verbeteringen van parameters die samenhangen met vermesting (totaal-stikstof, totaal-fosfor, chloride en sulfaat) en eutrofiëring (totaal-stikstof, totaal-fosfor en orthofosfaat) en parameters die wijzen op saprobie (BZV-5 en zuurstof). Deze verbeteringen zullen komen doordat de emissies naar het oppervlaktewater sterk zijn afgenomen door het mestbeleid en het stopzetten van het gebruik van fosforhoudende wasmiddelen. Verder zijn doorgaans ook de verwijderingsrendementen van de awzi's in de beschouwde periode verbeterd.

Figuur 4.3: Voorbeeld van een dalende trend van totaal-fosfor.

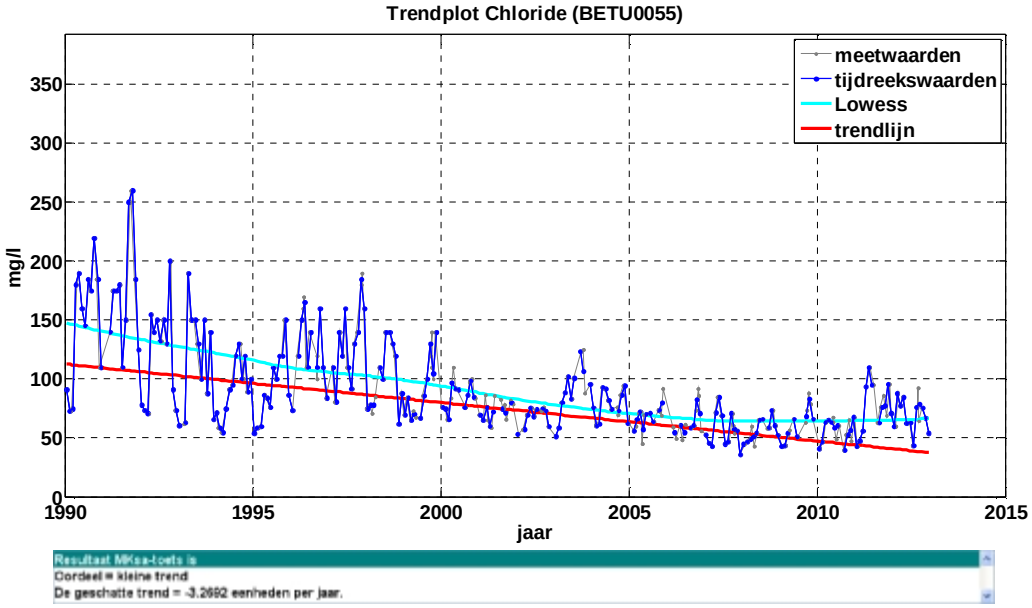


Toelichting op de LOWESS-lijn

De LOWESS-lijn beschrijft een lokaal gemiddelde van de meetwaarden, op basis van lokale gewogen regressie [Cleveland, 1979]. LOWESS staat voor LOcally WEighted Scatterplot Smoothing. Het is een zeer flexibele en bruikbare manier om de langetermijn-veranderingen van een tijdreeks te tonen. Op iteratieve wijze wordt voor elk tijdstip de bijbehorende waarde van de LOWESS-lijn geschat met gewogen regressie, waarbij de gewichten zowel een functie zijn van de afstand tot het betreffende tijdstip, als van het modelresidu van de vorige modeliteratie. De gladheidsfactor f bepaalt het venster dat aan weerskanten van elk tijdstip bij de modellering wordt betrokken en bepaalt daarmee mede de gladheid van de resulterende lijn. Deze factor hebben we op 0,5 gezet, aangezien die waarde in de praktijk doorgaans de bruikbaarste LOWESS-lijnen oplevert [Helsel and Hirsch, 1992].

3. Een aanvullende verklaring voor het relatief grote aandeel meetpunten met dalende chlorideconcentratie is de aanvoer van Rijnwater om het gebied te doorspoelen. Het chloridegehalte van de Rijn is namelijk vanaf het midden van de jaren tachtig flink afgenomen, van gemiddeld 180 mg/l rond 1985 tot 75 à 80 mg/l recentelijk. Dit komt vooral door de uitvoering van maatregelen in het kader van het Rijn-Zoutverdrag [Baggelaar en Van der Meulen, 2009].

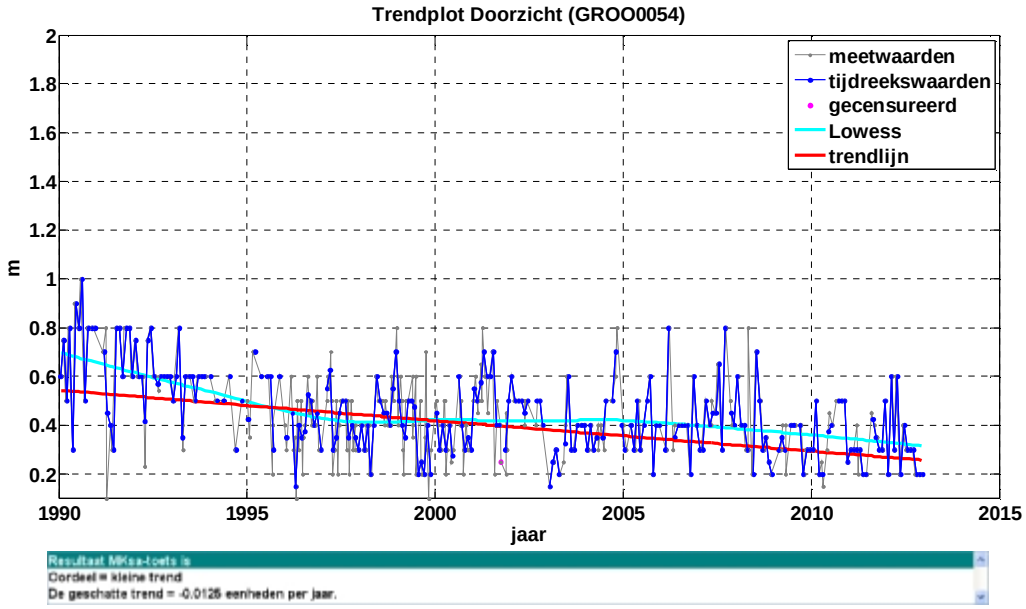
Figuur 4.4: Voorbeeld van een dalende trend van chloride.

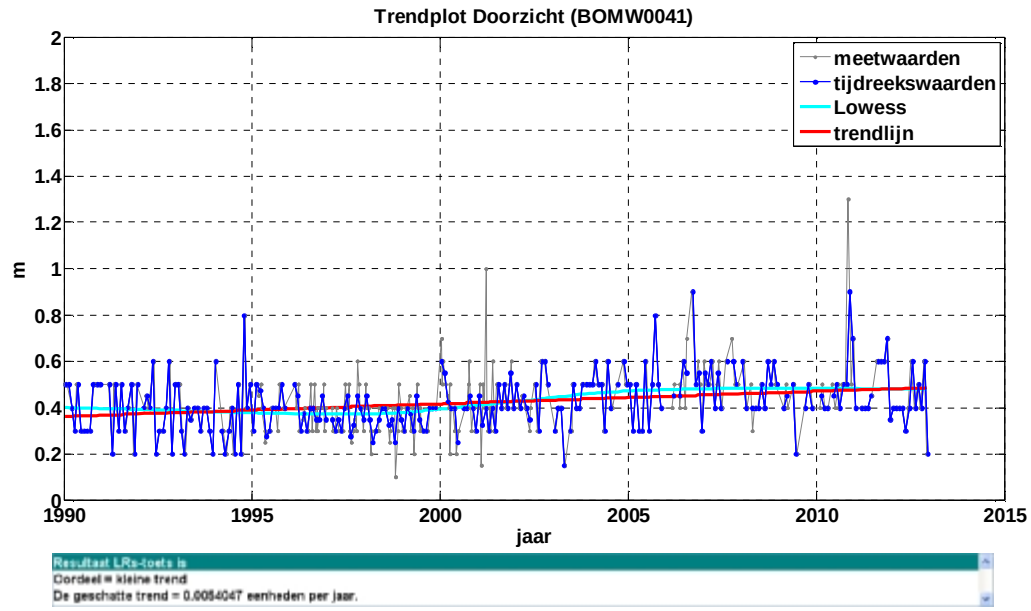


4. Bij geen van de parameters was er op meer dan 50% van de meetpunten sprake van verslechtering. De parameters die over deze lange termijn op relatief de meeste meetpunten een verslechtering te zien gaven zijn (in volgorde):
   - doorzicht (38% van de 65 meetpunten);
   - geleidendheid (15% van de 54 meetpunten);
   - watertemperatuur (13% van de 71 meetpunten).

   De overige parameters gaven op minder van 10% van de meetpunten een verslechtering te zien.

Figuur 4.5: Voorbeeld van een dalende trend (boven) en een stijgende trend (onder) van doorzicht.

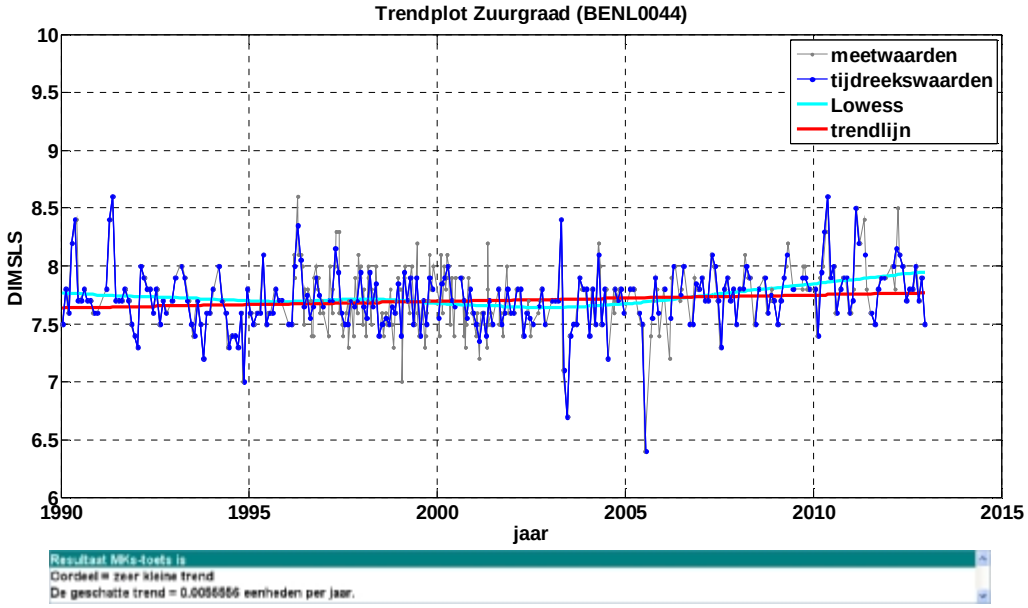




5. Slechts bij twee parameters waren er meer meetpunten met verslechtering dan met verbetering , namelijk doorzicht (38% van de meetpunten met verslechtering en 23% met verbetering) en watertemperatuur (13% van de meetpunten met verslechtering en 1% met verbetering).

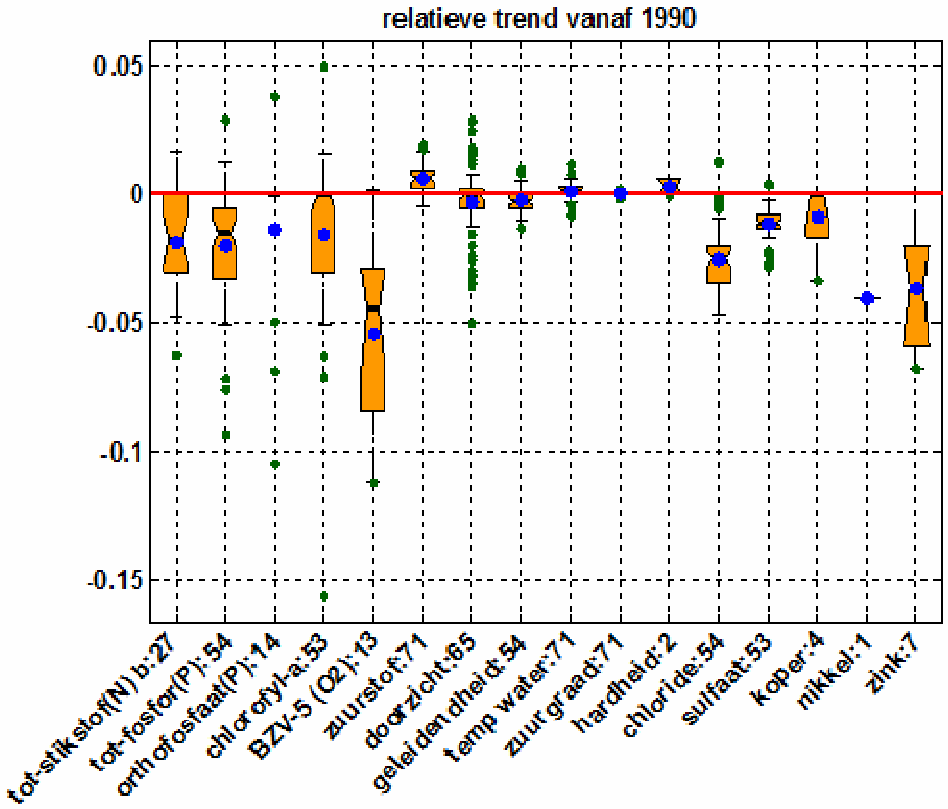
6. De zuurgraad is op 37% van de meetpunten gestegen en slechts op 3% van de meetpunten gedaald. Een verklaring voor de op veel plaatsen opgetreden stijging van de zuurgraad is niet eenvoudig te geven en vergt nader onderzoek.

Figuur 4.6: Voorbeeld van een stijgende trend van de zuurgraad.



Om ook de verdelingen van de relatieve trends van de verschillende parameters te kunnen vergelijken, is per parameter de boxplot van de relatieve trend weergegeven in figuur 4.7. De relatieve trend is de bij trendanalyse geschatte gemiddelde verandering per jaar, gedeeld door de mediaan van de meetreeks over de beschouwde periode. De boxplot vat alle relatieve trends samen, ongeacht of een trend al of niet statistisch significant is.

Figuur 4.7: Per parameter de boxplot van de geschatte relatieve trend over de lange termijn (startjaar 1990).



Toelichting op de boxplot

De boxplot, of ook wel box-whisker-plot, is een handzame manier om de kenmerken van een onderzochte populatie zo compact mogelijk grafisch samen te vatten. Elk van bovenstaande boxplots toont de posities van de belangrijkste percentielen van de populatie (kansverdeling) van relatieve jaartrends van een bepaalde parameter zoals vastgesteld bij de trendanalyse van meetreeksen van een een groot aantal meetpunten. Het middendeel, de 'box' (doos), loopt van het 25-percentiel naar het 75-percentiel, terwijl het 50-percentiel, oftewel de mediaan, is aangegeven als een dikke streep in de box. Het gemiddelde is weergegeven als een blauwe punt. De 'whiskers' (snorharen) lopen van de box naar de uiteinden van de steekproef. Eventuele extreme waarden worden apart weergegeven boven de bovenste whisker of onder de onderste whisker, als een groene punt (die waarde ligt dan meer dan 1,5 maal de boxlengte vanaf de box.

Uit figuur 4.7 blijkt dat de grootste relatieve trends zijn opgetreden voor BZV-5 , zink en chloride. Ook blijkt dat de spreiding van de relatieve trends het kleinst is bij de zuurgraad en de watertemperatuur en het grootst bij BZV-5, zink, chlorofyl-a, totaal-stikstof en totaal fosfor.

4.3 Aandachtslocaties

Het in bijlage 2 vermelde trendpalet is ondermeer geschikt om vast te stellen welke meetpunten aandachtslocaties vormen voor wat betreft de ontwikkeling van de waterkwaliteit vanaf 1990. In tabel 4.2 is het deel van het trendpalet vermeld van de 10 meetpunten met het grootste aandeel parameters dat over de lange termijn een verslechtering vertoonde.

Tabel 4.2: Trendpalet van de tien meetpunten met het grootste aandeel verslechteringen over de lange termijn (startjaar 1990). De rangschikking is op basis van het aandeel verslechterende parameters. Alleen meetpunten met minstens vijf resultaten zijn beschouwd. Zie bijlage 2 voor de toelichting op het trendpalet.

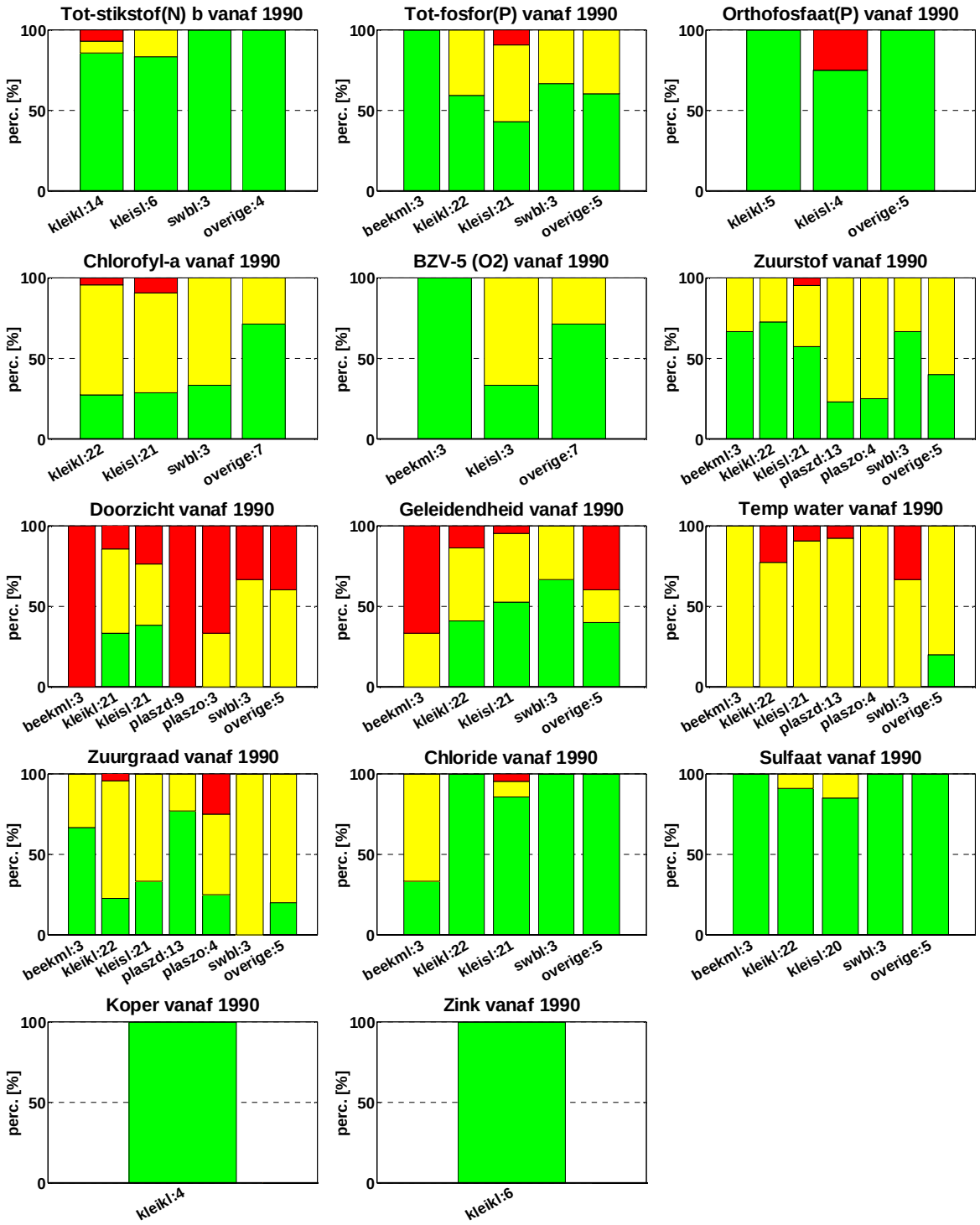
Meetpunt	Tot-N	Tot-P	oPO4	Chl-a	BZV-5	O2	Zicht	EGV	Temp	pH	Hh	Cl	SO4	Cu	Zn
GROO0059		-3,8%		-4,8%		Geen	-1,2%	0,5%	Geen	-0,2%		-1,8%	-1,0%	-3,3%	0,0%
BETU0013		Geen		0,0%		Geen	-1,5%	-0,5%	Geen	Geen		-3,1%	-1,3%		
MAWA0099		Geen		-4,8%		1,3%	-3,5%	0,4%	Geen	Geen		-0,9%	Geen		
BENL0009	-1,8%	1,2%		Geen		Geen	-2,4%	Geen	Geen	Geen		-3,2%	-2,7%		
BETU0098		2,9%	3,8%	Geen		1,3%	Geen	-0,3%	Geen	Geen		-2,3%	-0,7%		
BOMW0005	1,6%	Geen		-4,7%		Geen	2,9%	1,0%	Geen	Geen		-0,5%	Geen		-3,7%
GROO0006	0,0%	-4,9%		-4,8%	Geen	Geen	Geen	0,5%	Geen	-0,1%		-1,7%	-0,9%		
GROO0036	-3,0%	-4,8%		Geen	-4,3%	0,7%	-2,0%	0,8%	Geen	0,1%		Geen	-0,8%		
GROO0052		-1,2%		Geen	-2,5%	Geen	0,0%	Geen	Geen	Geen	0,7%	-3,1%	-1,7%		
GROO0054	-4,6%	-7,6%	-4,9%		-6,1%	1,7%	-3,1%	0,4%	Geen	0,1%	Geen	Geen	-0,9%		-6,6%

Het grootste aandeel verslechterende parameters bedraagt slechts 27,3% (GROO0059, 3 van de 11 parameters). Op de meeste van deze meetpunten treden verslechteringen op van doorzicht en geleidendheid (EGV).

4.4 Overzicht trends met onderscheid naar STOWA-code

Figuur 4.8 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar STOWA-code.

Figuur 4.8: De verdeling van de trendoordelen over de lange periode, per parameter uitgesplitst naar STOWA-code. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'. Zie § 2.3.1 voor een verklaring van de codes.



We bespreken bij deze omgevingsfactor (STOWA-code) en ook de volgende (§ 4.5 t/m 4.8) alleen díe gevallen waarbij er duidelijke verschillen zijn in kwaliteitsontwikkelingen tussen de klassen van de omgevingsfactor. Aangezien de percentages verbetering en

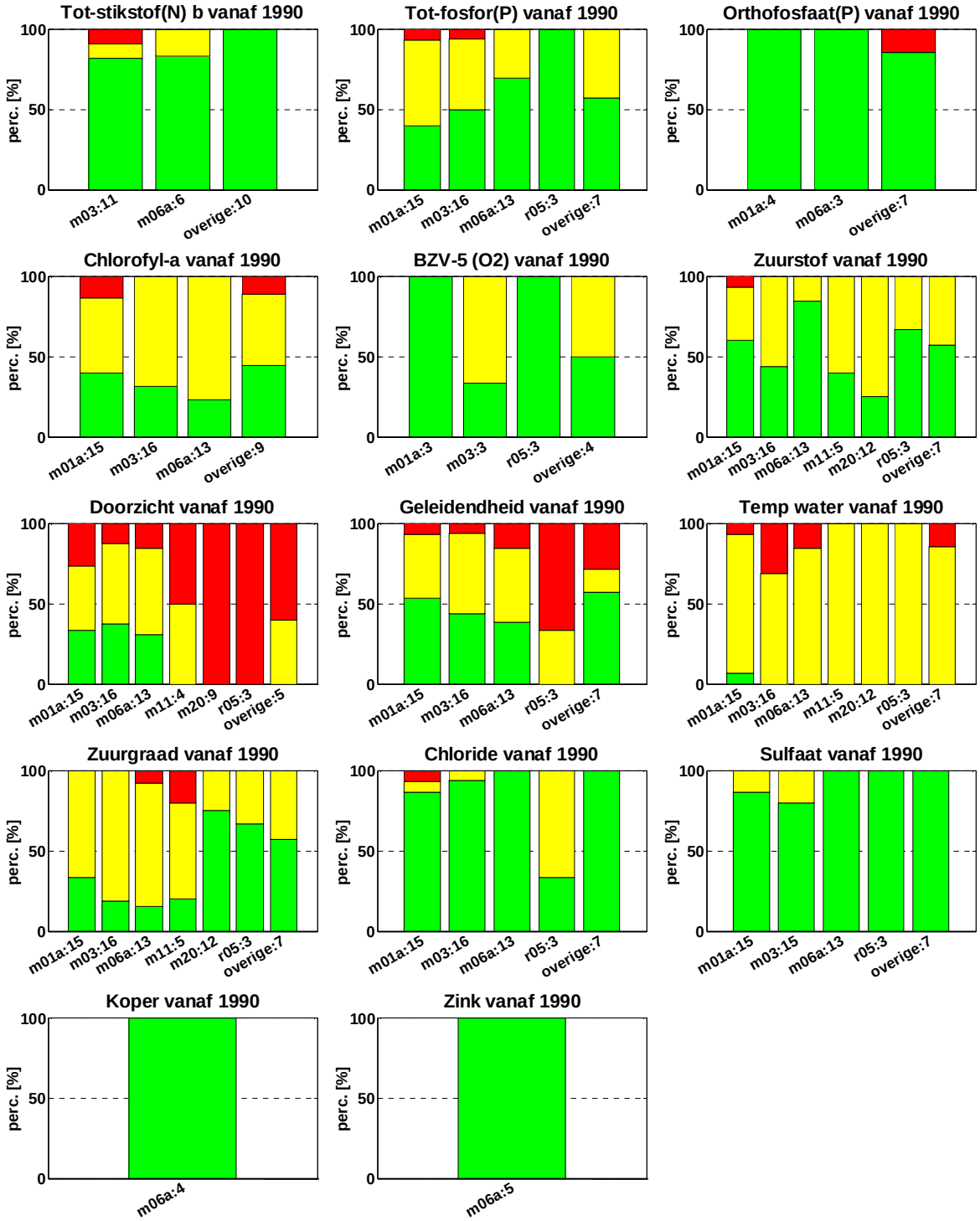
verslechtering bij klassen met weinig meetpunten zeer onzekere schattingen van de werkelijke percentages zijn, zullen we daar alleen acht op slaan als die opvallend sterk verschillen van die van de andere klassen.

Het zuurstof is in de kleikanalen (kleikl) en kleisloten (kleisl) op een groter percentage meetpunten toegenomen (verbeterd) dan in de plassen (plaszd en plaszo).
Het doorzicht is voor elke klasse op een aantal meetpunten afgenomen (verslechterd), maar in plassen (plaszd en plaszo) en laaglandserie middenloop (beekml) op alle of bijna alle meetpunten.
De zuurgraad is in zoete diepe plassen (plaszd) op een groter percentage meetpunten toegenomen (verbeterd) dan in kleisloten (kleisl) en kleikanalen (kleikl).

4.5 Overzicht trends met onderscheid naar KRW-watertype

Figuur 4.9 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar KRW-watertype.

Figuur 4.9: De verdeling van de trendoordelen over de lange periode, per parameter uitgesplitst naar KRW-watertype. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'. Zie § 2.3.2 voor een verklaring van de codes.

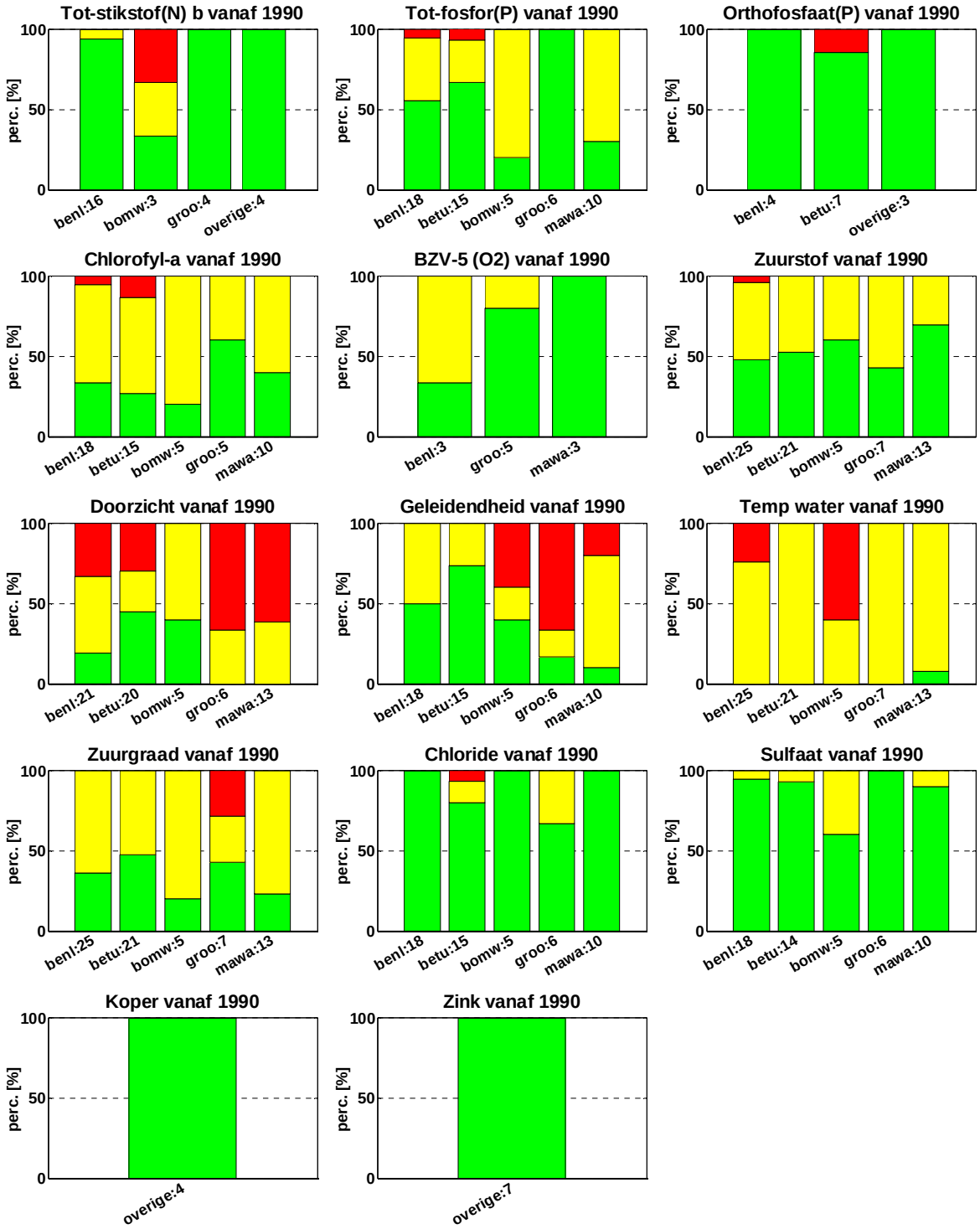


Ook hier is het doorzicht voor elke klasse op een aantal meetpunten afgenomen (verslechterd). Maar in matig grote en gebufferde meren (M20) en langzaam stromende middenloop/benedenloop op zand (R05) gebeurde dit op alle meetpunten.
Van de klassen met voldoende resultaten is de watertemperatuur alleen in gebufferde sloten (M01a), gebufferde regionale kanalen (M03) en grote ondiepe kanalen zonder scheepvaart (M06a) op een aantal meetpunten toegenomen (verslechterd).

4.6 Overzicht trends met onderscheid naar stroomgebied

Figuur 4.10 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar stroomgebied.

Figuur 4.10: De verdeling van de trendoordelen over de lange periode, per parameter uitgesplitst naar stroomgebied. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'. Zie § 2.3.3 voor een verklaring van de codes.



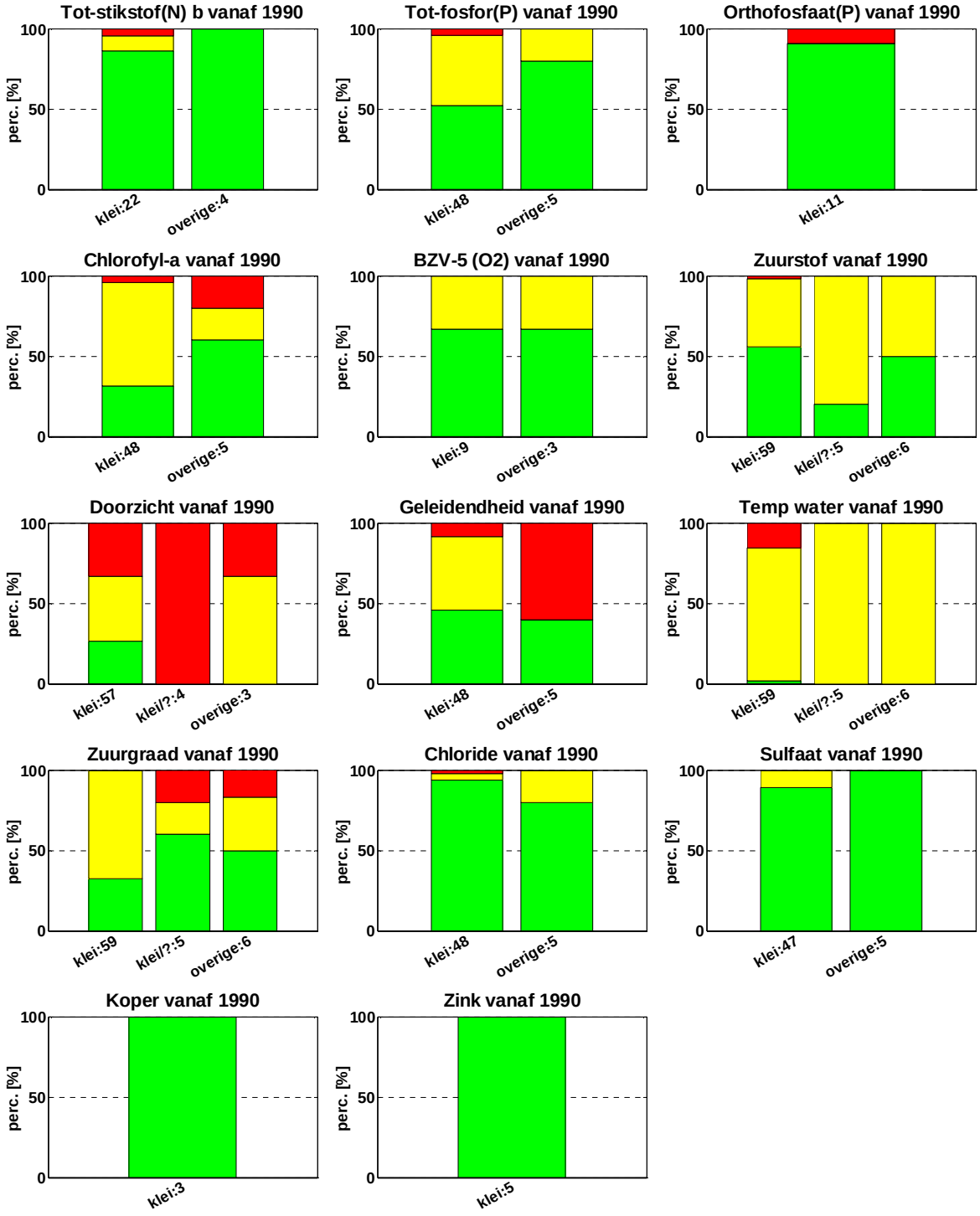
Er zijn geen resultaten van de Alblasserwaard en Alm en Biesbosch, aangezien de metingen daar pas zijn gestart in 2000, respectievelijk 2003.

Alleen in de Bommelerwaard is er geen afname (verslechtering) van het doorzicht geconstateerd, terwijl er alleen in de Groesbeek en Ooijpolder en het Land van Maas en Waal geen toenames (verbeteringen) zijn geconstateerd.
Toenames (verslechteringen) van de watertemperatuur zijn alleen geconstateerd in de Beneden Linge en de Bommelerwaard.
De zuurgraad is alleen afgenomen (verslechterd) op enkele meetpunten in de Groesbeek en Ooijpolder.

4.7 Overzicht trends met onderscheid naar bodemsoort

Figuur 4.11 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar bodemsoort.

Figuur 4.11: De verdeling van de trendoordelen over de lange periode, per parameter uitgesplitst naar bodemsoort. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'.

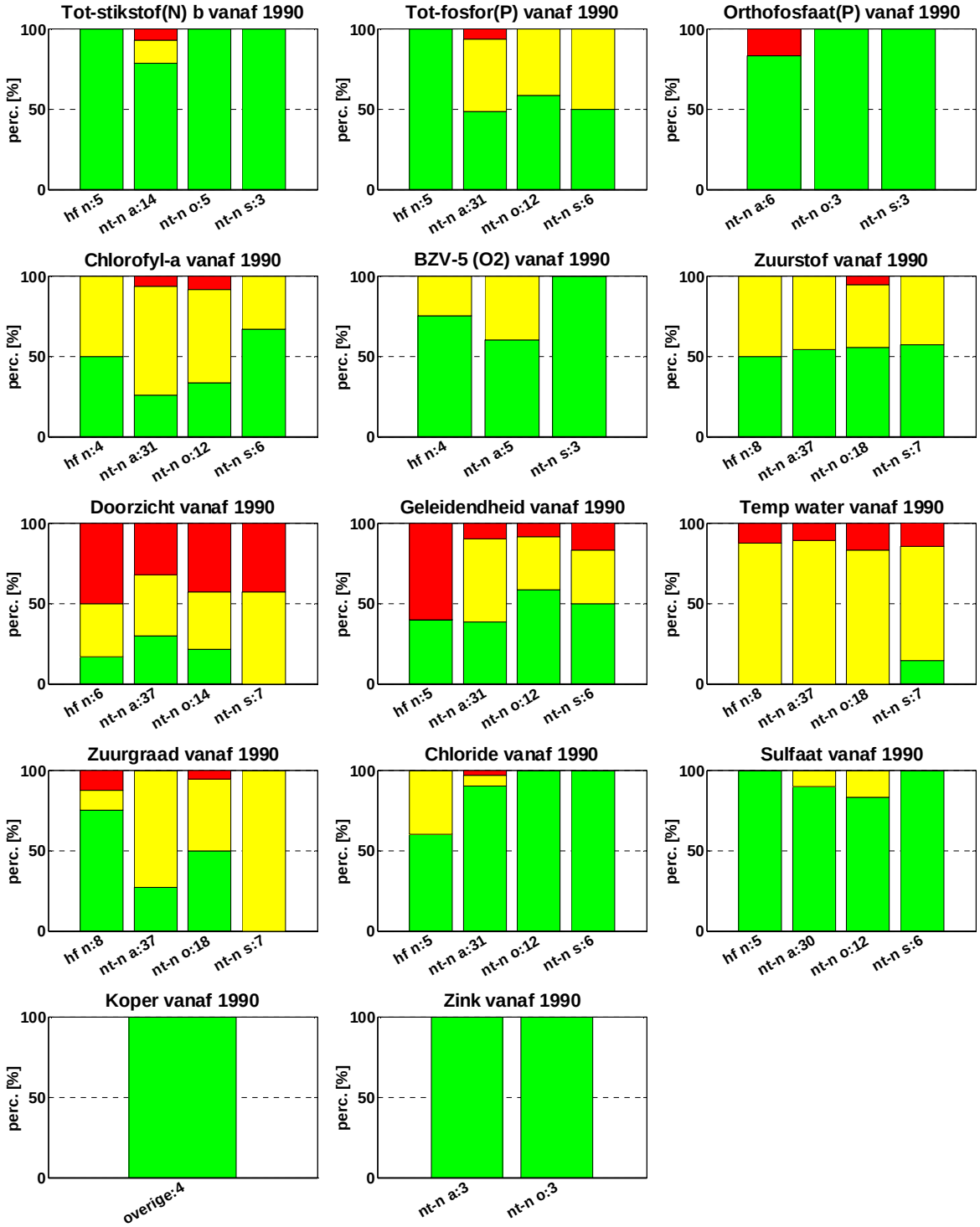


Aangezien het merendeel van de bij deze trendanalyse over de lange termijn betrokken meetpunten tot de klasse klei behoort, is het niet mogelijk uitspraken te doen over verschillen in kwaliteitsontwikkelingen tussen klassen.

4.8 Overzicht trends met onderscheid naar gebiedssoort

Figuur 4.12 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar gebiedssoort.

Figuur 4.12: De verdeling van de trendoordelen over de lange periode, per parameter uitgesplitst naar gebiedssoort. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'.



Verklaring afkortingen
hf: half natuurlijk | nt-n a: niet-natuurlijk agrarisch | nt-n o: niet-natuurlijk overgang | nt-n s: niet-natuurlijk stedelijk

Meetpunten met toenames (verslechteringen) van totaal-stikstof, totaal-fosfor en orthofosfaat komen alleen voor in de niet-natuurlijke agrarische gebieden.
De geleidendheid is in half natuurlijke gebieden op een veel hoger percentage meetpunten toegenomen (verslechterd) dan in de andere gebiedssoorten.

5 Trendanalyse korte termijn

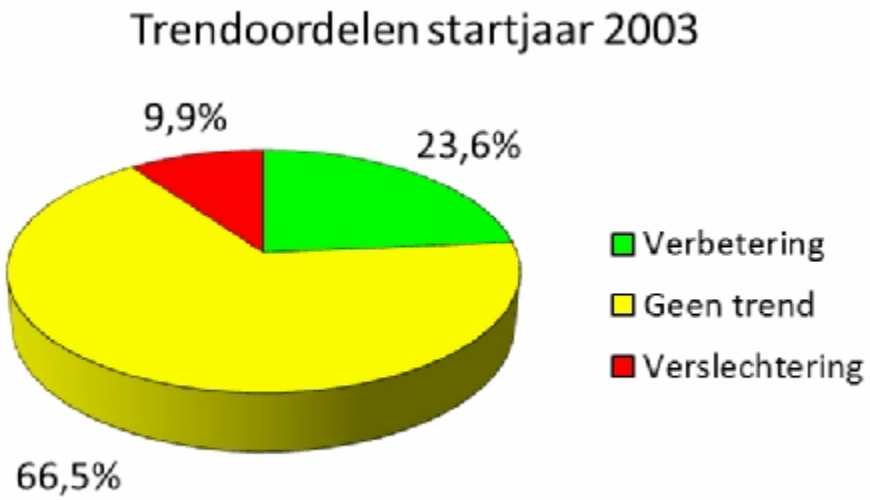
Dit hoofdstuk beschrijft de resultaten van de trendanalyse over de korte termijn, met als startjaar 2003.

5.1 Resultaten algemeen

De trendanalyse over de korte termijn leverde resultaten op van 1.740 meetreeksen, afkomstig van 173 meetpunten. De resultaten zijn vermeld in bijlage 3, in de vorm van een trendpalet.

Figuur 5.1 toont de verdeling van het trendoordeel over de 1.740 resultaten.

Figuur 5.1: Cirkeldiagram van de verdeling van het trendoordeel, bij trendanalyse met startjaar 2003.



Bij deze trendanalyse met startjaar 2003 is voor 33,5% van de meetreeksen een statistisch significante trend gedetecteerd, terwijl dat bij de trendanalyse met startjaar 1990 voor 58,8% van de meetreeksen het geval was, oftewel 1,8 maal meer. Zoals blijkt uit hoofdstuk 6 komt dit doordat de ontwikkeling van de waterkwaliteit in het laatste decennium vaak minder dynamiek kende dan in de periode daarvoor. Het komt dus niet doordat er bij trendanalyse over een korte periode minder onderscheidend vermogen is dan bij trendanalyse over een lange periode.

Over deze korte termijn blijkt er nog maar in 23,6% van de gevallen sprake van een verbetering, terwijl dat over de lange termijn 50,0% was (zie § 4.1). Het percentage meetreeksen met gedetecteerde verslechteringen is daarentegen voor deze perioden vergelijkbaar (9,9% versus 8,8%). In de overige 66,5% van de gevallen is er geen statistisch significante trend gedetecteerd.

5.2 Overzicht trends korte termijn met onderscheid naar parameter

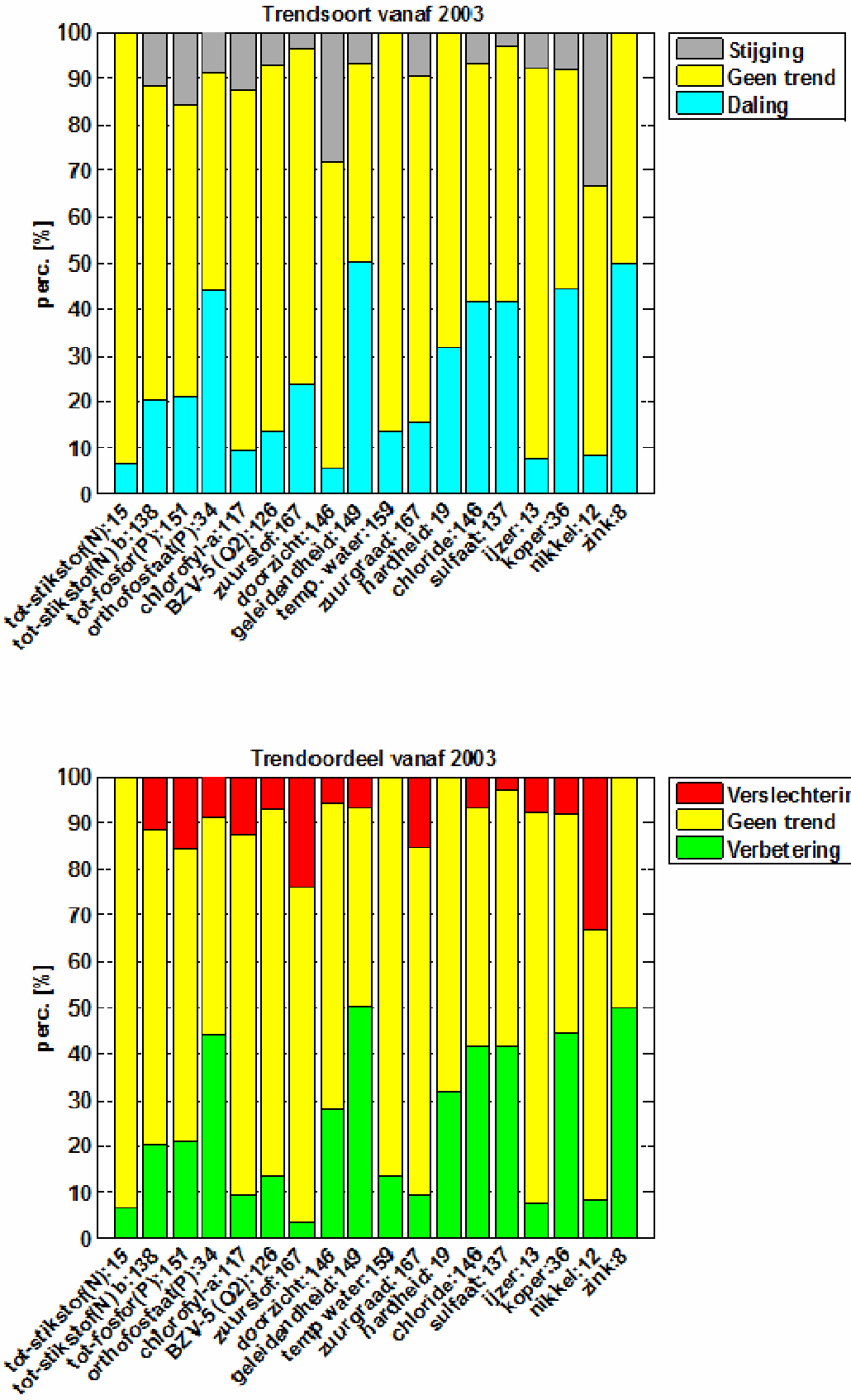
De resultaten van de trendanalyse over de lange termijn zijn per parameter samengevat in figuur 5.2. Deze toont zowel de verdeling van de trendsoort (daling, geen trend, stijging), als de verdeling van het trendoordeel (verbetering, geen trend, verslechtering). Achter elke parameter staat het aantal trendanalyseresultaten waar de verdeling uit is afgeleid.
De verdeling van het trendoordeel is ook vermeld in tabel 5.1.

Tabel 5.1: Verdeling van het trendoordeel per parameter.

	Aantal trendoordelen				Percentage trendoordelen		
Parameter	Verbetering	Geen trend	Verslechtering	Totaal	Verbetering	Geen trend	Verslechtering
Totaal-stikstof (N)	1	14	0	15	6,7%	93,3%	0,0%
Totaal-stikstof (N) b	28	94	16	138	20,3%	68,1%	11,6%
Totaal-fosfor (P)	32	95	24	151	21,2%	62,9%	15,9%
Orthofosfaat (P)	15	16	3	34	44,1%	47,1%	8,8%
Chlorofyl-a	11	91	15	117	9,4%	77,8%	12,8%
BZV-5 (O2)	17	100	9	126	13,5%	79,4%	7,1%
Zuurstof	6	121	40	167	3,6%	72,5%	24,0%
Doorzicht	41	97	8	146	28,1%	66,4%	5,5%
Geleidendheid	75	64	10	149	50,3%	43,0%	6,7%
Temperatuur water	22	137	0	159	13,8%	86,2%	0,0%
Zuurgraad	16	125	26	167	9,6%	74,9%	15,6%
Hardheid	6	13	0	19	31,6%	68,4%	0,0%
Chloride	61	75	10	146	41,8%	51,4%	6,8%
Sulfaat	57	76	4	137	41,6%	55,5%	2,9%
IJzer	1	11	1	13	7,7%	84,6%	7,7%
Koper	16	17	3	36	44,4%	47,2%	8,3%
Nikkel	1	7	4	12	8,3%	58,3%	33,3%
Zink	4	4	0	8	50,0%	50,0%	0,0%
Totaal	410	1157	173	1740	23,6%	66,5%	9,9%

Het aantal resultaten waarop de verdeling is gebaseerd kan weer sterk verschillen, afhankelijk van de parameter. Zo waren er relatief weinig resultaten voor zink, nikkel, ijzer en totaal-stikstof (namelijk respectievelijk 8, 12, 13 en 15). Voor de overige parameters waren er meer resultaten, het meest voor zuurstof en zuurgraad (elk 167) en watertemperatuur (159).

Figuur 5.2: Samenvatting resultaten trendanalyse per parameter, zoals bepaald over de korte termijn (startjaar 2003). Boven: verdeling van het soort trend. Onder: verdeling van het trendoordeel (dit is voor zuurstof, doorzicht en zuurgraad tegengesteld aan dat bij de andere parameters).

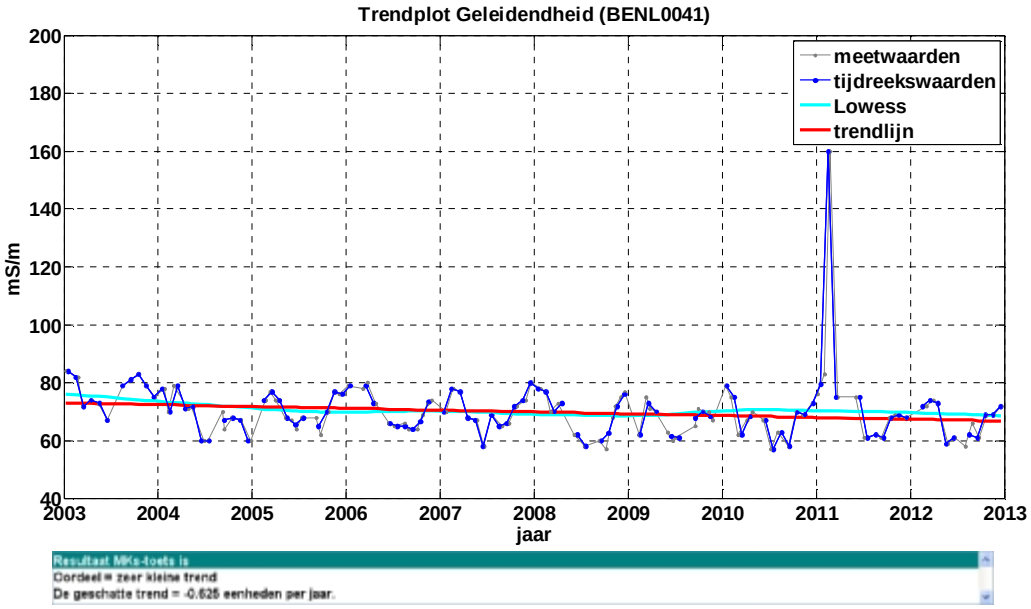


Als we figuur 5.2 vergelijken met die over de lange termijn (figuur 4.2), dan vallen de volgende punten op.

1. Voor de meeste parameters is het percentage meetpunten met een verbetering over de recente korte termijn duidelijk minder dan over de lange termijn, zoals we hiervoor al constateerden voor de resultaten van alle parameters samen.

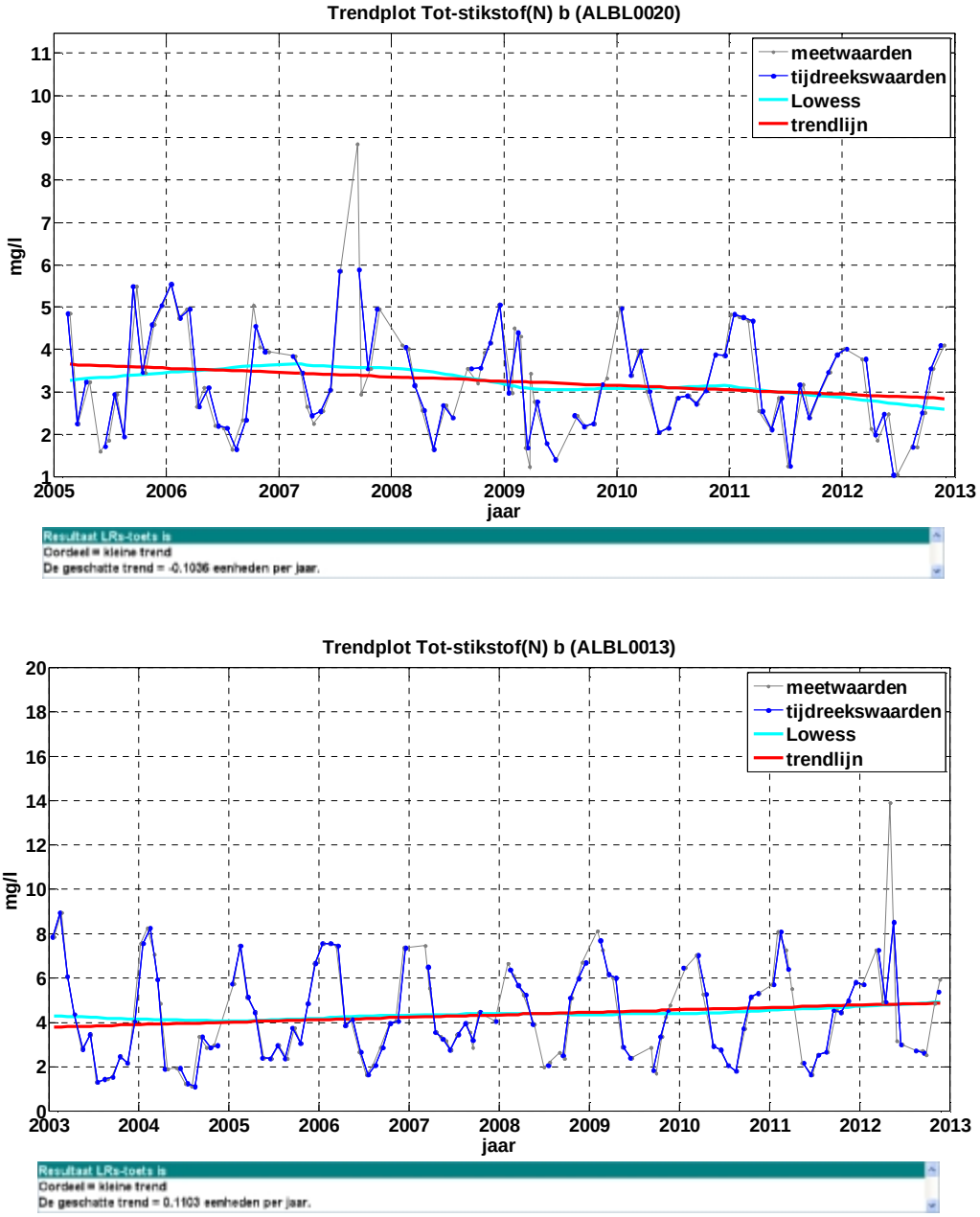
2. Uitzonderingen hierop zijn doorzicht, geleidendheid en watertemperatuur. Voor doorzicht is het percentage meetpunten met verbetering over de lange termijn 23% en over de korte termijn 28%. Voor geleidendheid is het percentage meetpunten met verbetering over de lange termijn 44% en over de korte termijn 50%. En voor water-temperatuur was het percentage meetpunten met verbetering (daling) over de lange termijn 1% en over de korte termijn is dat 14%.

Figuur 5.3: Voorbeeld van een dalende trend van geleidendheid.



3. Voor de parameters die samenhangen met vermesting en/of eutrofiëring en/of wijzen op saprobie is het percentage meetpunten met een verbetering over de recente korte termijn duidelijk minder geworden dan over de lange termijn en is het aandeel meet-punten met verslechtering doorgaans ook enigszins toegenomen.

Figuur 5.4: Voorbeelden van een dalende trend (boven) en een stijgende trend (onder) van totaal-stikstof.

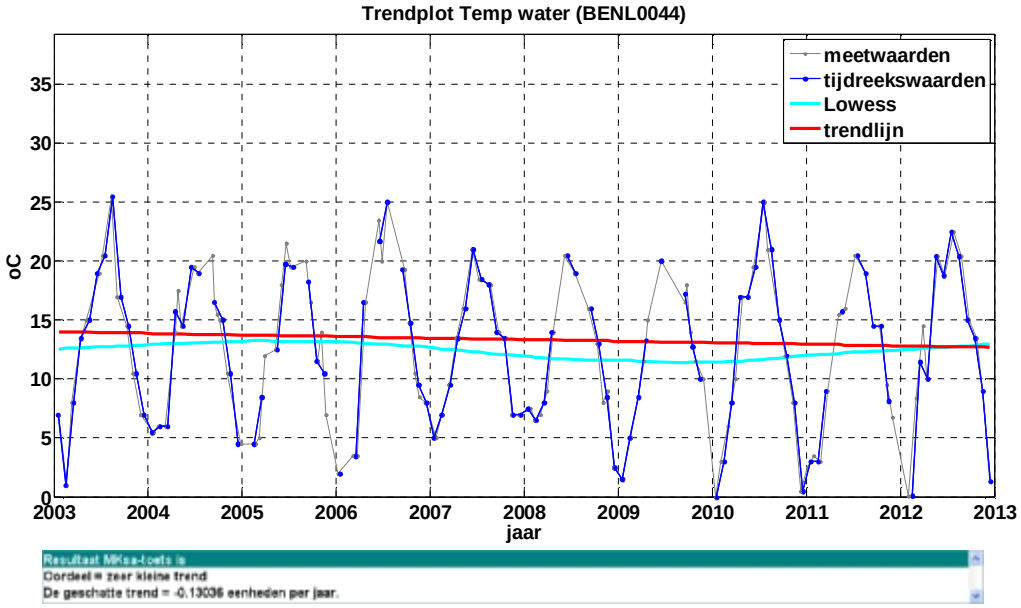


4. Doorzicht is over de lange termijn op 38% van de meetpunten verslechterd (gedaald), maar over de korte termijn nog maar op 5% van de meetpunten.

5. De watertemperatuur is over de lange termijn op 13% van de meetpunten verslechterd (gestegen), maar over de recente korte termijn was er op geen van de meetpunten een stijging en zelfs op 14% van de meetpunten een daling (was 1% over de lange termijn). Dit komt vermoedelijk door veranderingen van de gemiddelde luchttemperatuur. Een trendanalyse van de maandgemiddelde luchttemperatuur te De Bilt over de periode 1990 t/m 2012 geeft namelijk een gemiddelde stijging van +0,022 °C per jaar. Maar trendanalyse over de periode 2003 t/m 2012 geeft een gemiddelde daling van -0,038 °C per jaar. Het betreft weliswaar geen statistisch significante schattingen, maar aange-

zien de watertemperatuur minder variabel zal zijn dan de luchttemperatuur, kunnen veranderingen van de watertemperatuur eerder statistisch significant zijn.

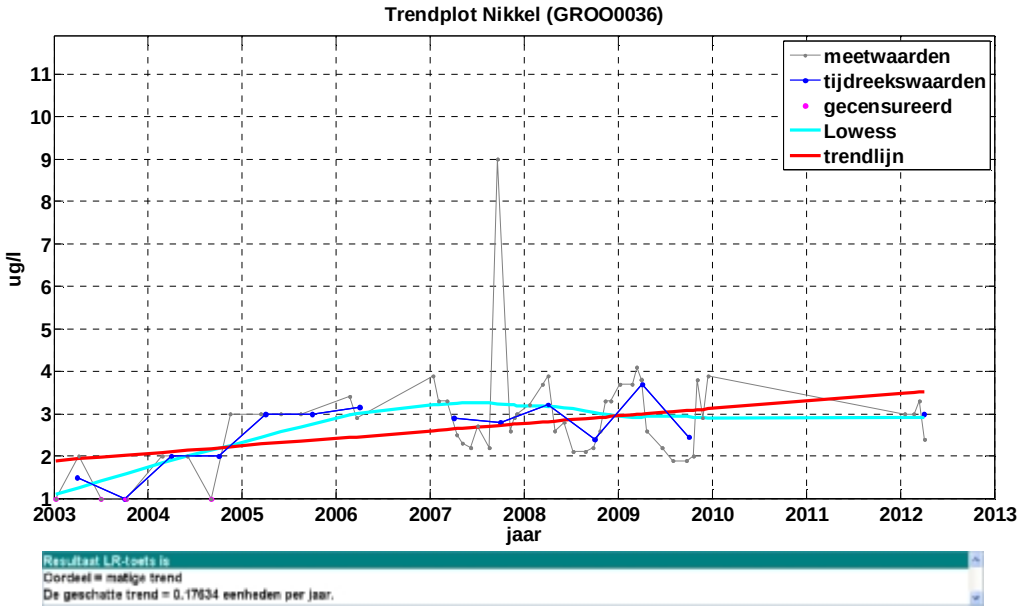
Figuur 5.5: Voorbeeld van een dalende trend van watertemperatuur.



6. De zuurgraad is over de lange termijn op 37% van de meetpunten gestegen, maar over de korte termijn gebeurde dat nog maar op 10% van de meetpunten, terwijl er dan ook op 16% van de meetpunten een daling is opgetreden (was 3% over de lange termijn).

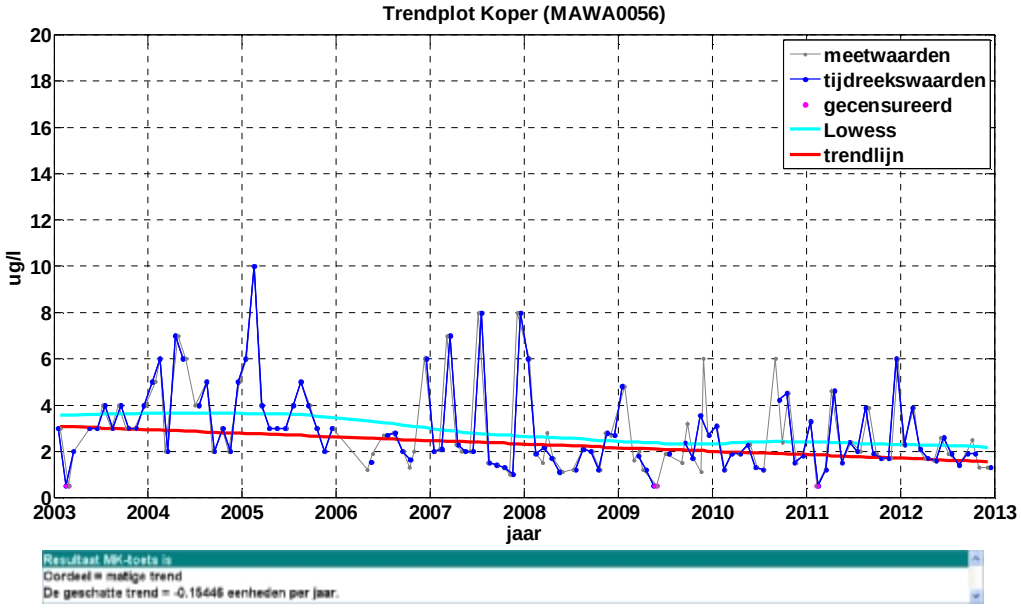
7. Nikkel gaf over de korte termijn op relatief de meeste meetpunten een verslechtering te zien, namelijk op 33% van de meetpunten (4 van de 12). Over de lange termijn was er slechts één resultaat beschikbaar voor deze parameter.

Figuur 5.6: Voorbeeld van een stijgende trend van nikkel.



8. Koper is over de korte termijn op 44% van de meetpunten verbeterd en op 8% van de meetpunten verslechterd. Over de lange termijn waren er slechts vier resultaten beschikbaar voor deze parameter.

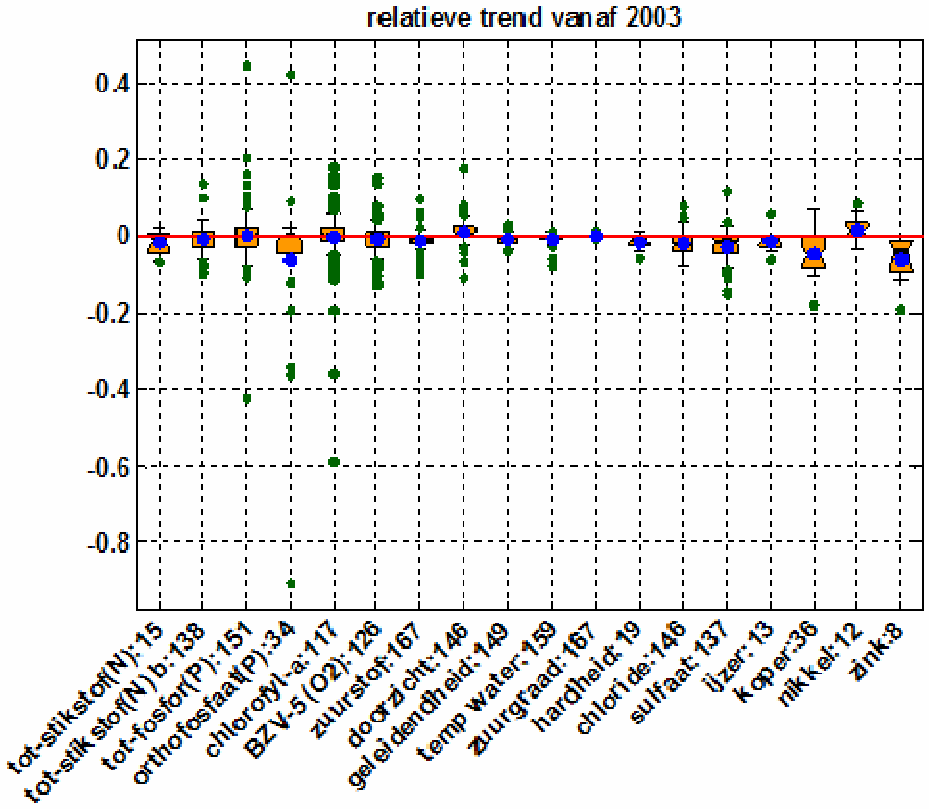
Figuur 5.7: Voorbeeld van een dalende trend van koper.

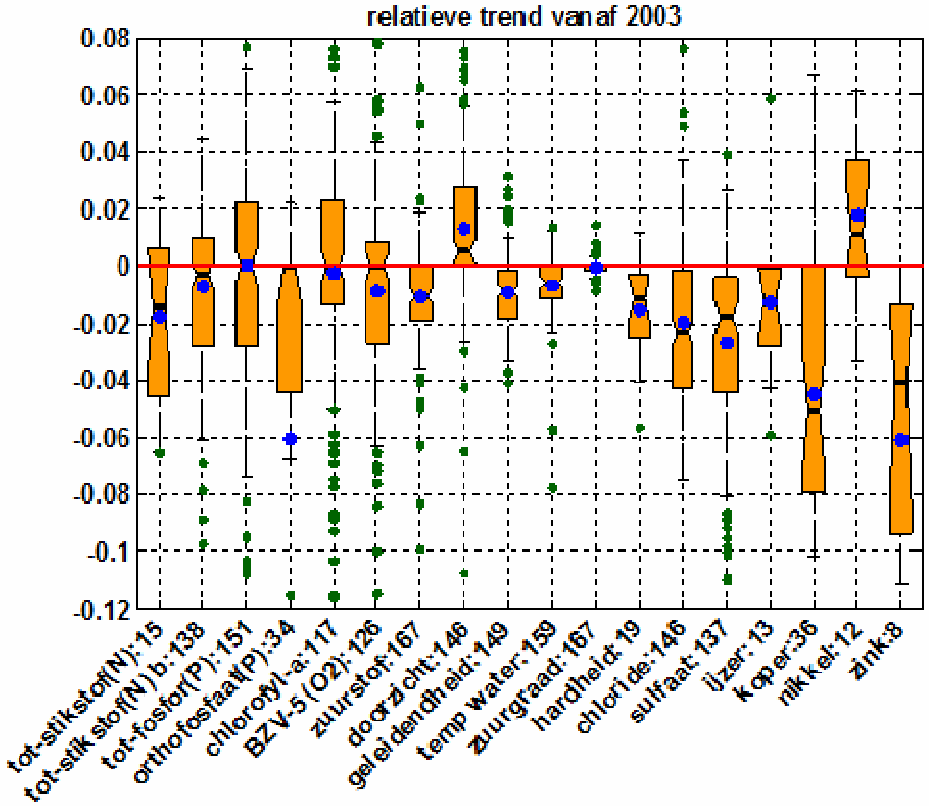


De ontwikkelingen over de recente korte termijn zijn voor de meeste parameters dus enigszins neutraler, of minder gunstig dan de ontwikkelingen over de lange termijn. Dit geldt bijvoorbeeld voor de parameters die samenhangen met vermesting en/of eutrofiëring en/of wijzen op saprobie.

Om ook de verdelingen van de relatieve trends van de verschillende parameters te kunnen vergelijken, is per parameter de boxplot van de relatieve trend weergegeven in figuur 5.8.

Figuur 5.8: Per parameter de boxplot van de geschatte relatieve trend over de korte termijn (startjaar 2003). Onderste figuur is alleen met het middendeel.





Uit figuur 5.8 blijkt dat de grootste relatieve trends zijn opgetreden voor koper en zink. Ook blijkt dat de spreiding van de relatieve trends – net als over de lange termijn - het kleinst is bij de zuurgraad en de watertemperatuur en het grootst bij koper en zink.

5.3 Aandachtslocaties

Met het in bijlage 3 vermelde trendpalet is vastgesteld welke meetpunten aandachtslocaties vormen voor wat betreft de ontwikkeling van de waterkwaliteit vanaf 2003. In tabel 5.2 is het trendpalet weergegeven van de elf[5] meetpunten met het grootste aandeel parameters dat over de korte termijn een verslechtering vertoonde.

Tabel 5.2: Trendpalet van de elf meetpunten met het grootste aandeel verslechteringen over de korte termijn (startjaar 2003). De rangschikking is op basis van het aandeel verslechterende parameters. Alleen meetpunten met minstens vijf resultaten zijn beschouwd. Zie bijlage 2 voor de toelichting op het trendpalet.

Meetpunt	Tot-Nb	Tot-P	oPO4	Chl-a	BZV-5	O2	Zicht	EGV	Temp	pH	Cl	SO4	Cu
BENL0172	13,6%	44,7%			13,7%	Geen		3,2%	Geen	Geen	1,9%		
MAWA0111	10,0%	16,5%	0,0%	14,8%		Geen		Geen		Geen	3,1%	Geen	
MAWA0061		Geen				-4,1%		2,5%		-0,8%	Geen	Geen	
BOMW0005	4,5%	8,9%		Geen	Geen	-2,1%	3,0%	1,0%	-1,7%	-0,3%	Geen	Geen	
BENL0173						Geen	-6,5%	-1,7%	Geen	-0,3%			
MAWA0141	Geen	13,3%		Geen		-9,9%		Geen		-0,5%	Geen	Geen	
BENL0358	2,6%	Geen			Geen	-1,7%	Geen	-1,5%	Geen	-0,5%	-4,7%	-4,4%	6,7%
BENL0002	Geen	Geen	-19,5%	3,1%	5,5%	Geen	-2,1%	-1,2%	Geen	-0,2%	-4,5%	Geen	
ALBL0125	Geen	5,0%		Geen	Geen	-1,9%	Geen	-2,1%	Geen	-0,3%	-4,4%		
BOMW0008	Geen	Geen		13,2%	Geen	-3,2%	Geen	Geen	-1,6%	-0,4%	Geen	-4,8%	
BOMW0039	Geen	Geen		Geen	-6,9%	-2,6%	-10,7%	Geen	-1,6%	Geen	Geen	1,8%	

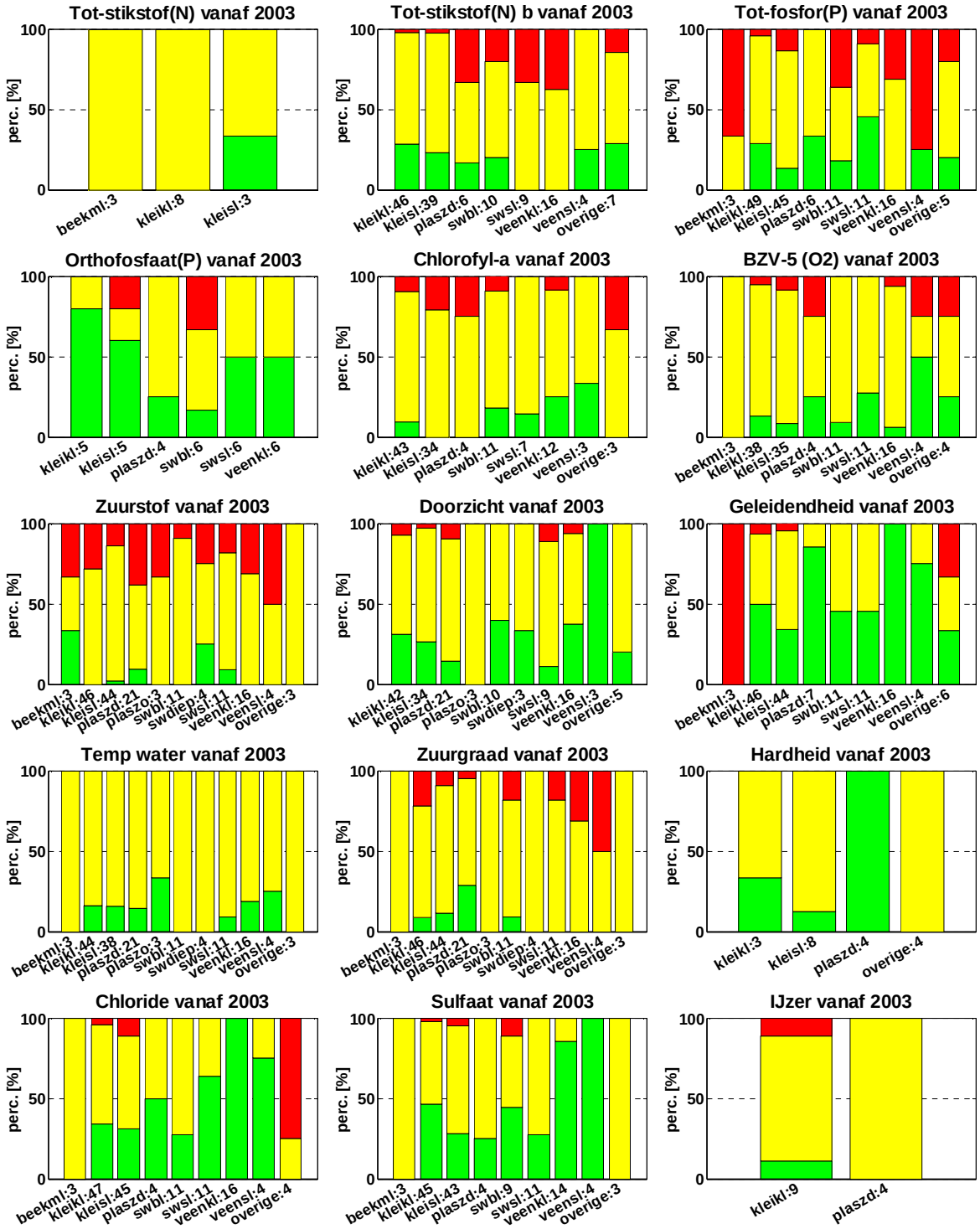
Het grootste aandeel verslechterende parameters bedraagt 62,5% (BENL0172, 5 van de 8 parameters). Bij de meeste van deze meetpunten treden verslechteringen op van zuurstof (O2) en de zuurgraad (pH).

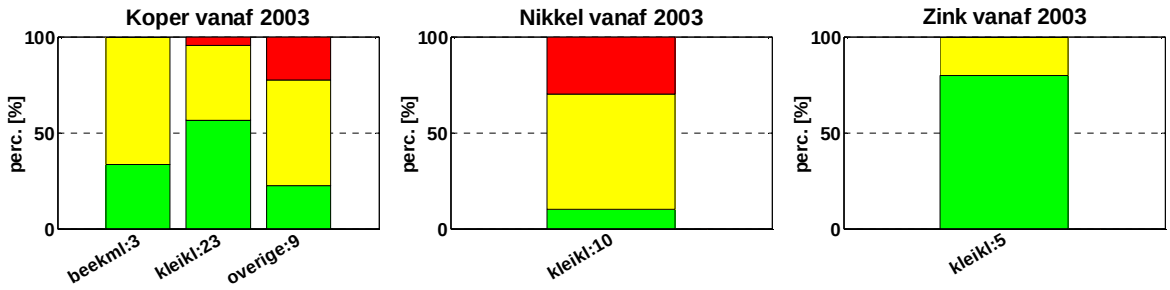
[5] Een selectie van tien meetpunten was hier niet mogelijk, aangezien het 10e en het 11e meetpunt in de rangschikking een gelijk aandeel verslechterende parameters hebben.

5.4 Overzicht trends met onderscheid naar STOWA-code

Figuur 5.9 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar STOWA-code.

Figuur 5.9: De verdeling van de trendoordelen over de korte periode, per parameter uitgesplitst naar STOWA-code. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'. Zie § 2.3.1 voor een verklaring van de codes.





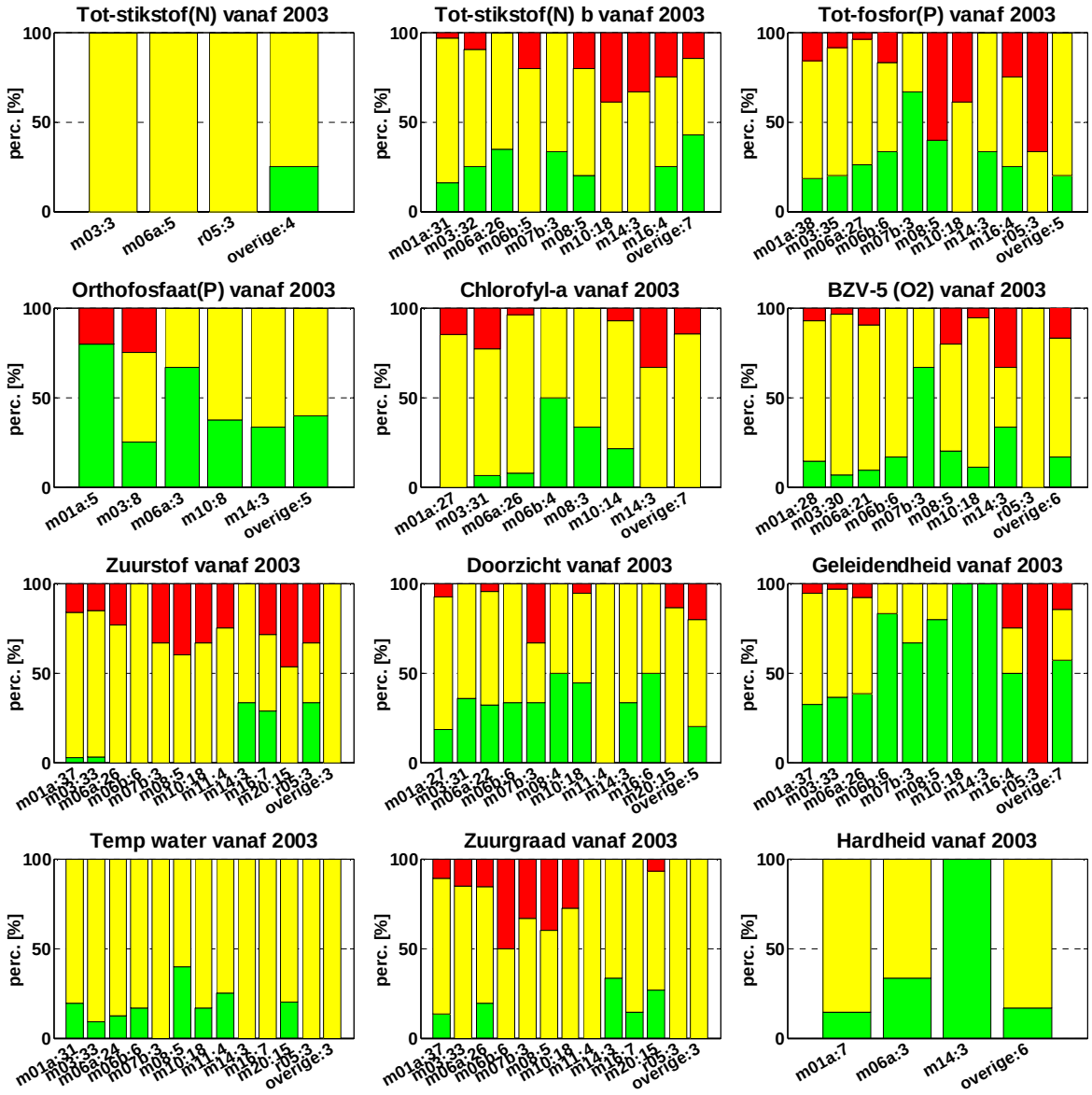
We bespreken bij deze omgevingsfactor (STOWA-code) en ook de volgende omgevingsfactoren (§ 5.5 t/m 5.8) alleen díe gevallen waarbij er duidelijke verschillen zijn in kwaliteitsontwikkelingen tussen de klassen van de omgevingsfactor. Aangezien de percentages verbetering en verslechtering bij klassen met weinig meetpunten zeer onzekere schattingen van de werkelijke percentages zijn, zullen we daar alleen acht op slaan als die opvallend sterk verschillen van die van de andere klassen.

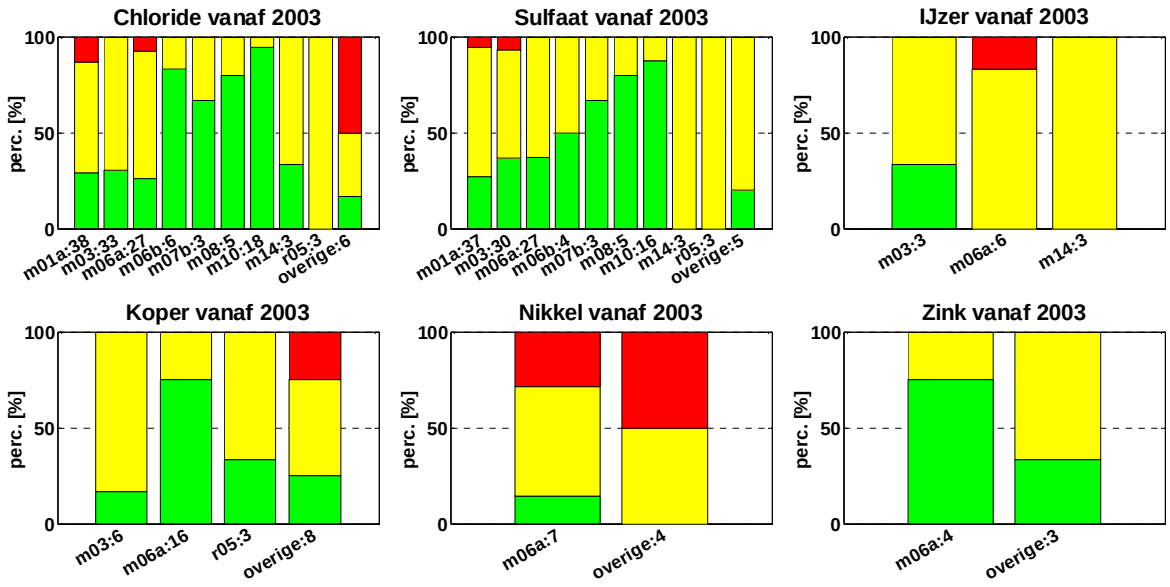
Totaal-stikstof is in de kleikanalen (kleikl) en kleisloten (kleisl) slechts op een zeer gering percentage meetpunten toegenomen (verslechterd), terwijl dit bij de meeste andere klassen met resultaten duidelijk hogere percentages meetpunten betrof.
In veenkanalen (veenkl) waren er geen meetpunten met afnames (verbeteringen) van totaal-stikstof en totaal-fosfor, terwijl dat bij de andere klassen met resultaten doorgaans wel het geval was.
De zuurgraad is in veenkanalen (veenkl) en veensloten (veensl) op een groter percentage meetpunten afgenomen (verslechterd) dan in de andere klassen met resultaten.
En ook zijn in veenkanalen en veensloten chloride en sulfaat op een groter percentage meetpunten afgenomen (verbeterd) dan in de andere klassen met resultaten.

5.5 Overzicht trends met onderscheid naar KRW-watertype

Figuur 5.10 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar KRW-watertype.

Figuur 5.10: De verdeling van de trendoordelen over de korte periode, per parameter uitgesplitst naar KRW-watertype. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'. Zie § 2.3.2 voor een verklaring van de codes.



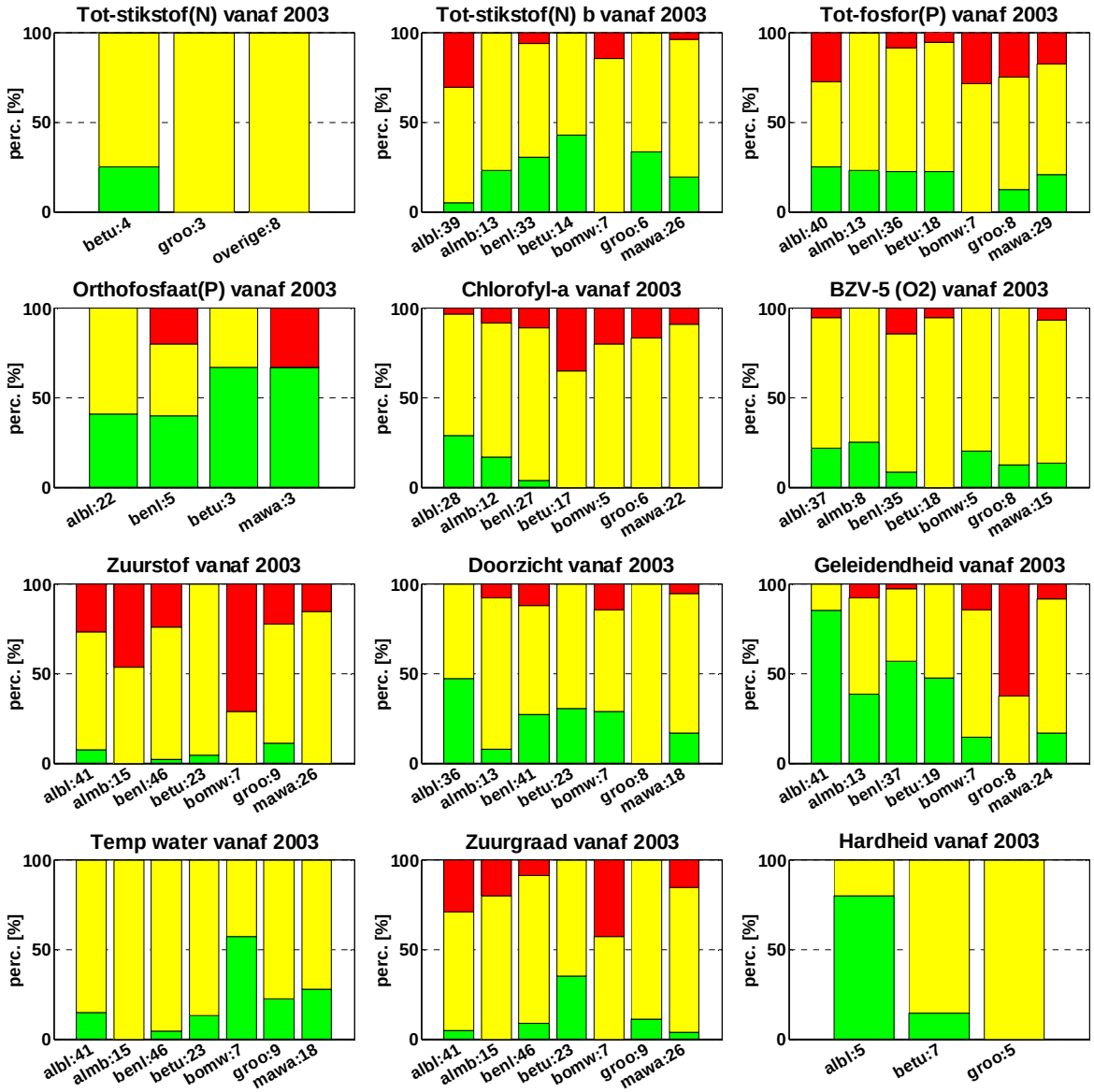


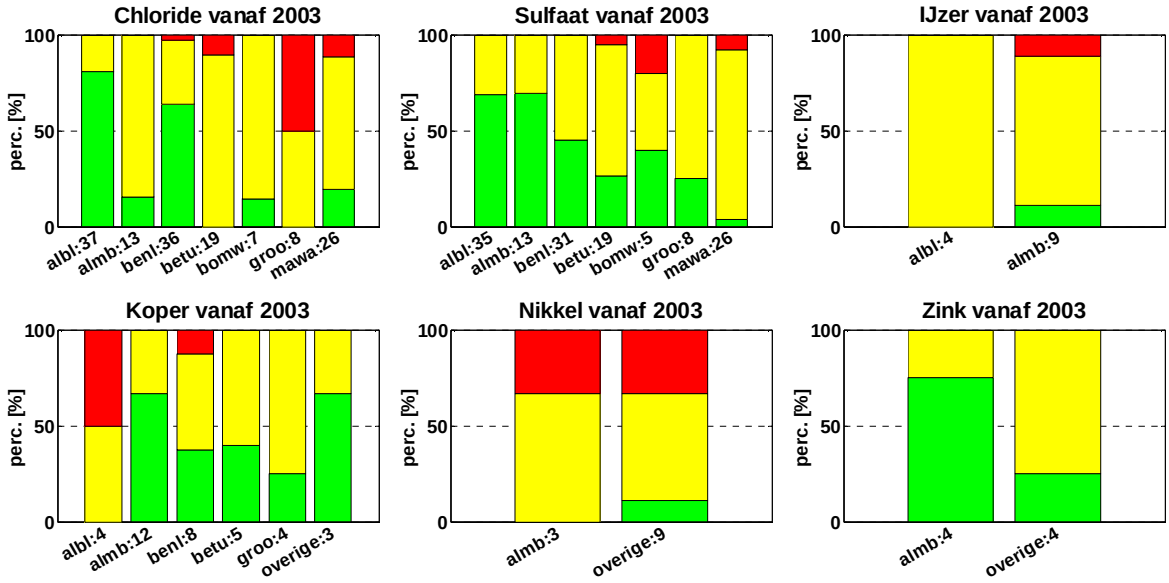
Totaal-stikstof en totaal-fosfor zijn voor meerdere klassen op een aantal meetpunten toegenomen (verslechterd), vooral in laagveenvaarten of –kanalen (M10) en gebufferde laagveensloten (M08).
Chloride en sulfaat zijn vooral afgenomen (verbeterd) in de kanalen (M06b, M07b en M10) en ook in gebufferde laagveensloten (M08).

5.6 Overzicht trends met onderscheid naar stroomgebied

Figuur 5.11 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar stroomgebied.

Figuur 5.11: De verdeling van de trendoordelen over de korte periode, per parameter uitgesplitst naar stroomgebied. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'. Zie § 2.3.3 voor een verklaring van de codes.



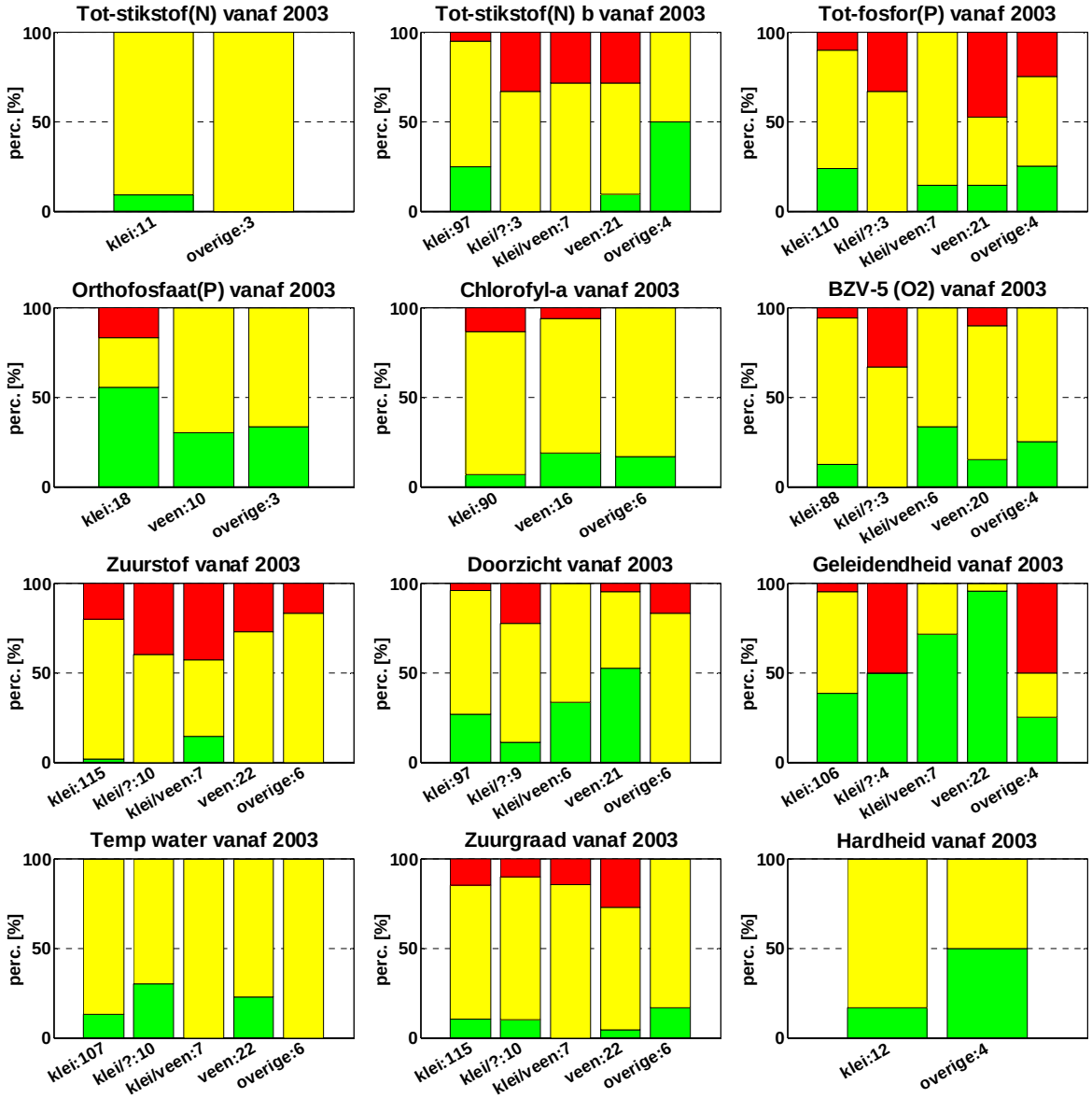


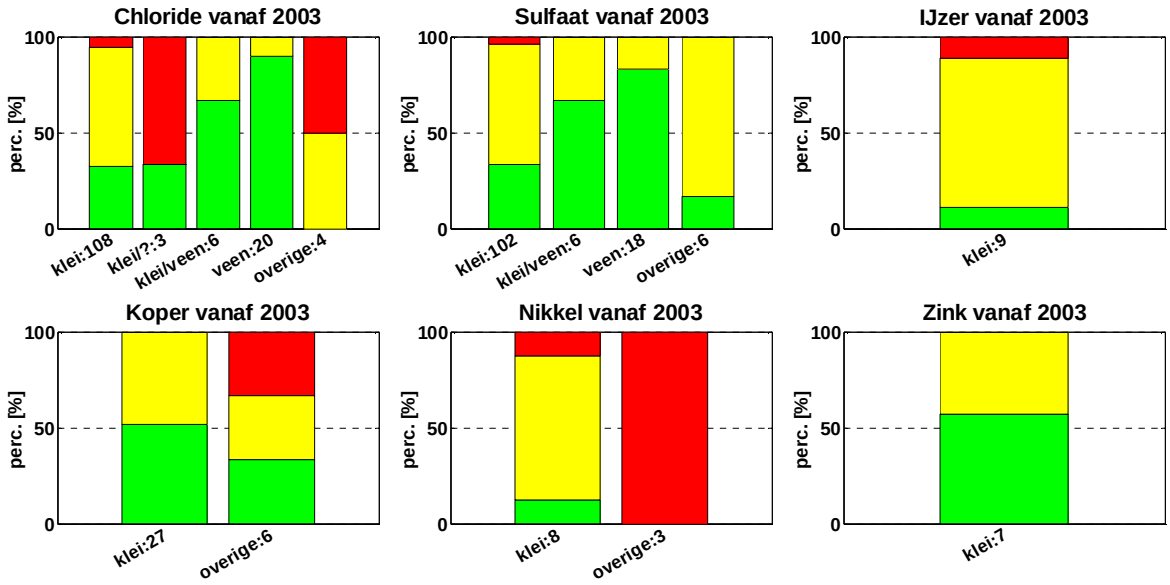
Alleen in de Alm en Bieschbosch zijn er zowel voor totaal-stikstof als totaal-fosfor geen toenames (verslechteringen) geconstateerd, terwijl dat in de andere gebieden wel op een aantal meetpunten het geval was. En de Bommelerwaard is het enige gebied waar geen afnames (verbeteringen) van deze parameters zijn opgetreden.
De Betuwe heeft het hoogste percentage meetpunten waar chlorofyl-a is toegenomen (verslechterd).
De Alm en Biesbosch en de Bommelerwaard hebben de hoogste percentages meetpunten waar zuurstof is afgenomen (verslechterd).
De watertemperatuur is in elk gebied behalve Alm en Biesbosch op een aantal meetpunten afgenomen (verbeterd), met het hoogste percentage meetpunten in de Bommelerwaard.
De zuurgraad is in elk gebied behalve de Betuwe en de Groesbeek en Ooijpolder op minstens een aantal meetpunten afgenomen (verslechterd).
Chloride is vooral in de Alblasserwaard en de Beneden Linge afgenomen (verbeterd), terwijl dit in de Groesbeek en Ooijpolder vooral is toegenomen (verslechterd).
Sulfaat is vooral afgenomen (verbeterd) in de Alblasserwaard, de Alm en Biesbosch en de Beneden Linge.

5.7 Overzicht trends met onderscheid naar bodemsoort

Figuur 5.12 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar bodemsoort.

Figuur 5.12: De verdeling van de trendoordelen over de korte periode, per parameter uitgesplitst naar bodemsoort. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'.



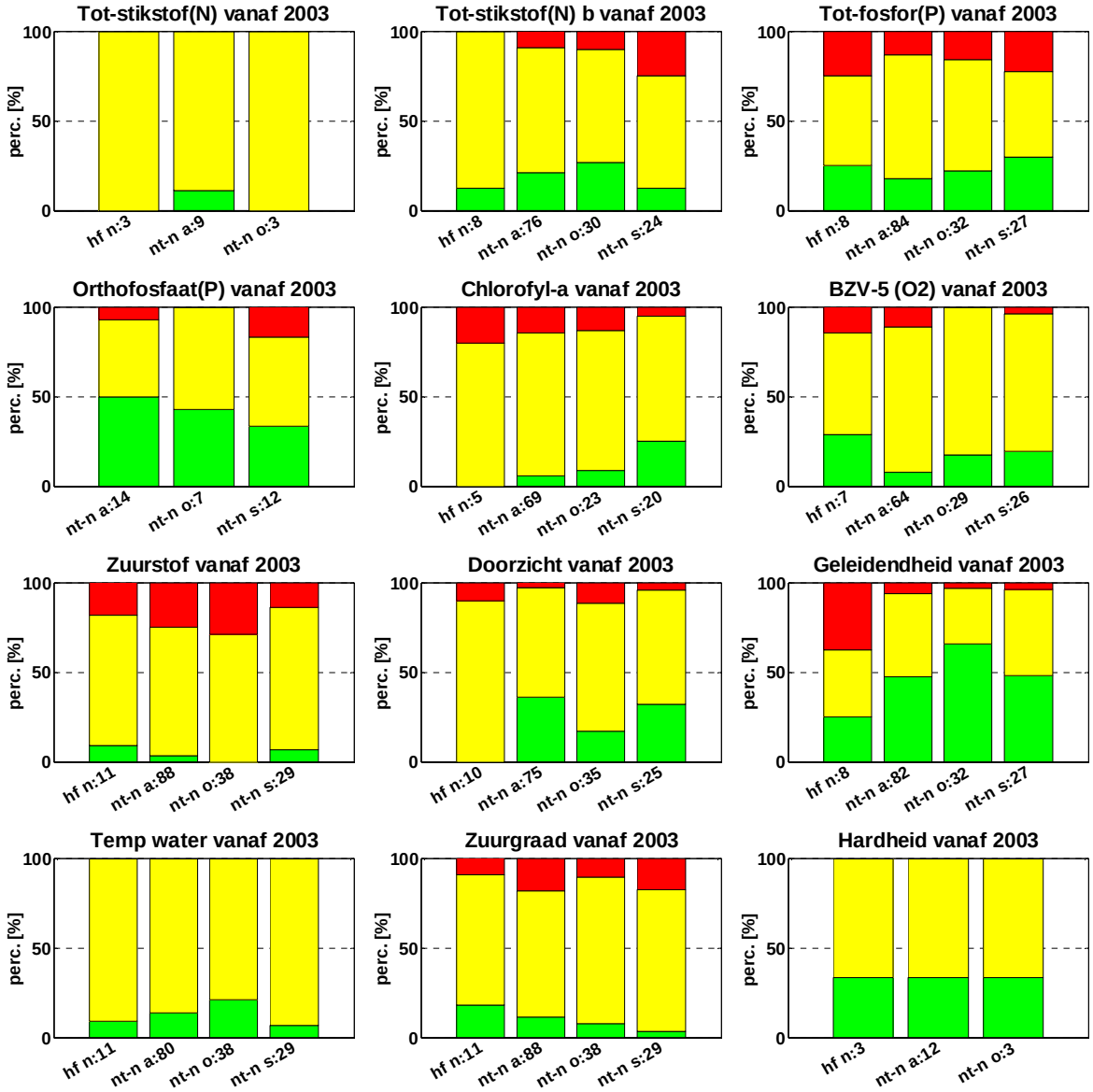


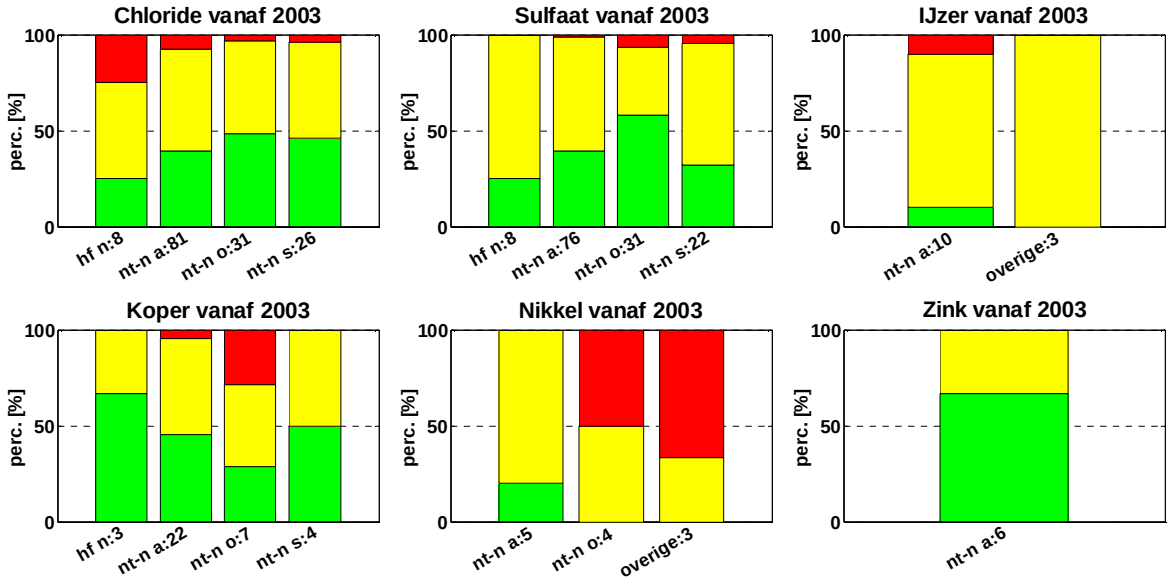
In veengebieden zijn totaal-stikstof en totaal-fosfor op een hoger percentage meetpunten aan het toenemen (verslechteren) dan in kleigebieden.
Doorzicht is in veengebieden op een hoger percentage meetpunten aan het toenemen (verbeteren) dan in kleigebieden.
Chloride en sulfaat zijn in veengebieden op een hoger percentage meetpunten aan het afnemen (verbeteren) dan in kleigebieden.

5.8 Overzicht trends met onderscheid naar gebiedssoort

Figuur 5.13 toont per parameter de verdeling van de trendoordelen, met onderscheid naar gebiedssoort.

Figuur 5.13: De verdeling van de trendoordelen over de korte periode, per parameter uitgesplitst naar gebiedssoort. Rood betekent een verslechtering, groen een verbetering. Alleen weergegeven voor klassen met minstens 3 resultaten, anders toegevoegd aan klasse 'Overige'. Zie § 2.3.5 voor een verklaring van de codes.





Verklaring afkortingen
hf: half natuurlijk | nt-n a: niet-natuurlijk agrarisch | nt-n o: niet-natuurlijk overgang | nt-n s: niet-natuurlijk stedelijk

Grote verschillen waren er niet tussen de gebiedssoorten, behalve wellicht dat er in half natuurlijke gebieden geen toenames (verbeteringen) zijn opgetreden van doorzicht, terwijl dat in de andere gebiedssoorten wel op een aantal meetpunten het geval was.

6 Vergelijking ontwikkelingen twee perioden

Om te kunnen nagaan in hoeverre langetermijn-ontwikkelingen recentelijk zijn omgebogen, is voor elke meetreeks waarvoor zowel een langetermijn- als een kortetermijn-trend is afgeleid nagegaan hoe die twee trends zich tot elkaar verhouden.

6.1 Trend korte termijn versus trend lange termijn

Bij het vergelijken van een langertermijn-trend en een korte-termijntrend zijn er 9 combinatiemogelijkheden, aangezien er drie trendoordelen mogelijk zijn. Deze combinaties zijn ingedeeld in 4 klassen (zie tabel 6.1).

Tabel 6.1: De 9 combinatiemogelijkheden van een trend over de lange termijn en een trend over de korte termijn (S = stijging, G = Geen trend, D = daling) en de 4 klassen waar de combinaties bij zijn ingedeeld (onderscheiden met kleuren).

			Kort		
			Verslechtering S	Geen trend G	Verbetering B
Lang	Verslechtering	S	S => S	S => G	S => B
	Geen trend	G	G => S	G => G	G => B
	Verbetering	B	B => S	B => G	B => B

Klassen

Zelfde oordeel	
Trendomkering	
Geen tr => trend	
Trend => Geen tr	

Er waren 511 meetreeksen waarvoor zowel een trend over de lange termijn (1990) als over de korte termijn (2003) is bepaald. Per parameter is afgeleid hoe de combinaties van deze trends verdeeld zijn. De resultaten zijn vermeld in tabel 6.2.

Tabel 6.2: Verdeling van de gerealiseerde combinaties van lange- en kortetermijn-trends.

		Naar verbetering			Naar verslechtering				
Parameter	Zelfde oordeel	S=>B	G=>B	Totaal	B=>S	G=>S	Totaal	Trend=>Geen tr	n
Totaal-stikstof (N) b	54,2%	0,0%	4,2%	4,2%	0,0%	0,0%	0,0%	41,7%	24
Totaal-fosfor (P)	44,7%	0,0%	10,6%	10,6%	4,3%	2,1%	6,4%	38,3%	47
Orthofosfaat (P)	66,7%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	33,3%	3
Chlorofyl-a	56,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	14,6%	14,6%	29,3%	41
BZV-5 (O2)	46,2%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	7,7%	7,7%	46,2%	13
Zuurstof	27,9%	0,0%	1,6%	1,6%	4,9%	16,4%	21,3%	49,2%	61
Doorzicht	40,7%	1,9%	11,1%	13,0%	0,0%	0,0%	0,0%	46,3%	54
Geleidendheid	63,8%	0,0%	10,6%	10,6%	0,0%	2,1%	2,1%	23,4%	47
Temperatuur water	72,1%	1,6%	14,8%	16,4%	0,0%	0,0%	0,0%	11,5%	61
Zuurgraad	60,7%	0,0%	6,6%	6,6%	0,0%	6,6%	6,6%	26,2%	61
Hardheid	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	50,0%	2
Chloride	29,8%	0,0%	0,0%	0,0%	8,5%	0,0%	8,5%	61,7%	47
Sulfaat	38,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	2,1%	2,1%	59,6%	47
Koper	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	50,0%	2
Zink	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	1
Totaal	48,9%	0,4%	6,1%	6,5%	1,8%	4,7%	6,5%	38,2%	511

De meest voorkomende combinaties zijn dat het oordeel over de kortetermijn-trend gelijk is aan dat van de langetermijn-trend (*Zelfde oordeel*, 48,9%) en dat er een trendafvlakking

heeft plaatsgevonden (*Trend* => *Geen trend*, 38,2%). Het oordeel over de kortermijn-trend is voor 6,5% van deze meetreeksen slechter dan het oordeel over de langetermijn-trend, maar het is eveneens voor 6,5% van de meetreeksen beter.

Echte trendombuigingen zijn alleen opgetreden bij 11 van de 511 meetreeksen, oftewel bij slechts 2,2% van de voor deze vergelijking geschikte meetreeksen. In volgorde betreft dit de volgende parameters:

- chloride: van daling (verbetering) over lange termijn naar stijging (verslechtering) over korte termijn bij 8,5% van de meetpunten (dit zijn er 4 van de 47);
- zuurstof: van stijging (verbetering) over lange termijn naar daling (verslechtering) over korte termijn bij 4,9% van de meetpunten (dit zijn er 3 van de 61);
- totaal-fosfor: van daling (verbetering) over lange termijn naar stijging (verslechtering) over korte termijn bij 4,6% van de meetpunten (dit zijn er 2 van de 42);
- doorzicht: van daling (verslechtering) over lange termijn naar stijging (verbetering) over korte termijn bij 1,9% van de meetpunten (dit is er 1 van de 54);
- watertemperatuur: van stijging (verslechtering) over lange termijn naar daling (verbetering) over korte termijn bij 1,6% van de meetpunten (dit is er 1 van de 61).

Verder vallen de volgende punten op over de reeksen die over de lange termijn geen trend vertonen.[6]

- Op 16,4% van de meetpunten (10 van de 61) is over de recente korte termijn een daling (verslechtering) van zuurstof ingezet.
- Op 14,8% van de meetpunten (9 van de 61) is over de recente korte termijn een daling (verbetering) van de watertemperatuur ingezet. Zoals eerder aangegeven kan dit verklaard worden uit het verloop van de gemiddelde luchttemperatuur (§ 5.2).
- Op 14,6% van de meetpunten (6 van de 41) is over de recente korte termijn een stijging (verslechtering) van chlorofyl-a ingezet.
- Op 11,1% van de meetpunten (6 van de 54) is over de recente korte termijn een stijging (verbetering) van doorzicht ingezet.
- Op 10,6% van de meetpunten (5 van de 47) is over de recente korte termijn een daling (verbetering) van totaal-fosfor ingezet.
- Op 10,6% van de meetpunten (5 van de 47) is over de recente korte termijn een daling (verbetering) van geleidendheid ingezet.

6.2 Invloed onderscheidend vermogen op beeld kortetermijn-ontwikkeling?

Zoals beschreven in § 5.1 is er bij de trendanalyse met startjaar 2003 1,8 maal minder vaak een statistisch significante trend gedetecteerd dan bij de trendanalyse met startjaar 1990, namelijk bij 33,5% respectievelijk 58,8% van de meetreeksen. Dit kan duiden op een afgenomen dynamiek van de ontwikkeling, maar het kan ook veroorzaakt zijn doordat er bij trendanalyse over een korte periode minder onderscheidend vermogen is dan bij trendanalyse over een lange periode. We zijn nagegaan welke verklaring het meest plausibel is, door voor elke parameter die vanaf 2003 minder trends vertoonde dan vanaf 1990, statistisch te toetsen of de trendgrootte vanaf 2003 wellicht is afgenomen ten opzichte van de trendgrootte vanaf 1990. Want als dat het geval is duidt dat op een afgenomen dynamiek, terwijl vergelijkbare trendgroottes een aanwijzing zijn dat het niet statistisch

[6] Let op dat de hier vermelde percentages zijn afgeleid op basis van de groep meetpunten waarvan zowel een trendresultaat over de lange termijn als over de korte termijn beschikbaar is. Daardoor kunnen er afwijkingen zijn met de resultaten die gelden voor de (grotere) groep meetpunten gebruikt voor de trendanalyse over de lange termijn (hoofdstuk 4) en die voor de trendanalyse over de recente korte termijn (hoofdstuk 5).

significant zijn van de recente kortetermijn-trend het gevolg is van het geringere onderscheidend vermogen over deze kortere periode.

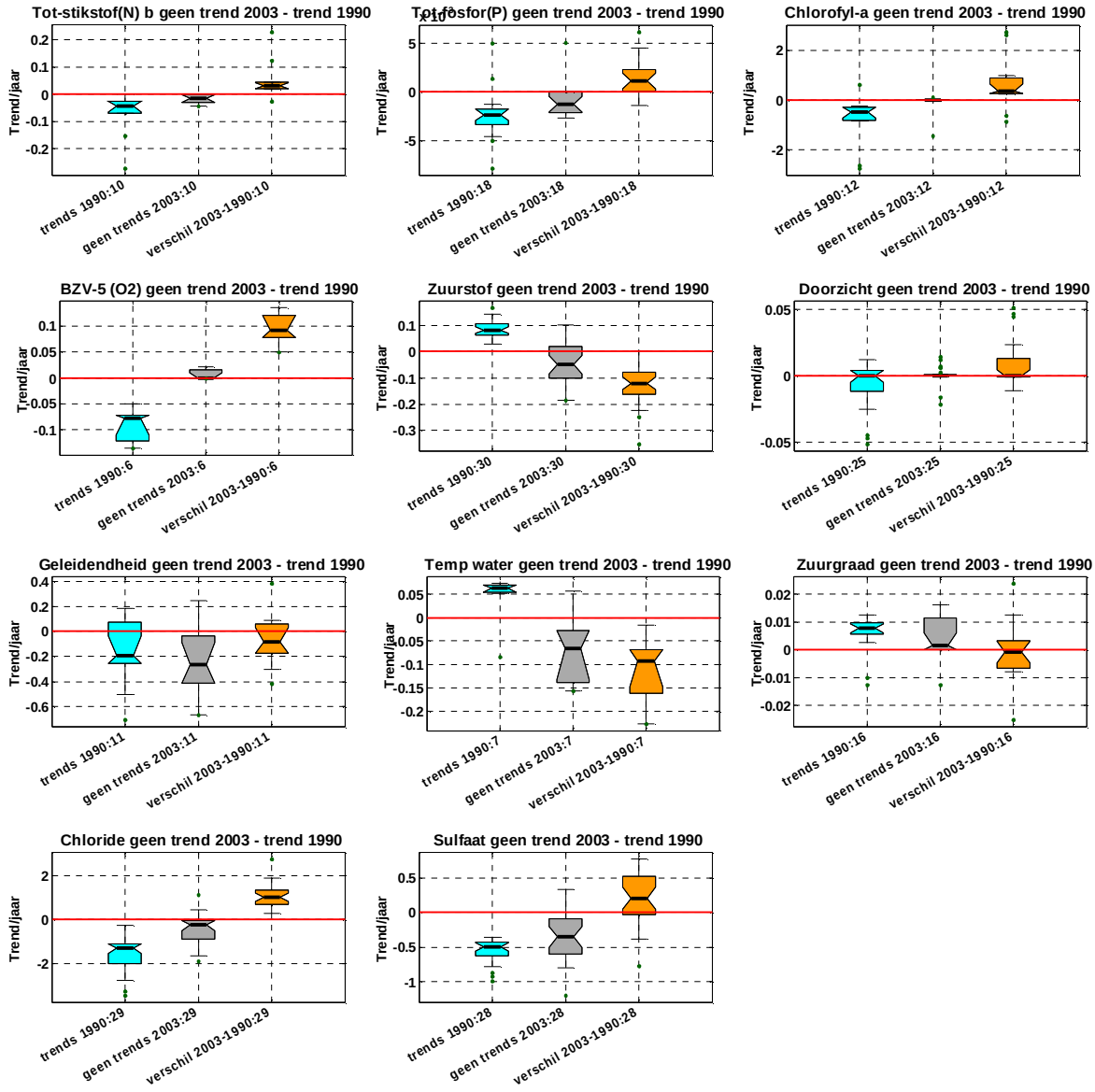
Voor deze vergelijking zijn alleen de parameters beschouwd waarvoor op minstens vijf meetpunten een trend is gedetecteerd vanaf 1990, maar niet vanaf 2003. Per parameter is statistisch gepaard getoetst, door per meetreeks met een statistisch significante trend vanaf 1990 en geen statistisch significante trend vanaf 2003 de vanaf 1990 geschatte trendgrootte te vergelijken met de vanaf 2003 geschatte trendgrootte. Voor elke parameter zijn daartoe drie gepaarde toetsen toegepast, namelijk de gepaarde t-toets, de Wilcoxon-rangteken-toets en de tekentoets. De gepaarde t-toets gaat er van uit dat het verschil tussen de trendgrootte over de lange termijn en die over de korte termijn afkomstig is uit een normale kansverdeling, terwijl de andere twee toetsen die eis niet stellen. De Wilcoxon-rangtekentoets gaat er nog wel van uit dat het verschil afkomstig is uit een min of meer symmetrische kansverdeling. De tekentoets stelt daarmee de minste eisen aan de verschilwaarden. Bij de gepaarde t-toets luidt de nulhypothese dat het rekenkundig populatiegemiddelde van het verschil tussen de trendgrootte over de lange termijn en die over de korte termijn nul is, terwijl de nulhypothese van de andere twee toetsen luidt dat de populatiemediaan van dat verschil nul is. De resultaten van het statistisch toetsen zijn vermeld in tabel 6.3. En figuur 6.1 toont per parameter de boxplots van de trendgroottes van beide perioden, evenals de boxplot van hun verschil.

Tabel 6.3: Resultaten van het statistisch toetsen op een verschil in trendgrootte over de lange termijn versus die over de korte termijn. Er is getoetst met de gepaarde t-toets, de Wilcoxon-rangtekentoets en de tekentoets. De p-waarde is de kans op de verkregen toetsingsgrootheid onder de nulhypothese. Als deze kleiner is dan 0,05 is er sprake van een statistisch significant verschil (de cel is dan geel gekleurd). Het aantal gepaarde trendgroottes is aangegeven met n'.

	p-waarde			
Parameter	Gep-t	Rangteken	Teken	n'
Totaal-stikstof (N) b	0,045	0,038	0,014	10
Totaal-fosfor (P)	0,005	0,011	0,004	18
Chlorofyl-a	0,056	0,002	0,064	12
BZV-5 (O2)	0,001	0,002	0,031	6
Zuurstof	0,000	0,000	0,000	30
Doorzicht	0,028	0,012	0,028	25
Geleidendheid	0,304	0,511	0,206	11
Temperatuur water	0,005	0,011	0,016	7
Zuurgraad	0,734	0,637	0,535	16
Chloride	0,000	0,000	0,000	29
Sulfaat	0,006	0,028	0,008	28

Uit tabel 6.3 blijkt dat voor 8 van de 11 bij deze vergelijking betrokken parameters de nulhypothese van gelijke trendgrootte wordt verworpen met elk van de drie toetsen.
Uit deze nadere analyse concluderen wij dat de ontwikkeling van de waterkwaliteit vanaf 2003 in veel gevallen minder dynamiek kende dan in de periode daarvoor en dat het geconstateerde verschil in percentage gedetecteerde trends niet is veroorzaakt door een verschil in onderscheidend vermogen.

Figuur 6.1: Per parameter de boxplot van de trendgrootte over de lange termijn en over de korte termijn, alsmede hun verschil.



Literatuur

Alden, R.W., Perry, E.S. and Lane, M.F. (2000). *A Comparison of Analytical Techniques for Determining Trends in Chesapeake Bay Water Quality Monitoring Program Data.* AMRL Technical Report # 3114. Applied Marine Research Laboratory, Norfolk, VA.

Baggelaar, P.K. en Van der Meulen, E.C.J. (2009): *Historische en toekomstige ontwikkelingen chloridebelasting in het traject Lobith tot Andijk*. Rapport voor RIWA-Rijn, Vereniging van Rijnwaterbedrijven, augustis 2009, 108 blz.

Baggelaar, P.K. en Van der Meulen, E.C.J. (2010): *Trendanalist Gebruikershandleiding*. Icastat Statistisch Adviesbureau, Amstelveen en AMO Adviesbureau Modellering en Optimalisatie, Hengelo, maart 2010, 39 blz.

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976): *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden Day, San Francisco.

Cleveland, W.S. (1979): *Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots*. Journal of American Statistical Association 74, blz. 829 – 836.

Conover, W.J. (1980): *Practical nonparametric statistics*. John Wiley, New York.

Helsel, D.R. and Hirsch, R.M. (1992): *Statistical Methods in Water Resources*. Studies in Environmental Science 49. Elsevier, Amsterdam, 510 blz.

Hirsch, R.M., Slack, J.R. and Smith, R.A. (1982): *Techniques of trend analysis for monthly water quality data*. Water Resources Research, vol. 18, no. 1, February 1982, blz. 107 – 121.

Hirsch, R.M. and Slack, J.R. (1984): *A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence*. Water Resources Research, vol. 20, no. 6, blz. 727 - 732.

Kendall, M.G. (1938): *A new measure of rank correlation*. Biometrika, 30, 1938, blz. 81 - 93.

Kendall, M.G. (1975): *Rank Correlation Methods*. Charles Griffin, London, 1975.

Lilliefors, H.W. (1967): *On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown*. Journal of the American Statistical Association, 62, blz. 399 – 402.

Lilliefors, H.W. (1969): *Correction to the paper: On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown*. Journal of the American Statistical Association, 64, blz. 1702.

Ljung, G.M and Box, G.E.P (1978): *On a measure of lack of fit in time series models*. Biometrika, 65, blz. 297 – 303.

Mann, H.B. (1945): *Non-parametric tests against trend*. Econometrica 13, blz. 245 - 259, 1945.

Sen, P.K. (1968): *Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau*. Journ. Am. Statist. Assoc., 63, blz. 1379 - 1389, 1968.

Stoffer, D.S. and Toloi, C.M.C. (1992): *A note on the Ljung-Box-Pierce portmanteau statistic with missing data*. Statistics & probability Letters 13 (1992), blz. 391 – 396.

Theil, H. (1950): *A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, 1,2 and 3*. Ned. Akad. Wetensch. Proc., 53, blz. 386 - 392, 521 - 525 en 1397 - 1412.

Bijlage 1: Toelichting op de uitgevoerde statistische trendanalyse

Trendanalyse is een statistische techniek om objectief vast te kunnen stellen of een bepaalde meetreeks een trend vertoont, waarbij tevens een schatting voor de grootte van de trend wordt gegeven. Onder het begrip trend verstaan we hier een permanente of semi-permanente verandering van het niveau van de meetreeks over een tijdshorizon van tenminste enkele jaren. Seizoensmatige veranderingen en kortstondige calamiteiten vallen daar dus niet onder.

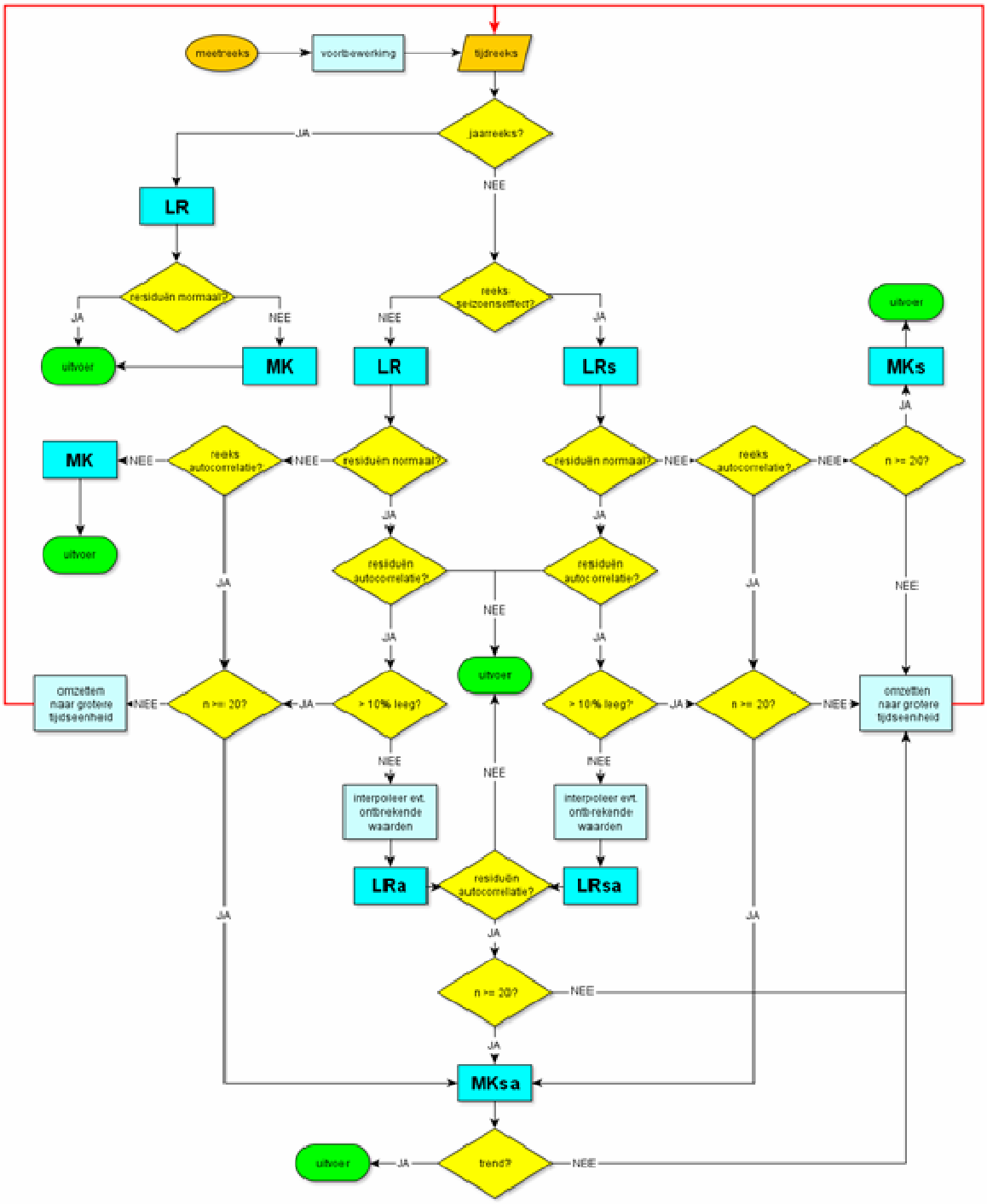
Een statistische trendanalyse omvat per geanalyseerde reeks twee onderdelen, namelijk:
(1) trenddetectie, leidend tot een uitspraak over het al of niet optreden van een statistisch significante trend;
(2) trendkwantificering, leidend tot een schatting van de grootte van de trend (uitgedrukt als verandering per jaar).

1. Het programma *Trendanalist*

De trendanalyse is uitgevoerd met behulp van het door ons ontwikkelde programma *Trendanalist* [Baggelaar en Van der Meulen, 2010]. Het is speciaal ontwikkeld voor milieuonderzoek en kan dus ook rekening houden met de specifieke eigenschappen van variabelen van de oppervlaktewaterkwaliteit, zoals een niet-normale kansverdeling (al of niet door uitschieters), autocorrelatie, seizoenseffecten, gecensureerde meetwaarden en ontbrekende meetwaarden.

Afhankelijk van de statistische karakteristieken van de betreffende meetreeks (kansverdeling, autocorrelatie en/of seizoenseffecten) hanteert *Trendanalist* de trenddetectietoets en bijborende trendschatter die het best aansluiten op die karakteristieken, volgens het stroomschema van figuur b1.1. Daarbij kiest het interne expertsysteem van *Trendanalist* uit een zestal trenddetectietoetsen en een viertal daarop aansluitende trendschatters. Het betreft drie toetsen die gebaseerd zijn op de lineaire regressietoets en drie toetsen die gebaseerd zijn op de Mann-Kendall-toets, het verdelingsvrije equivalent van de lineaire regressietoets. Van beide toetssoorten zijn aangepaste versies beschikbaar om ook rekening te kunnen houden met seizoenseffecten en/of autocorrelatie. Deze flexibele aanpak geeft maatwerk en garandeert per reeks een maximaal onderscheidend vermogen bij de trenddetectie en ook een maximale precisie bij het trendschatten. Dit bewerkstelligt dat de in de meetreeksen aanwezige informatie – die vaak een grote inspanning aan bemonsterings- en analysekosten heeft gevergd – zo goed mogelijk wordt benut.

Figuur b1.1: De keuzeprocedure die het interne expertsysteem van Trendanalist volgt, om te bewerkstelligen dat voor elke meetreeks de meest geschikte trenddetectietoets wordt gehanteerd.



De verschillende onderdelen van de selectieprocedure zijn onderscheiden door vormen en kleuren: | oranje ellips: invoer | oranje parallellogram: bewerkte invoer | lichtblauwe rechthoek: actie | gele ruit: beslismoment | blauwe rechthoek: trendtoets | groene ellips: uitvoer |

Trendtoetsen: | **LR**: lineaire regressie | **MK**: Mann-Kendall-toets | **s**: met verdiscontering seizoenseffecten | **a**: met verdiscontering autocorrelatie | **sa**: met verdiscontering seizoenseffecten en autocorrelatie |

Hoofdlijnen van de selectieprocedure

Eerst wordt de meetreeks voorbewerkt en vervolgens omgezet tot een tijdreeks .
Als het een jaarreeks betreft wordt de lineaire regressietoets (LR) toegepast, maar het resultaat daarvan wordt alleen gepresenteerd als op basis van toetsing mag worden aangenomen dat de modelresiduën afkomstig zijn uit een normale kansverdeling, anders wordt de Mann-Kendall-toets (MK) toegepast. Er wordt hierbij aangenomen dat autocorrelatie op jaarbasis geen of een verwaarloosbare rol speelt.
Als het geen jaarreeks betreft, wordt eerst getoetst of de reeks seizoenseffecten vertoont. Als er geen sprake is van seizoenseffecten wordt de lineaire regressietoets (LR) toegepast, anders wordt de lineaire regressietoets met verdiscontering van seizoenseffecten (LRs) toegepast. In beide gevallen wordt het toetsresultaat alleen gepresenteerd als op basis van statistische toetsing mag worden aangenomen dat de modelresiduën afkomstig zijn uit een normale kansverdeling en tevens geen autocorrelatie vertonen. Anders wordt één van de volgende paden gevolgd:

- Modelresiduën niet normaal verdeeld en uit toetsing blijkt dat de tijdreeks geen autocorrelatie vertoont – Er wordt dan de bijpassende verdelingsvrije toets toegepast, namelijk de Mann-Kendall-toets (MK), of de Mann-Kendall-toets met verdiscontering van seizoenseffecten (MKs), zij het die laatste alleen als de tijdreeks minstens 20 waarden bevat, anders wordt deze omgezet naar een grotere tijdseenheid en wordt de selectieprocedure opnieuw doorlopen.
- Modelresiduën niet normaal verdeeld en uit toetsing blijkt dat de tijdreeks autocorrelatie vertoont – Als de tijdreeks minstens 20 waarden bevat wordt de Mann-Kendall-toets met verdiscontering van seizoenseffecten en autocorrelatie (MKsa) toegepast, anders wordt deze omgezet naar een grotere tijdseenheid en wordt de selectieprocedure opnieuw doorlopen.
- Modelresiduën normaal verdeeld, maar ze vertonen autocorrelatie – Als de tijdreeks meer dan 10% lege tijdseenheden omvat en minstens 20 waarden bevat, wordt de Mann-Kendall-toets met verdiscontering van seizoenseffecten en autocorrelatie (MKsa) toegepast. Als de tijdreeks meer dan 10% lege tijdseenheden omvat en minder dan 20 waarden bevat, wordt deze omgezet naar een grotere tijdseenheid en wordt de selectieprocedure opnieuw doorlopen. Maar als de tijdreeks hooguit 10% lege tijdseenheden omvat worden eventueel ontbrekende waarden geïnterpoleerd[7] en wordt de lineaire regressietoets met verdiscontering van autocorrelatie (LRa), of de lineaire regressietoets met verdiscontering van seizoenseffecten en autocorrelatie (LRsa) toegepast. Als uit toetsing blijkt de modelresiduën dan nóg autocorrelatie vertonen, wordt de Mann-Kendall-toets met verdiscontering van seizoenseffecten en autocorrelatie (MKsa) toegepast, mits de tijdreeks minstens 20 waarden bevat, anders wordt deze omgezet naar een grotere tijdseenheid en wordt de selectieprocedure opnieuw doorlopen. Een resterende autocorrelatie kan immers zijn veroorzaakt door een niet-lineaire trend en de MKsa-toets kan daar mee overweg.

Voor een aantal tijdreeksen zal bij het doorlopen van de selectieprocedure de Mann-Kendall-toets met verdiscontering van seizoenseffecten en autocorrelatie (MKsa) de meest geschikte trendtoets blijken. Maar als die toets geen statistisch significante trend (of stijging of daling) detecteert, zal *Trendanalist* de tijdreeks omzetten naar de eerstvolgende grotere tijdseenheid en de selectieprocedure opnieuw doorlopen. Het is namelijk gebleken dat het onderscheidend vermogen van deze toets in bepaalde gevallen dermate gering is, dat het loont de tijdreeks om te zetten naar een grotere tijdseenheid, aangezien dan wellicht een andere, krachtigere trendtoets kan worden toegepast [Baggelaar en Baggelaar, 1991].

[7] Het interpoleren van ontbrekende waarden gebeurt met behulp van het voor die tijdreeks van toepassing zijnde lineaire regressiemodel. Dit wordt ook wel aangeduid als imputeren.

Trendanalist zal voor een meetreeks het resultaat presenteren van de laatste trendtoets die bij het doorlopen van de selectieprocedure is toegepast.

De onderdelen van de selectieprocedure worden in het nu volgende toegelicht.

2. Trenddetectie met *Trendanalist*

Om tot objectieve en zo krachtig mogelijk trenddetectie te komen, wordt voor elke meetreeks de trenddetectietoets gehanteerd die het best aansluit op de karakteristieken van die reeks. De daartoe in *Trendanalist* ter beschikking staande trendtoetsen zijn in te delen in twee groepen, namelijk:

1. de *lineaire regressietoets* en zijn uitbreidingen;
2. de *Mann-Kendall-toets* en zijn uitbreidingen.

Een toets uit de eerste groep is van toepassing als de waarden van de meetreeks afkomstig zijn uit een normale kansverdeling. Als dat niet het geval is, is een toets uit de tweede groep van toepassing. Voor beide groepen zijn de uitbreidingen bedoeld om ook rekening te kunnen houden met seizoenseffecten en/of autocorrelatie.
In het nu volgende worden de verschillende trendtoetsen toegelicht.

2.1. Lineaire regressietoets en zijn uitbreidingen

Als de waarden van de beschouwde variabele afkomstig zijn uit een normale verdeling en geen seizoenseffecten en geen autocorrelatie vertonen, dan kan de lineaire regressietoets worden toegepast. Het daarbij gehanteerde model luidt als volgt:

$$Z_t = b_0 + b_1 \cdot X_t + e_t$$

met Z de waarden van de beschouwde variabele, b_0 het geschatte intercept, b_1 de geschatte lineaire helling, X de tijd [jaar, inclusief jaarfractie], t de tijdsindex en tenslotte e het modelresidu. De toetsingsgrootheid T wordt berekend als:

$$T = \frac{b_1}{stft[b_1]}$$

met $stft[b_1]$ de standaardfout van de schatter van de lineaire helling. Als de modelresiduën ($e_1 ... e_n$) afkomstig zijn uit dezelfde normale kansverdeling en tevens onafhankelijk van elkaar zijn, mogen we met 100%·(1-α) betrouwbaarheid spreken van een trend, als geldt:

$$|T| > t_{(1-a/2,n-2)} \text{ bij tweezijdig toetsen}$$

$$T > t_{(1-a,n-2)} \text{ bij eenzijdig toetsen op een positieve trend}$$

$$T < t_{(a,n-2)} \text{ bij eenzijdig toetsen op een negatieve trend}$$

met $t_{(1-\alpha/2,n-2)}$, $t_{(1-\alpha,n-2)}$ en $t_{(\alpha,n-2)}$ de Student-t-waarden met een eenzijdige onderschrijdingskans van respectievelijk 1-α/2, 1-α en α bij n-2 vrijheidsgraden (n is hier het aantal waarden in de reeks).

Als de waarden van de beschouwde variabele afkomstig zijn uit een normale verdeling en tevens seizoenseffecten en/of autocorrelatie vertonen, dan dient daarmee rekening te worden gehouden. Er moet dan worden getoetst op trend met uitgebreidere vormen van het lineaire regressiemodel.
Als er alleen sprake is van seizoenseffecten kan worden getoetst op trend met het volgende model:

$$Z_t = b_0 + b_1 \cdot X_t + \sum_{i=2}^{s} (g_i \cdot I_i) + e_t$$

met Z de waarden van de beschouwde variabele, b_0 het geschatte intercept, b_1 de geschatte lineaire helling, X de tijd [jaar, inclusief jaarfractie], t de tijdsindex, s het aantal waarden per jaar (te interpreteren als het aantal seizoenen), i de seizoensindex, γ de seizoensinvloed,

I de seizoensindicator (deze is 1 als X_t in seizoen i valt en anders 0) en tenslotte e het modelresidu.
Het eerste seizoen is niet opgenomen in dit uitgebreide model, zodat zijn (eventuele) effect zal zijn gevat in de schatting van het intercept (b_0). Een relevant seizoenseffect zal daardoor tot uiting komen in een statistisch significante invloed (γ_i) van minstens één van de andere seizoenen. De geschatte grootte van deze invloed vertegenwoordigt dan het verschil tussen het seizoenseffect van seizoen i en dat van het eerste seizoen.

Als er alleen sprake is van autocorrelatie kan worden getoetst op trend met het volgende model:

$$Z_t = b_0 + b_1 \cdot X_t + N_t$$
$$N_t = f_1 \cdot N_{t-1} + e_t$$

met Z de waarden van de beschouwde variabele, b_0 het geschatte intercept, b_1 de geschatte lineaire helling, X de tijd [jaar, inclusief jaarfractie], t de tijdsindex en tenslotte N, de ruis van het model. De autocorrelatie van de ruis wordt beschreven door het tweede deel van het model, met e het modelresidu en f_1 de 1e-orde autoregressieve modelparameter [Box and Jenkins, 1976].

Als er zowel sprake is van seizoenseffecten als van autocorrelatie kan worden getoetst op trend met het volgende model:

$$Z_t = b_0 + b_1 \cdot X_t + \sum_{i=2}^{s} (g_i \cdot I_i) + N_t$$
$$N_t = f_1 \cdot N_{t-1} + e_t$$

met Z de waarden van de beschouwde variabele, b_0 het geschatte intercept, b_1 de geschatte lineaire helling, X de tijd [jaar, inclusief jaarfractie], t de tijdsindex, s het aantal waarden per jaar (te interpreteren als het aantal seizoenen), i de seizoensindex, γ de seizoensinvloed, I de seizoensindicator (deze is 1 als T_t in seizoen i valt en anders 0), N de ruis van het model, e het modelresidu en f_1 de 1e-orde autoregressieve modelparameter [Box and Jenkins, 1976]. Een dergelijk model is al eerder voorgesteld door [Duin, 1993].

Om te kunnen toetsen op trend met één van deze uitgebreidere lineaire regressiemodellen, moeten de modelresiduën ($e_1 ... e_n$) afkomstig zijn uit dezelfde normale kansverdeling en tevens onafhankelijk van elkaar zijn. Het toetsen gaat dan als beschreven voor het eenvoudige model, zij het dat het aantal vrijheidsgraden niet meer gelijk is aan n-2, maar aan n-k, waarbij k het aantal gehanteerde modelparameters is.

2.2. Mann-Kendall-toets en zijn uitbreidingen

De Mann-Kendall-toets op trend is verdelingsvrij en stelt dus geen voorwaarden aan het soort kansverdeling waar de waarden uit afkomstig zijn. De vooronderstellingen zijn dat de waarden nóch seizoenseffecten, nóch autocorrelatie vertonen. De toetsingsgrootheid S wordt berekend als [Mann, 1945, Kendall, 1938 en 1975]:

$$S = \sum_{t=1}^{n-1} \sum_{k=t+1}^{n} \mathrm{sgn}[Z_k - Z_t]$$

met Z de waarden van de beschouwde variabele, t en k waarden van de tijdsindex, n het aantal waarden en sgn[ ] de signum-functie, volgens:

$$\mathrm{sgn}[q] = 1 \quad \text{als} \quad q > 0$$
$$\mathrm{sgn}[q] = 0 \quad \text{als} \quad q = 0$$
$$\mathrm{sgn}[q] = -1 \quad \text{als} \quad q < 0$$

De nulhypothese luidt dat de waarden $Z_1...Z_n$ afkomstig zijn uit n onderling onafhankelijke en identieke kansverdelingen en dat er dus geen trend bestaat. Voor $n \leq 10$ is er een tabel beschikbaar met kritische waarden voor S onder de nulhypothese. Voor $n > 10$ zal S onder de nulhypothese een asymptotisch normale verdeling volgen en kan de volgende benadering worden gehanteerd. Onder de nulhypothese geldt voor de verwachtingswaarde en de variantie van S respectievelijk:

$$\mathrm{E}[S] = 0 \quad \text{en} \quad \mathrm{Var}[S] = \frac{n \cdot (n-1) \cdot (2n+5)}{18}$$

Hieruit kunnen we, met behulp van een continuïteitscorrectie, de gestandaardiseerde toetsingsgrootheid T berekenen, als:

$$T = \frac{S-1}{\sqrt{Var[S]}} \quad \text{als} \quad S > 0$$

$$T = 0 \quad \text{als} \quad S = 0$$

$$T = \frac{S+1}{\sqrt{Var[S]}} \quad \text{als} \quad S < 0$$

Onder de nulhypothese ('géén trend') volgt T een standaardnormale kansverdeling. We mogen met 100%·(1-α) betrouwbaarheid spreken van een trend, als geldt:

$$|T| > U_{(1-a/2)} \text{ bij tweezijdig toetsen}$$

$$T > U_{(1-a)} \text{ bij eenzijdig toetsen op een positieve trend}$$

$$T < U_{(a)} \text{ bij eenzijdig toetsen op een negatieve trend}$$

met $U_{(1-\alpha/2)}$, $U_{(1-\alpha)}$ en $U_{(\alpha)}$ de waarde van de standaardnormale kansverdeling met een eenzijdige onderschrijdingskans van respectievelijk 1-α/2, 1-α en α.

Als er gelijke waarden[8] voorkomen, zal Trendanalist daarvoor corrigeren bij het berekenen van de variantie van S. Gelijke waarden kunnen bijvoorbeeld voorkomen als er meerdere gecensureerde waarden in een reeks voorkomen. *Trendanalist* zet elke gecensureerde waarde namelijk op de helft van de hoogste rapportagegrens en als er enkele gecensureerde waarden voorkomen ontstaan er dus enkele gelijke waarden.

De seizoenale Mann-Kendall-toets is een multivariate uitbreiding van de Mann-Kendall-toets voor het geval een reeks, waarvan de waarden niet afkomstig zijn uit een normale kansverdeling, seizoenseffecten vertoont [Hirsch et al., 1982]. De nulhypothese van de Mann-Kendall-toets, dat de waarden $Z_1...Z_n$ afkomstig zijn uit n onderling onafhankelijke en identieke kansverdelingen, is dan immers te beperkt. Want door de seizoenseffecten zullen de verdelingen afhangen van de tijd van het jaar en dus niet meer identiek zijn. De multivariate uitbreiding houdt in dat voor elk afzonderlijk seizoen een toetsingsgrootheid S_g wordt berekend, volgens:

$$S_g = \sum_{i=1}^{n_g-1} \sum_{k=i+1}^{n_g} \mathrm{sgn}[Z_{kg} - Z_{ig}]$$

met g de index voor het seizoen, n_g het aantal jaren met een waarde in seizoen g en i en k indices voor het jaar. Vervolgens wordt door sommatie van alle S_g-waarden de toetsingsgrootheid S^* verkregen:

$$S^* = \sum_{g=1}^{s} S_g$$

met s het aantal seizoenen in een jaar. De nulhypothese luidt nu dat de waarden van de reeks afkomstig zijn uit n onderling onafhankelijke kansverdelingen, die voor een bepaald

[8] In het Engels worden deze aangeduid als 'ties', of 'tied data'.

seizoen tevens identiek zijn. En de alternatieve hypothese luidt dat voor één of meer seizoenen de kansverdelingen niet identiek zijn, wat neerkomt op een monotone trend in één of meer seizoenen. Onder de nulhypothese geldt voor de verwachtingswaarde van S^*:

$$\mathrm{E}[S^*] = \sum_{g=1}^{s} \mathrm{E}[S_g] = 0$$

en voor de variantie van S^*:

$$\mathrm{Var}[S^*] = \sum_{g=1}^{s} \mathrm{Var}[S_g] + \sum_{g=1}^{s} \sum_{h \neq g}^{s} \mathrm{Cov}[S_g, S_h]$$

Vanwege de onderlinge onafhankelijkheid geldt $\mathrm{Cov}[S_g,S_h]=0$, waardoor bovenstaande formule reduceert tot:

$$\mathrm{Var}[S^*] = \sum_{g=1}^{s} \mathrm{Var}[S_g] = \sum_{g=1}^{s} \frac{n_g \cdot (n_g - 1) \cdot (2 n_g + 5)}{18}$$

Als het product van het aantal seizoenen (met beschikbare waarden) en het aantal jaren minstens 20 bedraagt, zal S^* onder de nulhypothese een asymptotisch normale verdeling volgen en kan de volgende benadering worden gehanteerd. Uit S^* kan, met behulp van een continuïteitscorrectie, de gestandaardiseerde toetsingsgrootheid T worden berekend, als:

$$T = \frac{S^* - 1}{\sqrt{Var[S^*]}} \quad \text{als} \quad S^* > 0$$

$$T = 0 \quad \text{als} \quad S^* = 0$$

$$T = \frac{S^* + 1}{\sqrt{Var[S^*]}} \quad \text{als} \quad S^* < 0$$

Onder de nulhypothese ('géén trend') volgt T een standaardnormale kansverdeling. We mogen met 100%·(1-α) betrouwbaarheid spreken van een trend, als geldt:

$|T| > U_{(1-a/2)}$ bij tweezijdig toetsen

$T > U_{(1-a)}$ bij eenzijdig toetsen op een positieve trend

$T < U_{(a)}$ bij eenzijdig toetsen op een negatieve trend

met $U_{(p)}$ de waarde van de standaardnormale kansverdeling met eenzijdige onderschrijdingskans p.

De seizoenale Mann-Kendall-toets met verdiscontering van autocorrelatie is een verdere uitbreiding van de seizoenale Mann-Kendall-toets voor het geval een reeks, waarvan de waarden niet afkomstig zijn uit een normale kansverdeling, behalve seizoenseffecten ook autocorrelatie vertoont [Hirsch and Slack, 1984]. Vanwege de autocorrelatie geldt nu niet $\mathrm{Cov}[S_g,S_h]=0$, zodat deze bij het schatten van de variantie van S^* wel degelijk een rol speelt, volgens:

$$\mathrm{Var}[S^*] = \sum_{g=1}^{s} \mathrm{Var}[S_g] + \sum_{g=1}^{s} \sum_{h \neq g}^{s} \mathrm{Cov}[S_g, S_h]$$

Als het product van het aantal seizoenen (met beschikbare waarden) en het aantal jaren minstens 20 bedraagt, zal S^* onder de nulhypothese een asymptotisch normale verdeling volgen en kan worden getoetst met de gestandaardiseerde toetsingsgrootheid T, zoals beschreven bij de (gewone) Mann-Kendall-toets.

Om er van uit te kunnen gaan dat het empirische significantieniveau in de buurt ligt van het nominale significantieniveau, dient het product van het aantal seizoenen (met beschikbare waarden) en het aantal jaren minstens 60 te bedragen.

Correcties voor ontbrekende waarden en voor gelijke waarden
Trendanalist zal zowel in het geval van ontbrekende waarden als in het geval van gelijke waarden specifieke correcties uitvoeren bij de berekeningen.

3. Trendkwantificering met *Trendanalist*

Voor wat betreft de trendkwantificering is per tijdreeks de grootte van de trend geschat als de lineaire regressiehelling (in het geval van een normale kansverdeling), met Theil's helling (in het geval van een niet-normale kansverdeling en geen seizoenseffecten), of met Kendall's seizoenshelling (in het geval van een niet-normale kansverdeling en wel seizoenseffecten), ongeacht of er een statistisch significante trend in de tijdreeks is gedetecteerd. Aangezien ook bij de keuze voor een trendtoets wordt afgegaan op kansverdeling, seizoenseffecten en autocorrelatie, zijn altijd dezelfde combinaties van trendtoets en trendschatter gehanteerd. Deze combinaties zijn vermeld in tabel b1.1.

Tabel b1.1: De vaste combinaties van trendtoets en trendschatter die door Trendanalist worden gehanteerd.

Trendtoets	Trendschatter
(Uitgebreide) lineaire regressie	Lineaire regressiehelling
Mann-Kendall	Theil's helling
Seizoenale Mann-Kendall	Kendall's seizoenshelling
Seizoenale Mann-Kendall met verdiscontering autocorrelatie	Kendall's seizoenshelling

In het geval van een niet-normale kansverdeling en geen seizoenseffecten (bijvoorbeeld doordat de tijdseenheid een jaar of meer bedraagt), wordt een trend door *Trendanalist* geschat als Theil's helling, b_{Th} [Theil, 1950, Sen, 1968]. Dit is de mediaan van alle mogelijke hellingen tussen de afzonderlijke waarden in de tijdreeks:

$$b_{Th} = \text{mediaan}\left[\frac{Z_t - Z_k}{T_t - T_k} \text{ voor alle } 1 \le k < t \le n\right]$$

met Z de waarden van de beschouwde variabele, T de tijd, t en k waarden van de tijdsindex en n het aantal waarden in de reeks.

In het geval van een niet-normale kansverdeling en wel seizoenseffecten, wordt een trend door *Trendanalist* geschat als Kendall's seizoenshelling [Sen, 1968; Hirsch et al., 1982], gedefinieerd als:

$$b_{Ks} = \text{mediaan}\left[\frac{Z_{tj} - Z_{kj}}{T_t - T_k} \text{ voor alle } 1 \le k < t \le n_j \text{ en voor } j = 1,...,s\right]$$

met b_{Ks} Kendall's seizoenshelling (eenheid/jaar) , Z de waarden van de beschouwde variabele, T de tijd, t en k waarden van de jaarindex, j de seizoensindex en n_j het aantal jaar met een tijdreekswaarde in seizoen j. Deze hellingen worden bepaald voor alle $1 \le k < t \le n_j$ en voor j=1,...s, met s het aantal tijdreekswaarden in een jaar (bij analyse op maandschaal is s bijvoorbeeld 12). Vervolgens wordt Kendall's seizoenshelling berekend als de mediaan van álle hellingen tussen tijdreekswaarden die precies een heel aantal jaren uit elkaar liggen.

Het is een niet-parametrische (of ook wel verdelingsvrije) schatter, vrij resistent tegen de invloed van extremen in de waarden, omdat de mediaan van alle individuele hellingen wordt gebruikt. Daarnaast wordt de schatter niet beïnvloed door seizoenseffecten, omdat de hellingen slechts worden bepaald voor waarden uit hetzelfde seizoen, die één of meer

jaren uit elkaar liggen. Verder is de schatter zuiver – dat wil zeggen zonder systematische fout - en met een grotere precisie dan lineaire regressie bij het soort tijdreeksen dat kenmerkend mag worden geacht voor parameters van de waterkwaliteit, dat wil zeggen met seizoenseffecten, autocorrelatie en een scheve kansverdeling [Hirsch et al., 1982].

Om de geschatte trend van een tijdreeks grafisch te kunnen weergeven in een trendlijn, is tevens een schatting van het intercept (b_0) nodig. Dit is het snijpunt van de trendlijn met de Y-as voor de tijdsindex $t = 0$.

Als er sprake is van een normale kansverdeling, dan maakt de schatting van het intercept deel uit van de schatting van het uitgebreide lineaire regressiemodel. Als er daarbij ook sprake is van een seizoenseffect, dan wordt het geschatte intercept gecorrigeerd voor het daarin vervatte seizoenseffect.

Als er geen sprake is van een normale kansverdeling, dan wordt het intercept verdelingsvrij geschat, volgens [Conover, 1980]:

$$b_0 = \text{mediaan}[\, Z_t \text{ voor } 1 \le t \le n \,] - b_1 \cdot \text{mediaan}[\, T_t \text{ voor } 1 \le t \le n \,]$$

met Z de waarden van de beschouwde variabele, T de tijd, t de tijdsindex, n het aantal waarden in de reeks en b_1 de geschatte helling (dit is dan Theil's helling of Kendall's seizoenshelling).

De resulterende trendlijn
Met het geschatte intercept en de geschatte helling kan tenslotte de trendlijn worden berekend, volgens:

$$\hat{Z}_t = b_0 + b_1 \cdot T_t$$

4. Automatische keuzeprocedure van *Trendanalist*

Om te bewerkstelligen dat voor elke meetreeks de meest geschikte trendtoets wordt gehanteerd, volgt de automaat van *Trendanalist* een keuzeprocedure (zie figuur b1.1). Deze wordt in het nu volgende stapsgewijs toegelicht.

Stap 1: Voorbewerking meetreeks
Meetreeksen van milieuvariabelen zijn zelden direct geschikt voor trendanalyse, vanwege uitschieters, veranderingen in meetfrequentie, ontbrekende waarden, of gecensureerde waarden. *Trendanalist* zal daarom eerst elke meetreeks controleren op dergelijke ongewenste karakteristieken en vervolgens zonodig aanpassingen aanbrengen. In het nu volgende is aangegeven hoe dat geschiedt. Eerst wordt echter toegelicht met welke tijdseenheden *Trendanalist* de trendanalyse uitvoert.

Gehanteerde tijdseenheid bij de trendanalyse
Trendanalist voert alleen trendanalyses uit op tijdreeksen met één van de zeven in tabel b1.2 vermelde tijdseenheden.

Tabel b1.2: De tijdseenheden waarop Trendanalist trendanalyse kan uitvoeren.

Tijdseenheid	Aantal waarden per jaar
Vier weken	13
Maand	12
Twee maanden	6
Kwartaal	4
Vier maanden	3
Zes maanden	2
Jaar	1

De redenen waarom geen trendanalyse wordt uitgevoerd op tijdreeksen met een kortere tijdseenheid dan vier weken zijn:
1. eventuele seizoenseffecten zijn dan moeilijker te herkennen;
2. de autocorrelatie kan dan zulke grote vormen aannemen, dat elke trendtoets daardoor onbruikbaar wordt.

Bij de voorbewerking wordt elke meetreeks omgezet in een tijdreeks met één van de in tabel b1.1 vermelde tijdseenheden. De tijdseenheid die het best past bij een meetreeks is de eerste tijdseenheid die een tijdreeks oplevert met minder dan 30% ontbrekende waarden. De zoektocht begint bij de tijdseenheid die het dichtst bij het meest voorkomende meetinterval in de meetreeks ligt en als de tijdreeks minstens 30% ontbrekende waarden bevat wordt een grotere tijdseenheid genomen, totdat de reeks minder dan 30% ontbrekende waarden bevat.
Een speciaal geval is de keuze tussen de tijdseenheid Vier weken en de tijdseenheid Maand, aangezien die zeer dicht bij elkaar liggen. De tijdseenheid Vier weken wordt pas verkozen boven de tijdseenheid Maand als dit geen groter percentage ontbrekende waarden oplevert. Zo wordt vermeden dat er bij het omzetten van een meetreeks onnodig ontbrekende waarden in de resulterende tijdreeks worden gecreëerd.

Het omzetten van een meetreeks naar een tijdreeks geschiedt door alle waarden van de meetreeks die binnen de tijdseenheid van de tijdreeks vallen te vervangen door hun *mediaan*. Dit principe wordt ook gehanteerd om een tijdreeks om te zetten naar een tijdreeks met een grotere tijdseenheid.

Speciale criteria voor het omzetten naar een tijdreeks op jaarbasis
Als enige uitzondering mag bij de tijdseenheid 'Jaar' meer dan 30% van de jaren leeg zijn, op voorwaarde dat er wel minstens voor drie van de kalenderjaren een jaarwaarde is. De criteria die worden gehanteerd voor een jaarwaarde zijn:
a. als er in een kalenderjaar minstens twee meetwaarden voorkomen, dan is hun mediaan (of hun rekenkundig gemiddelde, als die optie door de gebruiker is geselecteerd) de jaarwaarde;
b. als er in een kalenderjaar maar één meetwaarde is, dan krijgt dat kalenderjaar geen jaarwaarde, tenzij er in geen van de andere kalenderjaren meer dan één meetwaarde voorkomt, want dan is de meetwaarde de jaarwaarde.

Op deze wijze wordt voorkomen dat er een tijdreeks ontstaat met zowel enkelvoudige meetwaarden als medianen (of gemiddelden) van meetwaarden. De statistische toetsen gaan er namelijk van uit dat alle waarden in de tijdreeks dezelfde nauwkeurigheid hebben en dat is niet het geval als er zowel meetwaarden als medianen van meetwaarden in de tijdreeks voorkomen. Dit zal overigens ook al niet het geval zijn – zij het in mindere mate - als de jaren sterk verschillende aantallen meetwaarden bevatten, maar het is moeilijk daar

passende criteria in het programma voor op te nemen. De gebruiker dient er daarom ook zelf op toe te zien dat er geen reeksen aan *Trendanalist* worden aangeboden met té sterk wisselende meetfrequenties.

Tijdstippen tijdreeks halverwege tijdseenheden
Bij het omzetten van een meetreeks naar een tijdreeks wordt elke tijdreekswaarde toegekend aan het tijdstip halverwege de betreffende tijdseenheid, waarbij de tijd wordt uitgedrukt als jaarfractie. Enkele voorbeelden ter verduidelijking:

- Bij omzetten van een meetreeks naar een tijdreeks op maandbasis, wordt bijvoorbeeld de tijdreekswaarde voor januari 2008 toegekend aan het tijdstip 2008,0416667, de tijdreekswaarde voor februari 2008 aan 2008,1250000, de tijdreekswaarde voor maart 2008 aan 2008,1666667, etcetera, met stappen van 0,0833333 (= 1/12).
- Bij omzetten van een meetreeks naar een tijdreeks op kwartaalbasis, wordt bijvoorbeeld de tijdreekswaarde voor het eerste kwartaal van 2008 toegekend aan het tijdstip 2008,125, de tijdreekswaarde voor het tweede kwartaal van 2008 aan 2008,375, de tijdreekswaarde voor het derde kwartaal van 2008,625, etcetera, met stappen van 0,250 (= 1/4).

Het is voor de gebruiker van belang dit te weten als hij/zij zelf ergens een trendlijn wil weergeven op basis van de met *Trendanalist* geschatte intercept en helling.

Voor een tijdreeks op jaarbasis gelden echter de volgende uitzonderingen op het bovenstaande.

1. Als er sprake is van een tijdreeks die is samengesteld uit een meetreeks met hooguit één meetwaarde per jaar, dan blijft het meettijdstip van een meetwaarde in de tijdreeks gehandhaafd. Dit voorkomt dat er een te grote vertekening van de trendlijn optreedt. Want als het meetinterval van een meetreeks met hooguit één meetwaarde per jaar soms sterk afwijkt van een jaar, treedt er vertekening op door het tijdreeksinterval vast te zetten op een jaar. Zo heeft de meetreeks met de meettijdstippen

   20 januari 2007 - 16 november 2008 - 23 februari 2009 - 19 april 2010 – 21 maart 2011

   hooguit één meetwaarde per jaar, maar het meetinterval varieert van 3 maanden tot 21 maanden.
2. Als er sprake is van een tijdreeks die is samengesteld uit een meetreeks met meerdere meetwaarden per jaar, dan wordt de mediaan van de meetwaarden binnen een jaar toegekend aan het mediane meettijdstip van de betrokken meetwaarden. Dit voorkomt misverstanden bij het visueel beoordelen van een tijdreeksplot, want bij toekenning van een jaarwaarde aan het midden van het jaar is de visuele beoordeling lastiger. Als de gebruiker heeft aangegeven dat bij het omzetten van een meetreeks naar een tijdreeks per tijdseenheid niet de mediaan, maar het rekenkundig gemiddelde van de meetwaarden moet worden gehanteerd (via 'Opties' en dan 'Middelingsmethode'), dan wordt het gemiddelde van de meetwaarden binnen een jaar toegekend aan het gemiddelde meettijdstip van de betrokken meetwaarden.

Gecensureerde waarden
Voor het omzetten van een meetreeks naar een tijdreeks worden alle gecensureerde waarden van een meetreeks standaard op de helft van de *hoogste* rapportagegrens van die reeks gezet. Ook niet-gecensureerde meetwaarden die lager zijn dan de hoogste rapportagegrens worden standaard op de helft van die grens gezet en zijn dan op te vatten als gecensureerde waarden. Deze aanpak kan informatieverlies en daarmee ook verlies aan onderscheidend vermogen geven, maar is nodig om het detecteren van kunstmatige trends te vermijden die louter zijn veroorzaakt door veranderingen van de rapportagegrens (zie bijvoorbeeld [Helsel and Hirsch, 1992]). Door deze voorbewerking kan het overigens

voorkomen dat een tijdreeks meer gecensureerde waarden bevat dan de oorspronkelijke meetreeks.

Als voldaan wordt aan beide volgende criteria, dan wordt een aangepaste aanpak gevolgd:
1) de meetreeks bevat slechts één waarde die is gecensureerd ten opzichte van de hoogste rapportagegrens én
2) er komt minstens één niet-gecensureerde waarde voor, die tussen de hoogste rapportagegrens en de op één na hoogste rapportagegrens ligt, of die onder de hoogste rapportagegrens ligt als dat de enige rapportagegrens in de meetreeks is.

Alleen als wordt voldaan aan beide criteria dan wordt de ene waarde die is gecensureerd ten opzichte van de hoogste rapportagegrens verwijderd en worden vervolgens alle waarden (zowel de gecensureerde als de niet-gecensureerde) die onder de één na hoogste rapportagegrens liggen standaard op de helft van die één na hoogste rapportagegrens gezet, tenzij de meetreeks maar één rapportagegrens omvat, in welk geval er na de verwijdering van de ene gecensureerde waarde ten opzichte van die grens geen verdere censuur plaatsvindt. Dit voorkomt onnodig informatieverlies door een slechts eenmalig voorkomende relatief hoge rapportagegrens.

We spreken na het omzetten van een meetreeks naar een tijdreeks van een gecensureerde tijdreekswaarde, als alle daaraan ten grondslag liggende meetreekswaarden gecensureerd zijn (hieronder vallen ook de aanvankelijk niet-gecensureerde meetwaarden onder de hoogste rapportagegrens, die bij de voorbewerking op de helft van die grens zijn gezet). Enkele voorbeelden:
- Een meetreeks met wekelijkse meetwaarden wordt omgezet naar een tijdreeks van vierwekelijkse waarden, door per periode van vier weken de mediaan van de daarbinnen vallende meetreekswaarden te nemen als tijdreekswaarde. Als in een bepaalde vierwekelijkse periode de meetreekswaarden alle gecensureerd zijn, wordt de resulterende tijdreekswaarde geclassificeerd als zijnde gecensureerd. Maar als één of meer van deze meetreekswaarden niet gecensureerd is, wordt de resulterende tijdreekswaarde geclassificeerd als zijnde niet-gecensureerd.
- Een meetreeks met hooguit één meetwaarde per kwartaal wordt omgezet naar een tijdreeks van kwartaalwaarden, door per kwartaal de daarbinnen vallende meetreekswaarde te nemen als tijdreekswaarde. Als deze meetreekswaarde gecensureerd is, wordt ook de tijdreekswaarde geclassificeerd als zijnde gecensureerd.

Als na het omzetten van een meetreeks naar een tijdreeks de tijdreeks voor 80% of meer bestaat uit gecensureerde tijdreekswaarden, dan is deze ongeschikt te achten voor trendanalyse. Deze reeks wordt na het uitvoeren van een automatische trendanalyse nog wel vermeld in het resultatenbestand, maar er wordt geen trendanalyse op uitgevoerd.

Verder adviseren wij om het resultaat van de trendanalyse niet mee te nemen als de tijdreeks meer dan 50% gecensureerde waarden bevat en er tevens geen statistisch significante trend is gedetecteerd. Dit is mede gebaseerd op bevindingen van [Alden et al., 2000], die met simulaties vaststelden dat de gebruikelijke toetsen op trend bij meer dan 50% gecensureerde waarden nog maar weinig onderscheidend vermogen hebben. Het niet detecteren van een trend heeft dan minder zeggingskracht dan gebruikelijk.

Vertoont de tijdreeks seizoenseffecten?

Als het geen jaarreeks betreft, zal *Trendanalist* nagaan of de tijdreeks seizoenseffecten vertoont, aan de hand van de Kruskal-Wallis-toets, het verdelingsvrije equivalent van éénweg-variantieanalyse.

Aangezien de Kruskal-Wallis-toets uitgaat van onafhankelijke waarden en beter zal werken op een trendloze reeks, zal *Trendanalist* de toets uitvoeren op een hulpreeks, die zo goed mogelijk aan die eisen voldoet. Deze hulpreeks wordt vervaardigd door:

1. de tijdreeks zo goed mogelijk van een eventuele trend te ontdoen, door van elke waarde de bijbehorende waarde van de trendlijn (met de Kendall-seizoenshelling) af te trekken;
2. als de voor trend gecorrigeerde tijdreeks meer dan één waarde per kwartaal bevat, deze om te zetten tot een reeks van kwartaalwaarden. Op kwartaalbasis zal er namelijk minder autocorrelatie optreden dan op vierwekelijkse, maandelijkse, of tweemaandelijkse basis. Het omzetten geschiedt door alle waarden van de voor trend gecorrigeerde tijdreeks die binnen een bepaald kwartaal vallen te vervangen door hun *mediaan*.

De Kruskal-Wallis-toets hanteert dan het volgende model:

$$Z'_{ij} = m + g_j + e_{ij}$$

met Z'_{ij} de waarde van de hulpreeks in jaar i (i=1...r) en seizoen j (j=1...s), m het populatiegemiddelde, γ het populatie-effect van seizoen j en e_{ij} de betreffende modelafwijking.
De nulhypothese ('géén seizoenseffecten') kan worden vertaald als:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = ... = \gamma_s$$

En de alternatieve hypothese luidt dat het populatie-effect van minstens één van de seizoenen ongelijk is aan dat van de andere seizoenen.

De procedure voor de toets kent dan de volgende stappen:

- rangschik de waarden Z'_{ij} van klein naar groot;
- ken deze waarden dan rangnummers R_{ij} toe (1...n, waarbij n=r·s);
- bereken de variantie van de rangnummers, volgens:

$$s_R^2 = \frac{1}{n-1}\left[\sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{s} R_{ij}^2 - \frac{n\cdot(n+1)^2}{s}\right]$$

- bereken de toetsingsgrootheid T volgens:

$$T = \frac{1}{s_R^2}\left[\sum_{j=1}^{s} \frac{R_{+j}^2}{r} - \frac{n\cdot(n+1)^2}{s}\right]$$

met R_{+j} de som van alle rangnummers in seizoen j.
Omdat T onder H_0 een χ^2-verdeling zal volgen met s-1 vrijheidsgraden, kan met 95% betrouwbaarheid worden aangenomen dat de reeks seizoenseffecten vertoont als geldt:

$$T > c^2_{(95\%,s-1)}$$

met $\chi^2_{(95\%,s-1)}$ de χ^2-waarde met een éénzijdige onderschrijdingskans van 95% bij s-1 vrijheidsgraden.

Zijn de modelresiduën normaal verdeeld?
Na toepassen van een lineair regressiemodel zal *Trendanalist* checken of de modelresiduën wel afkomstig zijn uit een normale kansverdeling. Daartoe wordt de Lilliefors-toets op normaliteit gehanteerd [Lilliefors, 1967 en 1969]. Dit is een aanpassing van de Kolmogorov-Smirnov-toets op normaliteit, voor díe gevallen waarin het gemiddelde en de standaardafwijking van de populatie moeten worden geschat uit de steekproefgegevens.

De toets berust op het vergelijken van de cumulatieve frequentieverdeling van de steekproef met die van de normale kansverdeling waar de steekproef volgens de nulhypothese uit afkomstig zou zijn. De cumulatieve frequentieverdeling van de steekproef ($F_s(e)$) wordt berekend door voor elk modelresidu (e_t, t=1,..., n) de empirische onderschrijdings-

kans te berekenen. Daartoe sorteren we eerst de modelresiduën van klein naar groot (e_r, r=1,..., n):

$$F_s(e_r) = \frac{r}{n}$$

Om de cumulatieve frequentieverdeling van de hypothetische normale kansverdeling ($F_P(e)$) te kunnen bepalen, moet eerst elk modelresidu (e_t, t=1,..., n) worden gestandaardiseerd, volgens:

$$u_t = \frac{e_t - \bar{e}}{s_e}$$

met $\bar{e}$ en s_e respectievelijk het gemiddelde en de standaardafwijking van de populatie modelresiduën, zoals geschat uit de steekproef. Vervolgens moet van elke u_t de eenzijdige onderschrijdingskans worden bepaald, zijnde de eenzijdige onderschrijdingskans van de waarde u_t van de standaardnormale kansverdeling.
De toetsingsgrootheid D van de Lilliefors-toets is vervolgens het maximale absolute verschil van beide cumulatieve frequentieverdelingen, volgens:

$$D = \max[\left|F_s(e) - F_p(e)\right|]$$

De kritische waarden voor D zijn voor verschillende steekproefgroottes en significantieniveaus getabelleerd. Er wordt getoetst op normaliteit met 95% betrouwbaarheid. Als D groter is dan de daarvoor geldende kritische waarde kunnen we er niet van uit gaan dat de modelresiduën afkomstig zijn uit een normale kansverdeling. De automaat van *Trendanalist* zal dan één van de verdelingsvrije Mann-Kendall-toetsen toepassen.

Vertonen de modelresiduën autocorrelatie?
Als uit de Lilliefors-toets is gebleken dat de residuën van het lineaire regressiemodel afkomstig zijn uit een normale kansverdeling, zal de automaat van *Trendanalist* vervolgens nagaan of de modelresiduën wellicht autocorrelatie vertonen. Daartoe wordt de Portmanteau-toets op autocorrelatie gehanteerd. Deze baseert zich op een som van de gekwadrateerde autocorrelatiecoëfficiënten van de modelresiduën. De autocorrelatiecoëfficiënt is een maat voor de lineaire samenhang tussen waarden die zijn gescheiden door een bepaald tijdsinterval. Voor tijdsinterval k wordt deze maat geschat als [Box and Jenkins, 1976]:

$$\hat{r}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} e_t \cdot e_{t+k}}{\sum_{t=1}^{n} e_t^{\,2}}$$

met $\hat{r}_k$ de geschatte autocorrelatiecoëfficiënt voor tijdsinterval k, e het modelresidu, t de tijdsindex en n het aantal modelresiduën. Als de tijdreeks geen lege tijdseenheden omvat, wordt de toetsingsgrootheid Q_M van de Portmanteau-toets berekend als [Ljung and Box, 1978]:

$$Q_M = n \cdot (n+2) \cdot \sum_{k=1}^{L} \frac{\hat{r}_k^{\,2}}{n-k}$$

met L het aantal tijdsintervallen waarover de autocorrelatie wordt beschouwd (zie onder) en n het aantal modelresiduën. Onder de nulhypothese ('géén autocorrelatie') zal Q_M afkomstig zijn uit een χ^2-verdeling met M vrijheidsgraden, berekend als $M = L - p$, met p het aantal parameters van het ruismodel van het lineaire regressiemodel (in ons geval is p maximaal 1). We mogen daarom met 95% betrouwbaarheid aannemen dat de modelresiduën autocorrelatie vertonen als geldt:

$$Q_M > c^2_{(95\%,M)}$$

met $\chi^2_{(95\%,M)}$ de waarde van de χ^2-verdeling met een eenzijdige onderschrijdingskans van 95% bij M vrijheidsgraden.

Als de tijdreeks daarentegen wél lege tijdeenheden omvat, wordt een aangepaste toetsingsgrootheid van de Portmanteau-toets gehanteerd, die wordt berekend als [Stoffer and Toloi, 1992]:

$$Q_M^* = n^2 \cdot \sum_{k=1}^{L} \frac{C_{a,k} \cdot \hat{r}_{e,k}^{\,2}}{n-k}$$

met:

$$C_{a,k} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} a_t \cdot a_{t+k}}{n-k}$$

waarbij $a_t = 0$ als de waarde voor tijdstip t ontbreekt, anders is $a_t = 1$.
En met:

$$\hat{r}_{e,k} = \frac{\hat{C}_{z,k} \cdot C_{a,0}}{C_{a,k} \cdot \hat{C}_{z,0}}$$

en:

$$\hat{C}_{z,k} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} z_t \cdot z_{t+k}}{n}$$

waarin $z_t = a_t \cdot e_t$ en e_t het modelresidu voor tijdstip t.

Het aantal tijdsintervallen waarover de autocorrelatie wordt beschouwd (L) is in *Trendanalist* ingesteld op tweemaal het aantal tijdseenheden per jaar, echter met als minimum 5 en als maximum 15. Dus bij de tijdseenheden Vier weken en Maand is L 15 en bij Twee maanden is deze 12, bij Kwartaal is deze 8, bij Vier maanden is deze 6 en bij Zes maanden is deze 5. Er wordt aangenomen dat er bij de tijdseenheid Jaar geen storende autocorrelatie optreedt.

Vertoont de tijdreeks autocorrelatie?
Als uit de Lilliefors-toets is gebleken dat de modelresiduën van de lineaire regressietoets niet afkomstig zijn uit een normale kansverdeling, moet één van de verdelingsvrije Mann-Kendall-toetsen worden gebruikt. Om daarbij tot de geschikte selectie te kunnen komen, moet worden nagegaan of de tijdreeks autocorrelatie vertoont. Daartoe hanteert *Trendanalist* de runstoets, een verdelingsvrije toets. Aangezien het hierbij gaat om de autocorrelatie die resteert nadat de tijdreeks is ontdaan van een eventuele trend en eventuele seizoenseffecten, zal *Trendanalist* de toets uitvoeren op een hulpreeks, die zo goed mogelijk is ontdaan van die karakteristieken. Deze hulpreeks wordt vervaardigd door:

1. de tijdreeks eerst zo goed mogelijk van een eventuele trend te ontdoen, door van elke waarde de bijbehorende waarde van de trendlijn (met de Kendall-seizoenshelling) af te trekken;
2. indien er sprake is van seizoenseffecten (volgens de aan het begin uitgevoerde Kruskal-Wallis-toets) zal *Trendanalist* van deze reeds voor trend gecorrigeerde reeks per seizoen de mediaan berekenen en vervolgens van elke reekswaarde de bijbehorende seizoensmediaan aftrekken.

We definiëren een 'run' als een aaneengesloten groep waarden die alle aan dezelfde kant van de mediaan van de reeks liggen. De toetsingsgrootheid van de runstoets is het aantal runs (r), met verwachtingswaarde:

$$\mathrm{E}[r] = 1 + \frac{2n_1 \cdot n_2}{n_1 + n_2}$$

en variantie:

$$\mathrm{Var}[r] = \frac{2n_1 \cdot n_2 \cdot (2n_1 \cdot n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2 \cdot (n_1 + n_2 - 1)}$$

met n_1 het aantal waarden groter dan of gelijk aan de mediaan en n_2 het aantal waarden kleiner dan de mediaan. Als het aantal waarden groter is dan 50, kan er van worden uitgegaan dat r onder de nulhypothese ('géén autocorrelatie') een normale kansverdeling volgt. Uit r kan dan, mede met behulp van een continuïteitscorrectie, de gestandaardiseerde toetsingsgrootheid Tr worden berekend, als:

$$T_r = \frac{r - 0{,}5 - \mathrm{E}[r]}{\sqrt{\mathrm{Var}[r]}} \text{ als } r - \mathrm{E}[r] > 0$$

$$T_r = \frac{r - \mathrm{E}[r]}{\sqrt{\mathrm{Var}[r]}} \text{ als } r - \mathrm{E}[r] = 0$$

$$T_r = \frac{r + 0{,}5 - \mathrm{E}[r]}{\sqrt{\mathrm{Var}[r]}} \text{ als } r - \mathrm{E}[r] < 0$$

Onder de nulhypothese zal T_r een standaardnormale kansverdeling volgen. We mogen daarom met 95% betrouwbaarheid aannemen dat de reeks autocorrelatie vertoont als voor de absolute waarde van T_r geldt:

$$|T_r| > U_{(97{,}5\%)}$$

met $U_{(97,5\%)}$ de waarde van de standaardnormale kansverdeling met een eenzijdige onderschrijdingskans van 97,5%.
Als het aantal waarden daarentegen niet groter is dan 50, wordt de tweezijdige overschrijdingskans bepaald van het aantal runs r, uitgaande van de binomiale kansverdeling. Als die tweezijdige overschrijdingskans kleiner is dan 5%, mogen we met 95% betrouwbaarheid aannemen dat de reeks autocorrelatie vertoont.

Bijlage 2: Trendpalet startjaar 1990

Toelichting op het trendpalet
Elke cel geeft met een kleur het oordeel over een trend, per combinatie van meetpunt (rij) en parameter (kolom). Als er geen statistisch significante trend is gedetecteerd (hier met 95% betrouwbaarheid), dan is de cel geel gekleurd. Een statistisch significante verbetering is groen gekleurd en een statistisch significante verslechtering is oranje gekleurd.[9] Elke statistisch significante trend is relatief uitgedrukt, als percentage verandering per jaar ten opzichte van de mediaan van de meetreeks.
Door de stoplichtkleuren is aan de hand van een trendpalet direct zichtbaar welke parameters op welke meetlocaties statistisch significante verbeteringen, dan wel verslechteringen te zien geven. Verder kunnen met behulp van het trendpalet eenvoudig zowel meetlocaties als parameters onderling worden vergeleken.

Meetpunt	Tot-N	Tot-P	oPO4	Chl-a	BZV-5	O2	Zicht	EGV	Temp	pH	Hh	Cl	SO4	Cu	Ni	Zn
BENL0004	-3,8%	Geen		Geen		1,0%	Geen	Geen	Geen	Geen		-2,3%	-1,7%			
BENL0005	-4,7%	-3,5%		Geen		Geen	Geen	-1,0%	1,2%	Geen		-4,7%	-1,1%			
BENL0006		-2,3%		-4,0%		-0,5%	Geen	-0,7%	Geen	Geen		-3,7%	-1,4%			
BENL0009	-1,8%	1,2%		Geen		Geen	-2,4%	Geen	Geen	Geen		-3,2%	-2,7%			
BENL0010	0,0%	-3,7%		-3,0%		0,9%	Geen	-0,6%	Geen	Geen		-3,9%	-1,5%			
BENL0019	-4,7%	-4,1%		-2,9%	-4,1%	Geen	1,6%	Geen	Geen	Geen		-2,3%	-1,6%			
BENL0030	-1,0%	Geen		Geen		0,7%	Geen	Geen	0,5%	Geen		-2,7%	-1,3%			
BENL0035	-3,0%	Geen		Geen		0,5%	Geen	-0,4%	0,6%	Geen		-3,5%	-1,3%			
BENL0039	-1,7%	Geen		Geen		0,5%	Geen	Geen	0,5%	Geen		-2,2%	-1,3%	0,0%	-4,0%	
BENL0041	-3,8%	-1,5%	0,0%	Geen	Geen	1,3%	-2,5%	-0,6%	Geen	0,1%		-3,3%	-1,2%			
BENL0042	-2,0%	-1,4%	0,0%	Geen		0,5%	-3,6%	-0,3%	Geen	Geen		-2,9%	-1,1%			
BENL0043	0,0%	Geen	0,0%	5,0%		1,2%		-0,4%	Geen	0,0%		-3,2%	-1,3%			
BENL0044	0,0%	-2,0%		Geen		0,9%	Geen	-0,6%	Geen	0,1%		-3,4%	-1,0%			
BENL0047	-2,2%	Geen	-10,5%	-5,1%		1,0%	Geen	Geen	Geen	Geen		-3,7%	-1,2%			
BENL0050	-2,1%	Geen		Geen		1,0%	Geen	Geen	Geen	Geen		-2,9%	-1,4%			
BENL0093		-7,1%		-7,1%		Geen	1,3%	Geen	Geen	0,1%		-4,0%	Geen			
BENL0109	-2,9%	-1,5%		Geen		Geen	1,7%	-0,4%	0,5%	0,1%		-3,5%	-1,7%			
BENL0112						Geen			Geen	Geen						
BENL0129						Geen	0,0%		Geen	0,1%						
BENL0131						0,5%			Geen	0,1%						
BENL0132						Geen			0,4%	0,1%						
BENL0133						Geen	0,0%		Geen	Geen						
BENL0136						Geen	-3,4%		Geen	0,1%						
BENL0160	Geen	-5,0%		-6,3%	Geen	Geen	2,9%	Geen	Geen	Geen		-1,9%	-0,6%			
BENL0364						Geen	-3,0%		Geen	Geen						
BETU0007		Geen		Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen				
BETU0013		Geen		0,0%		Geen	-1,5%	-0,5%	Geen	Geen		-3,1%	-1,3%			
BETU0014		-2,0%	0,0%	Geen		0,7%	1,5%	-0,7%	Geen	Geen		-4,4%	-1,1%			
BETU0015		-3,4%	0,0%	Geen		1,7%	Geen	Geen	Geen	0,1%		Geen	-1,3%			
BETU0032		-2,3%		Geen		0,9%	1,2%	-0,6%	Geen	0,1%		-3,4%	-1,0%			
BETU0034	0,0%	-5,1%		Geen	Geen	Geen	1,7%	-1,3%	Geen	0,1%		-4,0%	Geen			
BETU0037		Geen		-15,6%	-11,3%	Geen	2,5%	Geen	Geen	0,2%		1,3%	-2,4%			
BETU0038		Geen	-6,9%	5,0%		Geen	1,8%	-0,7%	Geen	Geen		-2,0%	-2,2%			
BETU0045		-2,8%	0,0%	Geen		0,9%	Geen	-0,5%	Geen	Geen		-2,0%	-0,8%			
BETU0046		-2,8%	0,0%	-3,2%		1,2%	1,2%	-1,0%	Geen	Geen		-3,4%	-1,5%			

Wordt vervolgd op volgende bladzijde.

[9] Hierbij is er rekening mee gehouden dat bij zuurgraad, zuurstof en doorzicht het teken van een verslechtering of een verbetering tegengesteld is aan dat van de andere parameters.

Meetpunt	Tot-N	Tot-P	oPO4	Chl-a	BZV-5	O2	Zicht	EGV	Temp	pH	Hh	Cl	SO4	Cu	Ni	Zn
BETU0047		-2,6%		Geen		0,9%	0,6%	Geen	Geen	0,1%		-2,3%	-0,6%			
BETU0048		-3,2%	0,0%	-3,2%		1,3%	1,5%	-0,6%	Geen	Geen		-3,5%	-0,9%	0,0%		-6,7%
BETU0050	0,0%	-1,8%		Geen		Geen	Geen	-0,3%	Geen	Geen		-2,9%	-1,0%			
BETU0055		-2,1%		-2,7%		0,8%	0,0%	-0,9%	Geen	0,1%		-4,2%	-0,8%			
BETU0098		2,9%	3,8%	Geen		1,3%	Geen	-0,3%	Geen	Geen		-2,3%	-0,7%			
BETU0114						0,7%			Geen	Geen						
BETU0115						0,3%	0,0%		Geen	0,1%						
BETU0139						Geen	-3,5%		Geen	0,2%						
BETU0145						Geen	0,0%		Geen	Geen						
BETU0153						Geen	0,0%		Geen	0,1%						
BETU0163						Geen	0,0%		Geen	0,2%						
BOMW0005	1,6%	Geen		-4,7%		Geen	2,9%	1,0%	Geen	Geen		-0,5%	Geen			-3,7%
BOMW0008	Geen	Geen		Geen		0,6%	Geen	0,3%	Geen	Geen		-1,7%	-1,7%			
BOMW0015		Geen		Geen		2,0%	Geen	-0,5%	0,5%	0,1%		-2,1%	Geen			
BOMW0035	-1,0%	Geen		Geen		0,7%	Geen	Geen	0,5%	Geen		-1,5%	-2,8%			
BOMW0041		-1,1%		Geen		Geen	1,4%	-0,3%	0,4%	Geen		-2,6%	-0,9%			-3,5%
GROO0006	0,0%	-4,9%		-4,8%	Geen	Geen	Geen	0,5%	Geen	-0,1%		-1,7%	-0,9%			
GROO0029						0,6%			Geen	Geen						
GROO0035	-6,2%	-9,4%	0,0%	-2,6%	-10,9%	Geen	Geen	-0,5%	Geen	0,2%		-1,9%	-0,9%			
GROO0036	-3,0%	-4,8%		Geen	-4,3%	0,7%	-2,0%	0,8%	Geen	0,1%		Geen	-0,8%			
GROO0052		-1,2%		Geen	-2,5%	Geen	0,0%	Geen	Geen	Geen	0,7%	-3,1%	-1,7%			
GROO0054	-4,6%	-7,6%	-4,9%		-6,1%	1,7%	-3,1%	0,4%	Geen	0,1%	Geen	Geen	-0,9%			-6,6%
GROO0059		-3,8%		-4,8%		Geen	-1,2%	0,5%	Geen	-0,2%		-1,8%	-1,0%	-3,3%		0,0%
MAWA0006		Geen		Geen		1,9%	Geen	Geen	Geen	Geen		-2,2%	-1,2%			
MAWA0027		Geen		Geen		1,3%	-0,6%	Geen	Geen	Geen		-2,3%	-0,7%			
MAWA0056	0,0%	-1,9%		Geen		1,4%	Geen	Geen	Geen	Geen		-2,5%	-0,9%	0,0%		-1,5%
MAWA0060						Geen	-5,0%		Geen	0,2%						
MAWA0095		-4,2%	0,0%	0,0%	-7,8%	0,9%	-1,5%	-0,3%	-0,7%	Geen		-2,8%	-1,2%			
MAWA0096		Geen		Geen		1,5%	0,0%	Geen	Geen	Geen		-2,5%	-1,0%			-3,3%
MAWA0097	-2,0%	-2,6%		Geen		1,7%	Geen	Geen	Geen	Geen		-2,5%	-1,2%			
MAWA0099		Geen		-4,8%		1,3%	-3,5%	0,4%	Geen	Geen		-0,9%	Geen			
MAWA0123		Geen		-4,8%	-5,5%	0,7%	Geen	0,3%	Geen	Geen		-2,2%	-0,7%			
MAWA0125		Geen		-2,6%	-4,4%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		-2,7%	-0,8%			
MAWA0157		Geen		Geen		0,8%	0,0%	Geen	Geen	Geen		-1,5%	-0,6%			
MAWA0194						Geen	0,0%		Geen	0,1%						
MAWA0195						Geen	-3,2%		Geen	0,2%						

Bijlage 3: Trendpalet startjaar 2003

Zie bijlage 2 voor de toelichting op het trendpalet.

Meetpunt	Tot-N	Tot-Nb	Tot-P	oPO4	Chl-a	BZV-5	O2	Zicht	EGV	Temp	pH	Hh	Cl	SO4	Fe	Cu	Ni	Zn
ALBL0012		3,1%	5,0%	0,0%	Geen	Geen	Geen	Geen	-2,2%	Geen	-0,3%		-4,9%	-8,7%				
ALBL0013		2,8%	4,2%		Geen	Geen	Geen	Geen	-2,1%	-2,1%	Geen		-4,5%	-10,9%				
ALBL0014		3,1%	5,5%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-2,3%	Geen	Geen		-6,3%	-8,8%		0,0%		
ALBL0015		Geen	Geen		Geen	Geen	-2,5%	Geen	-2,3%	Geen	-0,3%		-4,0%	-8,6%		4,6%	Geen	
ALBL0016		2,7%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-2,5%	Geen	Geen	-2,8%	-6,2%	-14,4%	Geen			
ALBL0018		Geen	6,9%	Geen	Geen	Geen	Geen	1,9%	-2,5%	-1,8%	Geen		-6,3%	-11,0%				
ALBL0019		Geen	5,3%		Geen	Geen	Geen	Geen	-2,5%	Geen	Geen		-5,8%	-15,4%				
ALBL0020		-3,4%	-3,5%		-19,3%	-7,1%	Geen	8,1%	-2,9%	Geen	-0,4%		-6,7%	-8,9%				
ALBL0022		Geen	-6,4%	Geen		Geen	-2,3%	Geen	-1,7%	Geen	Geen		-7,5%	Geen				
ALBL0024		2,7%	5,6%	Geen	Geen	Geen	Geen	4,5%	-1,1%	Geen	Geen		Geen	-4,0%				
ALBL0025		Geen	-4,6%	-3,1%		-6,3%	-4,9%		-1,8%	Geen	Geen		-5,1%	-7,1%				
ALBL0029														Geen				
ALBL0031		2,5%	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	-1,0%	Geen	-0,2%		-2,3%	Geen				
ALBL0033		Geen	5,1%	Geen	Geen	Geen	-2,5%	5,7%	-2,0%	-1,3%	-0,4%		-4,5%	-5,4%				
ALBL0034		Geen	Geen	-6,7%	-8,8%	-5,0%	Geen	2,0%	-2,4%	-1,4%	-0,2%		-4,6%	Geen				
ALBL0035		Geen	10,0%			15,4%	Geen		Geen	Geen	Geen		Geen	-7,9%				
ALBL0037		2,8%	Geen	0,0%	Geen	Geen	Geen	3,3%	-2,2%	Geen	Geen		-5,5%	-8,8%				
ALBL0038		Geen	-7,3%		-10,3%	-4,8%	Geen	5,2%	-1,9%	Geen	-0,3%		-3,5%	Geen				
ALBL0039	Geen	Geen	Geen			Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
ALBL0040		Geen	Geen	Geen	-9,3%	Geen	-2,4%	Geen	-2,1%	Geen	Geen		-3,9%	-9,5%		Geen		
ALBL0041		3,8%	Geen	Geen	-6,3%	Geen	-1,7%	Geen	-2,1%	Geen	-0,3%		-5,0%	-10,1%				
ALBL0042		Geen	Geen			Geen	Geen	Geen	-2,0%	Geen	Geen		-3,4%	-7,6%				
ALBL0043	Geen	1,7%	Geen			Geen	-1,8%	2,0%	-2,0%	Geen	Geen		-4,4%	-6,1%				
ALBL0045			-6,9%		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
ALBL0046		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	3,4%	-2,0%	Geen	Geen	-2,3%	-4,5%	Geen	Geen	Geen		
ALBL0047		Geen	Geen		-11,5%	Geen	Geen	4,1%	-1,4%	-1,6%	Geen		-3,1%					
ALBL0048		Geen	5,3%	Geen	Geen	-2,6%	-2,8%	3,3%	-1,8%	Geen	Geen		-5,2%	-9,8%				
ALBL0049		Geen	Geen		-7,4%	Geen	Geen	Geen	-2,4%	Geen	Geen		-4,5%	-9,2%				
ALBL0050		Geen	-4,8%	-33,9%		Geen	Geen		-1,4%	Geen	Geen		-4,9%	-5,6%				
ALBL0052		Geen	-3,9%	-3,0%	-5,0%	-4,3%	Geen	6,7%	Geen	Geen	Geen		Geen	-3,0%				
ALBL0053		Geen	Geen	0,0%		Geen	Geen		-1,3%	Geen	Geen	Geen	-4,6%	-5,6%				
ALBL0054		Geen	Geen	Geen	Geen	-4,7%	Geen	Geen	-1,8%	Geen	Geen	-2,8%	Geen	Geen	Geen			
ALBL0055		3,5%	-42,3%	-90,7%	13,3%	7,9%	5,0%	Geen	-3,3%	Geen	0,6%	-4,1%	Geen	Geen	Geen			
ALBL0066		Geen	-2,6%	0,0%		-6,9%	-1,4%	3,5%	-0,9%	Geen	-0,2%		-4,2%	-3,0%				
ALBL0092		-3,9%	0,0%				Geen	6,5%	-2,4%	Geen	0,2%							
ALBL0093		Geen	Geen				1,4%	2,5%	-2,1%	Geen	Geen							
ALBL0094		Geen	Geen				1,4%	7,6%	Geen	Geen	Geen							
ALBL0095							Geen	2,9%	-2,7%	Geen	Geen							
ALBL0108		2,7%	13,1%		Geen	Geen	Geen	Geen	-1,6%	-1,5%	Geen		-4,5%	-5,2%				
ALBL0109		1,8%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-0,2%		-3,5%	Geen				
ALBL0112		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-6,3%		-2,2%	Geen	-0,4%		-7,0%					
ALBL0125		Geen	5,0%		Geen	Geen	-1,9%	Geen	-2,1%	Geen	-0,3%		-4,4%					
ALMB0002		Geen	Geen		Geen		Geen	Geen	-0,6%	Geen	Geen		Geen	-1,4%	Geen	Geen	Geen	
ALMB0003		Geen	Geen		Geen		Geen	Geen	-0,7%	Geen	Geen		Geen	Geen	-5,9%	Geen	Geen	0,0%
ALMB0004		Geen	Geen		Geen	Geen	-3,5%	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	-4,8%	Geen	Geen		
ALMB0006		-3,9%	-5,6%		-8,7%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-0,4%		Geen	Geen		-5,9%		
ALMB0007		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	-2,6%	Geen	Geen	-0,2%		-1,8%	-4,3%	5,9%	-8,2%		
ALMB0008		-4,3%	Geen		Geen	Geen	-3,3%	Geen	-1,2%	Geen	Geen		-2,0%	-3,7%	Geen	-8,6%		-11,2%
ALMB0009		Geen	-8,2%				Geen		Geen	Geen	Geen		Geen	Geen		Geen		Geen
ALMB0012		Geen	-9,5%		Geen		Geen	Geen	1,8%	Geen	Geen		Geen	Geen		-18,0%		-19,1%
ALMB0013		-4,3%	Geen	0,0%	-6,5%	Geen	Geen	5,7%	Geen	Geen	Geen		Geen	-4,8%		-10,0%		
ALMB0014		Geen	Geen		Geen	Geen	-3,0%		Geen	Geen	Geen		Geen	-4,0%	Geen	-9,6%		
ALMB0016		Geen	Geen		7,0%		-5,0%	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	-3,8%	Geen			
ALMB0037	Geen	Geen	Geen		Geen	-2,7%	-1,9%	Geen	-0,6%	Geen	Geen		Geen	-3,4%	Geen	-5,4%		
ALMB0039		Geen	Geen		Geen	-4,9%	-3,6%	Geen	-0,8%	Geen	-0,2%		Geen	-3,6%	Geen	-7,2%	2,8%	
ALMB0042							-2,1%	Geen		Geen	Geen							
ALMB0043							Geen	Geen		Geen	Geen							
BENL0002		Geen	Geen	-19,5%	3,1%	5,5%	Geen	-2,1%	-1,2%	Geen	-0,2%		-4,5%	Geen				
BENL0003		Geen	Geen		Geen	Geen	-2,1%	5,6%	-1,2%	Geen	Geen		-3,7%	-5,0%				
BENL0004		-5,1%	-6,7%		Geen	Geen	Geen	7,3%	Geen	Geen	Geen		-3,3%	Geen				

Wordt vervolgd op volgende bladzijde.

Meetpunt	Tot-N	Tot-Nb	Tot-P	oPO4	Chl-a	BZV-5	O2	Zicht	EGV	Temp	pH	Hh	Cl	SO4	Fe	Cu	Ni	Zn
BENL0006			Geen		Geen	Geen	-2,3%	5,9%	-0,8%	Geen	Geen		-3,5%	-2,4%				
BENL0009		Geen	Geen		Geen	2,7%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		-4,3%	-4,6%				
BENL0010		-6,1%	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	-1,0%	Geen	Geen		-4,3%	-2,2%				
BENL0011		Geen	Geen			Geen	Geen		Geen	Geen	Geen		-4,4%	Geen				
BENL0019		-5,9%	-4,0%		Geen	-7,6%	Geen	1,5%	Geen	Geen	Geen		-2,2%	-2,3%				
BENL0022		Geen	Geen		Geen		Geen	Geen	-1,4%	Geen	Geen		Geen	-3,7%				
BENL0024			Geen			Geen	2,4%		Geen	Geen	Geen	Geen	-3,8%	Geen		Geen		
BENL0028		Geen	7,7%		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		-3,0%	Geen				
BENL0030		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	-0,8%	Geen	Geen		-5,1%	-2,4%				
BENL0031		-8,9%	Geen		14,3%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
BENL0035		-4,1%	Geen		10,0%	Geen	Geen	1,2%	-0,6%	Geen	Geen		Geen	-1,5%				
BENL0039		Geen	Geen		Geen	3,0%	Geen	2,8%	Geen	Geen	Geen		-2,7%	Geen				
BENL0041		-4,1%	Geen		Geen	Geen	Geen	-2,3%	-0,9%	Geen	Geen		Geen	Geen				
BENL0042		Geen	-4,5%		Geen	-3,3%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		-2,0%	-2,3%		-4,2%		
BENL0043		-3,1%	Geen		Geen	Geen	Geen	-2,6%	-0,7%	Geen	Geen		Geen	Geen		-6,3%	8,5%	
BENL0044	Geen	-3,4%	-2,7%		Geen	Geen	Geen	Geen	-1,1%	-1,0%	0,3%		Geen	Geen		-5,4%		
BENL0050		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	-1,5%	Geen	Geen		-5,1%	-2,8%		Geen	Geen	
BENL0055		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	4,6%	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen		Geen		
BENL0081		-9,7%	Geen	Geen	-58,7%	Geen	Geen	17,7%	-2,7%	Geen	1,4%		Geen	Geen				
BENL0083		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
BENL0099		Geen	-6,6%			-11,5%	Geen		Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
BENL0109		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		-3,6%	Geen				
BENL0112							-1,5%	Geen		Geen	Geen							
BENL0123		Geen	Geen			Geen	Geen	3,7%	-2,3%	Geen	Geen		-4,9%	-8,9%				
BENL0125		Geen	Geen			Geen	Geen	2,4%	-1,5%	Geen	Geen		-5,9%	-5,6%				
BENL0126		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-1,9%	Geen	Geen		-3,2%					
BENL0129							-1,5%	Geen		Geen	0,3%							
BENL0131							-2,1%	-2,9%		-1,6%	Geen							
BENL0132							-1,4%	Geen		Geen	Geen							
BENL0133							-1,5%	Geen		Geen	Geen							
BENL0136							-1,5%	Geen		Geen	0,2%							
BENL0160		-4,3%	-10,6%		Geen	Geen	Geen	6,9%	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
BENL0172		13,6%	44,7%			13,7%	Geen		3,2%	Geen	Geen		1,9%					
BENL0173							Geen	-6,5%	-1,7%	Geen	-0,3%							
BENL0175		Geen	10,2%	42,4%	Geen	Geen	Geen	Geen	-1,9%	Geen	Geen		Geen					
BENL0183		Geen	-3,7%		Geen	Geen	Geen	Geen	-1,0%	Geen	Geen		-5,2%			Geen		
BENL0218							-1,8%	Geen		Geen	Geen							
BENL0221							Geen	Geen		Geen	Geen							
BENL0357		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	-1,7%	Geen	Geen		-3,3%					
BENL0358		2,6%	Geen			Geen	-1,7%	Geen	-1,5%	Geen	-0,5%		-4,7%	-4,4%		6,7%		
BENL0359			Geen			Geen	Geen	Geen	-1,5%	Geen	-0,3%		-4,2%	-3,3%				
BENL0360	Geen	Geen	-7,4%	-12,5%		2,8%	Geen		Geen	Geen	Geen	-2,3%	-3,1%	Geen				
BENL0364							-0,8%	Geen		Geen	Geen							
BETU0013	-6,5%	-5,2%	Geen		0,0%	Geen	Geen	Geen	-0,8%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen				
BETU0014		-0,6%	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	0,3%		Geen	-1,6%				
BETU0015		-2,8%	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	0,3%		Geen	-1,9%				
BETU0017		Geen	4,5%		Geen	Geen	Geen	4,0%	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
BETU0030		Geen	Geen		15,4%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	11,6%				
BETU0032		Geen	Geen		0,0%	Geen	Geen	Geen	-1,0%	Geen	Geen		Geen	Geen				
BETU0034		-3,5%	Geen		9,8%	3,7%	Geen	4,3%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen				
BETU0037			-9,5%			Geen	6,3%	Geen	-3,7%	Geen	0,8%	-5,7%	4,9%	-3,4%				
BETU0038			-10,8%	-11,5%	16,1%	Geen	Geen	Geen	-2,8%	Geen	Geen	Geen	Geen	-4,0%		Geen		
BETU0045			-2,9%		Geen	Geen	Geen	3,0%	-1,3%	Geen	0,1%		Geen	-1,7%		-4,9%	Geen	Geen
BETU0046		-3,3%	-3,3%	0,0%	Geen	Geen	Geen	5,7%	-1,9%	Geen	0,3%	Geen	Geen	Geen		-7,9%		
BETU0047		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
BETU0050	Geen	-4,2%	Geen		7,3%	Geen	Geen	Geen	-0,5%	Geen	Geen		Geen	Geen		Geen		
BETU0055	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	2,3%	-1,1%	Geen	0,2%	Geen	Geen	Geen				
BETU0056	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
BETU0057			Geen		Geen	Geen	Geen	2,8%	-2,6%	Geen	0,5%	Geen	Geen	Geen				
BETU0097		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				

Wordt vervolgd op volgende bladzijde.

Meetpunt	Tot-N	Tot-Nb	Tot-P	oPO4	Chl-a	BZV-5	O2	Zicht	EGV	Temp	pH	Hh	Cl	SO4	Fe	Cu	Ni	Zn
BETU0098		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen		Geen		
BETU0103							Geen	4,2%	Geen	Geen	0,3%		4,9%	Geen				
BETU0114							Geen	Geen		-1,5%	Geen							
BETU0115							Geen	Geen		Geen	Geen							
BETU0145							Geen	Geen		-2,3%	Geen							
BETU0153							Geen	Geen		-1,9%	Geen							
BOMW0005		4,5%	8,9%		Geen	Geen	-2,1%	3,0%	1,0%	-1,7%	-0,3%		Geen	Geen				
BOMW0008		Geen	Geen		13,2%	Geen	-3,2%	Geen	Geen	-1,6%	-0,4%		Geen	-4,8%				
BOMW0010		Geen	20,4%				Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen					
BOMW0035		Geen	Geen		Geen	Geen	-3,2%	2,8%	Geen	-1,7%	-0,2%		Geen	-7,0%				
BOMW0039		Geen	Geen		Geen	-6,9%	-2,6%	-10,7%	Geen	-1,6%	Geen		Geen	1,8%				
BOMW0041	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen	-2,1%	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen		-6,4%	-3,3%	
BOMW0046		Geen	Geen				Geen	Geen	-4,1%	Geen	Geen		-3,1%					
GROO0006		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	0,7%	Geen	Geen	Geen	3,7%	Geen				
GROO0007			Geen		Geen	Geen	-8,3%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen				
GROO0029							Geen	Geen		Geen	0,3%							
GROO0035		-4,0%	-5,2%			-10,0%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		1,7%	Geen				
GROO0036	Geen	Geen	6,6%			Geen	Geen	Geen	2,0%	Geen	Geen		Geen	Geen		-4,8%	6,2%	Geen
GROO0052	Geen		Geen		Geen	Geen	-1,8%		1,6%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen		
GROO0054	Geen	Geen	6,6%		0,0%	Geen	1,2%	Geen	1,9%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen		
GROO0059		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	0,5%	-1,9%	Geen	Geen	2,3%	-0,7%		Geen	4,7%	
GROO0115		0,0%	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-5,8%	Geen		7,6%	-5,2%				
MAWA0004		-4,9%	Geen		Geen								Geen	Geen				
MAWA0006		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-1,7%	-0,2%		Geen	Geen				
MAWA0020		Geen	Geen										Geen	Geen				
MAWA0022		Geen	Geen		Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		-2,8%	Geen				
MAWA0027		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
MAWA0028	Geen	Geen	-3,7%		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	-1,7%	Geen		Geen	1,4%				
MAWA0029		Geen	16,4%		Geen		Geen		-1,3%		Geen		-2,1%	Geen				
MAWA0034		-5,6%	Geen		Geen													
MAWA0056	Geen	-3,4%	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen		-6,7%	Geen	0,0%
MAWA0061			Geen				-4,1%		2,5%		-0,8%		Geen	Geen				
MAWA0063		Geen	-6,2%															
MAWA0064			-5,8%	0,0%														
MAWA0079		Geen	Geen			-6,0%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
MAWA0091		Geen	8,1%		Geen	Geen	Geen	4,2%	Geen	-1,4%	Geen		Geen	-1,7%				
MAWA0095		Geen	-7,1%			-4,2%	Geen	-3,0%	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
MAWA0096		0,0%	-3,4%		Geen	Geen	Geen	Geen	-0,7%	Geen	Geen		Geen	Geen				
MAWA0099		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		3,7%	2,2%				
MAWA0110		Geen	Geen		Geen		-4,7%		-1,0%		-0,3%		-2,8%	Geen				
MAWA0111		10,0%	16,5%	0,0%	14,8%		Geen		Geen		Geen		3,1%	Geen				
MAWA0117		Geen	Geen		Geen		Geen		Geen		Geen		Geen	Geen				
MAWA0123		0,0%	Geen			Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
MAWA0125			-5,7%	0,0%	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen
MAWA0131		Geen	Geen		Geen	Geen	Geen	Geen	2,4%	-1,8%	Geen		8,0%	Geen				
MAWA0137		Geen	4,5%		Geen	Geen	Geen	2,9%	Geen	Geen	Geen		Geen	Geen				
MAWA0141		Geen	13,3%		Geen		-9,9%		Geen		-0,5%		Geen	Geen				
MAWA0151		Geen	Geen		Geen	7,8%	Geen	Geen	Geen	-2,2%	Geen		Geen	Geen				
MAWA0157		Geen	Geen		0,0%	Geen	Geen	2,3%	-0,7%	Geen	Geen		Geen	Geen				
MAWA0161		Geen	Geen		Geen		Geen		Geen		Geen		-2,7%	Geen				
MAWA0163		Geen	Geen		Geen		Geen		Geen		Geen		-2,4%	Geen				
MAWA0194							-0,9%	Geen		Geen	Geen							
MAWA0195							Geen	Geen		Geen	0,4%							