Statistische analyse waterkwaliteit in beheersgebied waterschap Rijn en IJssel

Icastat
Statistisch Adviesbureau

juni 2008

Statistische analyse waterkwaliteit in beheersgebied waterschap Rijn en IJssel

Opdrachtgever:
Waterschap Rijn en IJssel

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

juni 2008

Icastat
Statistisch Adviesbureau

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

INHOUD

VERKORTE SAMENVATTING **2**

SAMENVATTING EN CONCLUSIES **3**

1 INLEIDING **6**

1.1 AANLEIDING 6
1.2 HUIDIGE INZICHTEN ONTWIKKELING EN INVLOEDSFACTOREN WATERKWALITEIT 6
1.3 VRAAGSTELLING WATERSCHAP EN HOOFDLIJNEN VAN ONZE AANPAK 6
1.4 OVER DIT RAPPORT 7

2 LANGE-TERMIJN TRENDS WATERKWALITEIT **8**

2.1 UITGANGSMATERIAAL 8
2.2 GEVOLGDE AANPAK 10
2.3 RESULTATEN TRENDANALYSE 11
2.4 CONCLUSIES 17

3 INVLOEDEN OP WATERKWALITEITSONTWIKKELING **18**

3.1 TOETSEN HYPOTHESEN OVER RELATIES 18
3.1.1 Gevolgde aanpak toetsen relaties 18
3.1.2 Resultaten toetsen relaties 20
3.2 BEOORDELEN RELATIES 27
3.2.1 Gevolgde aanpak beoordelen relaties 27
3.2.2 Resultaten beoordelen relaties 28
3.3 CONCLUSIES 34

4 WATERKWALITEIT EN STROOMRICHTING **36**

4.1 UITGANGSGEGEVENS 36
4.2 GEVOLGDE AANPAK 36
4.3 RESULTATEN STATISTISCHE TOETSING 38
4.4 CONCLUSIES 40

5 WATERKWALITEIT EN STROOMGEBIEDSKENMERKEN **41**

5.1 UITGANGSGEGEVENS 41
5.2 GEVOLGDE AANPAK 44
5.3 RESULTATEN REGRESSIEANALYSE 45
5.4 CONCLUSIES 48

GERAADPLEEGDE LITERATUUR **49**

Verkorte samenvatting

Om meer inzicht te kunnen krijgen in de dynamiek van nutriënten en zware metalen in relatie tot beleid en gebiedsopbouw in het beheersgebied van waterschap Rijn en IJssel, is de oppervlaktewaterkwaliteit statistisch geanalyseerd. Daarbij is uitgegaan van de stoffen ammonium, chloride, totaal-fosfor, Kjeldahl-stikstof, nitraat, nitriet, totaal-stiksfof, koper en zink. De bevindingen waren:

1. Er is de afgelopen decennia over het algemeen sprake geweest van significante verbeteringen van de waterkwaliteit. Slechts bij 4,5% van de geanalyseerde meetreeksen was er sprake van verslechtering.
2. De meeste verbeteringen zijn geconstateerd voor ammonium, fosfaat en zink. De concentratiedalingen zijn bij deze stoffen ook het sterkst.
3. De ontwikkelingen op de grenslocaties passen in dit algehele beeld. De verbeteringen zijn dus niet beperkt tot het Nederlandse deel van de betreffende stroomgebieden.
4. De meetreeksen bevatten meerdere visuele aanwijzingen dat de maatregelen in het kader van het mestbeleid gepaard zijn gegaan met dalingen in totaal-fosfor. In mindere mate waren ook relaties zichtbaar met koper en zink en in nog geringere mate met totaal-stikstof.
5. De renovatie van de rwzi Etten in 1992 ging op de meetlocatie benedenstrooms gepaard met afnames van de concentraties totaal-stikstof en totaal-fosfor , maar niet met afnames van de concentraties koper en zink. Verder is waargenomen dat de renovaties van de rwzi's Lichtenvoorde (1994) en Varsseveld (2005) benedenstrooms gepaard gingen met een afname van de concentratie totaal-fosfor.
6. We onderzochten niet alleen veranderingen in de tijd, maar ook in stroomafwaartse richting. Van de negen beschouwde stoffen bleken alleen nitraat en totaal-stikstof in de meeste waterlopen stroomafwaarts af te nemen. Bij andere stoffen was dat hooguit in één tot drie waterlopen zichtbaar. Kjeldahl-stikstof vertoonde in geen enkele waterloop een afname in stroomafwaartse richting.
7. Ruimtelijke variatie in concentratie heeft niet alleen te maken met stroomrichting maar ook met geologische opbouw en landgebruik Er blijkt – met uitzondering van totaal-fosfor - voor elk van de beschouwde stoffen een duidelijke samenhang tussen de concentratie (de mediaan) en/of de fluctuatie in de concentratie (het verschil van het 90- en het 10-percentiel) en één of meer kenmerken van het stroomgebied. De kengetallen van de zware metalen koper en zink bleken daarbij het best modelmatig te kunnen worden verklaard met kenmerken van het stroomgebied.
8. De concentraties van probleemstoffen en de fluctuaties daarin waren vaak lager bij een groot aandeel bos+natuur (vermoedelijk doordat daar niet wordt bemest) en hoger bij een groter areaal ondiep keileem (vermoedelijk doordat daar meer directe afspoeling is van meststoffen naar het oppervlaktewater).
9. Voor koper en zink waren de concentraties en de fluctuaties daarin juist lager in gebieden met rivierklei. Waarschijnlijk is rivierklei beter in staat koper en zink te binden, waardoor deze stoffen minder uitspoelen naar het grondwater.

Samenvatting en conclusies

Dit rapport beschrijft een statistische analyse van de oppervlaktewaterkwaliteit in het beheersgebied van waterschap Rijn en IJssel. De analyse diende om meer inzicht te krijgen in de dynamiek van nutriënten en zware metalen in relatie tot beleid en gebiedsopbouw. De specifieke onderzoeksvragen voor de analyse zijn geformuleerd door het waterschap.

Lange-termijn trends waterkwaliteit
Om een objectief antwoord te kunnen geven op de vraag of er de afgelopen decennia sprake is geweest van significante veranderingen van de waterkwaliteit, hebben we statistische trendanalyse toegepast op de langjarige meetreeksen van de concentraties van een aantal stoffen die regelmatig de norm overschrijden. Het betrof ammonium, chloride, totaal-fosfor, Kjeldahl-stikstof, nitraat, nitriet, totaal-stiksfof, koper en zink, zoals gemeten op 24 meetlocaties. Alle meetreeksen lopen tot en met december of november 2007. Van 20 van de 24 meetlocaties zijn de meetreeksen 25 jaar of langer. In overleg met het waterschap is besloten om 25 van de 842 gedetecteerde uitschieters te verwijderen. Er was onvoldoende objectieve rechtvaardiging om de andere uitschieters te verwijderen.
De trendanalyse is uitgevoerd met behulp van het door ons ontwikkelde programma *Trendanalist*. 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. De flexibele aanpak van het programma garandeert per reeks een maximaal onderscheidend vermogen bij de trenddetectie en ook een maximale precisie bij het trendschatten.
Bij de startbespreking met het waterschap is besloten om voor elke meetreeks het hypothetisch startpunt van de trend op het begin van de meetreeks te zetten. Op deze wijze wordt namelijk voor elke afzonderlijke meetreeks de lange-termijn ontwikkeling gekenschetst op basis van zoveel mogelijk informatie.
Uit de statistische trendanalyse van de 216 meetreeksen (9 stoffen op 24 meetlocaties) blijkt dat er de afgelopen decennia over het algemeen sprake is geweest van significante veranderingen van de waterkwaliteit. Het algehele beeld mag daarbij positief genoemd worden. In 71,8% van de gevallen is er namelijk sprake van verbetering en in slechts 4,5% van de gevallen van verslechtering. De meeste verbeteringen zijn opgetreden bij ammonium, fosfaat en zink. De relatieve verbeteringen zijn bij deze stoffen ook het grootst. De lange-termijn ontwikkelingen van koper en zink zijn in een aantal gevallen verschillend, waarbij zink vaker verbeteringen te zien heeft gegeven dan koper.
De kwaliteitsontwikkelingen op de grenslocaties passen in het beeld van de algehele verbetering. De verbeteringen zijn dus niet beperkt tot het Nederlandse deel van de betreffende stroomgebieden.

Invloeden op waterkwaliteitsontwikkeling
Om na te kunnen gaan of en in hoeverre de waterkwaliteitsontwikkelingen zijn te relateren aan specifieke invloedsfactoren is, afhankelijk van de beschikbare informatie, één van de twee volgende methoden gehanteerd:

1. toetsen hypothesen over relaties – dit is uitgevoerd met tijdreeksanalyse
2. beoordelen mogelijke relaties – dit is uitgevoerd met beschrijvende statistiek

ad 1. We hebben geprobeerd om de meetreeksen van totaal-fosfor, totaal-stikstof, koper en zink met tijdreeksanalyse te toetsen op relaties met verschillende maatregelen. Het bleek echter niet mogelijk om verantwoord te toetsen op relaties met de invoering van het mestbeleid (in 1984) en de invoering van verplichte mestinjectie (in 1992). Dit komt doordat we

geen duidelijk beeld hebben van de vormen van deze relaties, gevoegd bij het feit dat de responstijden van deze twee maatregelen vermoedelijk overlap vertonen.
Het was wel mogelijk om voor een meetlocatie de hypothese te toetsen dat de concentraties koper en zink na medio 2000 zijn afgenomen met de daling van het gehalte aan zware metalen in veevoer. Dit leverde voor koper geen significante relatie met de maatregel, maar voor zink wel (de maatregel ging gepaard met een afname van de concentratie zink).
Verder is de hypothese getoetst, die stelt dat de concentraties totaal-stikstof, totaal-fosfor, koper en zink zijn afgenomen met de verandering van de werking van de bovenstrooms gelegen rwzi. Dit is getoetst voor een meetlocatie benedenstrooms van de rwzi Etten, die in 1992 is gerenoveerd. Voor totaal-stikstof en totaal-fosfor bleken er significante relaties met de renovatie van de rwzi. Voor beide stoffen ging deze gepaard met een afname van de concentratie. Voor koper en zink bleken er echter geen significante relaties met de renovatie van de rwzi.

ad 2. - Als we de meetreeksen op geschikte wijze corrigeren voor de waterkwaliteit op de bijbehorende grenslocatie, blijkt dat dit doorgaans leidt tot een minder grote lange-termijn trend en in een aantal gevallen zelfs tot het verdwijnen van de trend. We concluderen hieruit dat de voor deze stoffen geconstateerde lange-termijn kwaliteitsverbeteringen mede samenhangen met processen in het Duitse deel van het betreffende stroomgebied. Een beoordeling van de trendplots ná deze correctie levert evenwel nog meerdere visuele aanwijzingen dat de maatregelen in het kader van het mestbeleid (in algemene zin) gepaard zijn gegaan met verbeteringen van de waterkwaliteit. Dit geldt in sterkste mate voor totaal-fosfor, gevolgd door koper en zink en in geringere mate voor totaal-stikstof.
Ook de trendplots van meetlocaties in stroomgebieden die volledig in Nederland liggen geven meerdere visuele aanwijzingen dat de maatregelen in het kader van het mestbeleid gepaard zijn gegaan met verbeteringen van de waterkwaliteit. Voor wat betreft totaal-stikstof bevatten deze trendplots daarvoor overigens vaker aanwijzingen dan de gecorrigeerde trendplots van meetlocaties in stroomgebieden die deels in Duitsland liggen.

Waterkwaliteit en stroomrichting
Om na te gaan of de stofconcentratie van een waterloop al of niet stroomafwaarts verandert, hebben we statistische variantie-analyse toegepast, zonodig aangevuld met het paarsgewijs toetsen van de meetlocaties. In beide gevallen hebben we daarbij gekozen voor verdelingsvrije toetsen. De analyse is toegepast op 12 waterlopen, waarvan 7 met minstens 3 meetlocaties en de overige met 2 meetlocaties. Daarbij is uitgegaan van meetreeksen van de eerder genoemde 9 stoffen, maar nu alleen over de periode 2004 t/m 2007. Aangezien de toetsen er van uitgaan dat de gehanteerde waarden van een meetlocatie geen autocorrelatie vertonen, zijn wij uitgegaan van de kwartaalmedianen van de meetwaarden. We mogen er namelijk van uitgaan dat er op kwartaalbasis geen sprake meer is van autocorrelatie.
Van de negen beschouwde stoffen blijkt dat alleen nitraat en totaal-stikstof in de meeste waterlopen algemene afnames te zien geven. Voor de andere stoffen geldt dat voor hooguit één tot drie waterlopen. Kjeldahl-stikstof vertoont in geen enkele waterloop een algemene afname.

Waterkwaliteit en stroomgebiedskenmerken
Om de samenhang tussen probleemstoffen en kenmerken van het stroomgebied te kunnen vaststellen, is regressieanalyse toegepast. Daarvoor zijn gegevens gehanteerd van 21 stroomgebieden, met voor elk een kenmerkende meetlocatie. We zijn uitgegaan van de eerder genoemde 9 stoffen, zoals gemeten over de periode 2004 t/m 2007.
Om de samenhang tussen probleemstoffen en kenmerken van het stroomgebied te kunnen vaststellen, dient voor elk stroomgebied de concentratie van een probleemstof te worden

samengevat in een kengetal. In overleg met het waterschap is besloten om de analyse uit te voeren voor twee kengetallen, namelijk: (1) de mediane concentratie (P50) en (2) het verschil van het geschatte 90-percentiel en het geschatte 10-percentiel van de concentratie (P90-P10). Dit laatste kengetal is een maat voor de fluctuatie van de betreffende stof.
Het waterschap heeft van alle stroomgebieden ook een achttal kwantitatieve kenmerken geleverd, die met een GIS zijn bepaald aan de hand van gedetailleerde digitale thematische kaarten.
Er blijkt – met uitzondering van totaal-fosfor - voor elk van de hier beschouwde stoffen een duidelijke samenhang tussen een kengetal van de concentratie (de mediaan of het verschil van het 90- en het 10-percentiel) en één of meer kenmerken van het stroomgebied. De kengetallen van de zware metalen koper en zink bleken daarbij het best modelmatig te kunnen worden verklaard met kenmerken van het stroomgebied.
Het gebiedspercentage bos+natuur en het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem blijken in meerdere gevallen goede verklarende variabelen van de kengetallen, ook in combinatie. Het kengetal neemt doorgaans af als het gebiedspercentage bos+natuur toeneemt (vermoedelijk doordat daar niet wordt bemest) en neemt doorgaans toe als het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem toeneemt (vermoedelijk doordat daar meer directe afspoeling is van meststoffen naar het oppervlaktewater).
De mediaan van koper en het verschil van het 90- en het 10-percentiel van zowel koper als zink nemen doorgaans af als het gebiedspercentage rivierklei toeneemt. Mogelijk komt dit doordat rivierklei koper en zink kan binden, waardoor het minder uitspoelt naar het grondwater, maar het kan ook zijn dat het komt doordat er minder varkensboeren zijn op de kleigronden, zodat daar minder wordt bemest.

1 Inleiding

Dit rapport beschrijft aanpak en bevindingen van een statistische analyse van de oppervlaktewaterkwaliteit in het beheersgebied van waterschap Rijn en IJssel.

1.1 Aanleiding

Waterschap Rijn en IJssel (WRIJ) stelt iedere 2 jaar een waterrapport op waarin de huidige toestand van het watersysteem wordt beschreven. Deze rapportage is tot dusverre steeds beschrijvend geweest, maar het waterschap wil nu ook de resultaten opnemen van enkele statistische analyses van de meetgegevens. Met deze analyses moet de effectiviteit van reeds genomen beleidsmaatregelen worden getoetst en moet de samenhang tussen de waterkwaliteit en de geomorfologie van het stroomgebied worden vastgesteld. Dit alles om meer inzicht te krijgen in de dynamiek van nutriënten en zware metalen in relatie tot beleid en gebiedsopbouw. Dit inzicht kan duidelijk maken in hoeverre waterschapsbeleid kan bijdragen aan het bereiken van de gewenste waterkwaliteit. In dit kader heeft het waterschap een aantal onderzoeksvragen geformuleerd en Icastat verzocht te assisteren bij het beantwoorden van die vragen. Dit rapport beschrijft de aanpak en de bevindingen van de daartoe uitgevoerde studie.

1.2 Huidige inzichten ontwikkeling en invloedsfactoren waterkwaliteit

De waterkwaliteit in het beheersgebied van het waterschap is de laatste decennia doorgaans verbeterd. Maar er zijn nog steeds normoverschrijdingen voor stikstof (vooral nitraat), fosfaat, koper en zink. Zeer lokaal vormen ook bestrijdingsmiddelen en overige organische verontreinigingen een knelpunt.
De belangrijkste bronnen zijn aanvoer uit Duitsland, rioolwaterzuiveringen, landbouw, overstorten in stedelijk gebied en verkeer.

Het beleid van het waterschap kan de verontreiniging van zuiveringen en het overstorten beïnvloeden, het landelijk beleid voornamelijk de landbouw en het verkeer. Mogelijke effectieve beleidsmaatregelen zijn geweest: mestwetgeving, afvalwaterketen, fosfaatvrije wasmiddelen, vergunningverlening en handhaving vanuit het waterschap.
Nauwelijks beïnvloedbaar zijn de afvoer uit Duitsland en de uitspoeling van nutriënten naar oppervlaktewater. De uitspoeling van nutriënten is ondermeer afhankelijk van de bodemopbouw: waar ondoorlatend keileem vlak onder het maaiveld ligt, is er eerder uitspoeling van meststoffen naar oppervlaktewater dan op een dik zandpakket, waar de meststoffen vooral uitspoelen naar grondwater.

1.3 Vraagstelling waterschap en hoofdlijnen van onze aanpak

De vragen van het waterschap betreffen: (1) de temporele ontwikkeling en (2) de ruimtelijke variatie van de oppervlaktewaterkwaliteit.

Voor wat betreft de temporele ontwikkeling van de oppervlaktewaterkwaliteit zijn er twee vragen, namelijk:

1a. *Is er sprake van een significante verandering in waterkwaliteit gedurende de afgelopen decennia?*
1b. *Is de verandering van de waterkwaliteit te relateren aan specifieke maatregelen van WRIJ, algemeen Nederlands beleid, of een veranderde waterkwaliteit uit Duitsland?*

De vragen over de temporele ontwikkeling dienen te worden beantwoord aan de hand van de beschikbare meetreeksen van de oppervlaktewaterkwaliteit, die doorgaans meer dan 20 jaar beslaan.

En voor wat betreft de ruimtelijke variatie van de oppervlaktewaterkwaliteit waren de vragen in eerste instantie:

2a. *Is de variatie in stofconcentraties tussen waterlopen groter dan binnen waterlopen?*
2b. *Hoe is de samenhang tussen concentraties van probleemstoffen onderling?*
2c. *Hoe is de samenhang tussen probleemstoffen en kenmerken van het stroomgebied?*

Bij de startbespreking[1] van deze statistische studie is echter besloten om vraag 2a toe te spitsen op de variatie in de stromingsrichting van een waterloop. Deze vraag is daarom geherformuleerd tot:

2a. *Neemt de stofconcentratie van een waterloop stroomafwaarts af?*

Verder is bij de startbespreking afgesproken om vraag 2b vooralsnog niet specifiek te beantwoorden, aangezien te verwachten is dat een eventuele samenhang van probleemstoffen uit de antwoorden op de andere vragen naar voren zal komen.
De vragen over de ruimtelijke variatie dienen te worden beantwoord aan de hand van de meetgegevens over de periode 2004 t/m 2007.

Ter afbakening van deze studie heeft het waterschap verzocht deze vragen te beantwoorden voor zeven stoffen, namelijk totaal-fosfor, totaal-stikstof, ammonium, nitraat, koper, zink en chloride. De eerste zes stoffen overschrijden regelmatig de norm. De meetlocaties waarvan gegevens zullen worden gebruikt dienen in samenspraak met het waterschap te worden vastgesteld.

Om op basis van de resultaten van de door ons uitgevoerde exercities gezamenlijk tot conclusies en aanbevelingen voor beleid, beheer, vergunningverlening en monitoring te kunnen komen, hebben wij onze resultaten in een workshop gepresenteerd aan het projectteam. Dit om gezamenlijk die conclusies en aanbevelingen te kunnen vaststellen.

1.4 Over dit rapport

Na deze inleiding beschrijft hoofdstuk 2 het onderzoek naar lange-termijn trends van de waterkwaliteit (vraag 1a) en gaat hoofdstuk 3 na in hoeverre de kwaliteitsontwikkelingen zijn te relateren aan specifieke invloedsfactoren (vraag 1b). Hoofdstuk 4 richt zich op de vraag of de stofconcentraties van een waterloop doorgaans stroomafwaarts afnemen (vraag 2a). En hoofdstuk 5 behandelt de samenhang tussen probleemstoffen en kenmerken van het stroomgebied (vraag 2c). Het hoofddeel van dit rapport sluit af met een alfabetisch gerangschikte lijst van de geraadpleegde literatuur.

Bij dit rapport hoort ook een digitale bijlage, met grafieken en resultaattabellen. De digitale bijlage is ingedeeld in vier mappen, voor respectievelijk de hoofdstukken 2, 3, 4 en 5. Elke map bevat de bestanden waarnaar in het betreffende hoofdstuk wordt verwezen.

[1] Het startoverleg vond plaats 2 april 2008 bij het WRIJ te Doetinchem. WRIJ was daarbij vertegenwoordigd door Annemarie Hoenderboom (projectleider) en John Lenssen (projectleider waterrapport).

2 Lange-termijn trends waterkwaliteit

Om een objectief antwoord te kunnen geven op de vraag of er de afgelopen decennia sprake is geweest van significante veranderingen van de waterkwaliteit, hebben we statistische trendanalyse toegepast op de langjarige meetreeksen van de concentraties van een aantal stoffen.

2.1 Uitgangsmateriaal

Voor de trendanalyse ontvingen wij van WRIJ de meetreeksen[2] van acht stoffen, zoals gemeten op 24 meetlocaties. Het betrof ammonium, chloride, totaal-fosfor, Kjeldahl-stikstof, koper, nitraat, nitriet en zink. Op verzoek van WRIJ is vervolgens totaal-stikstof berekend als de som van nitraat, nitriet en Kjeldahl-stikstof (alle uitgedrukt in mg N/l). Als er voor een bepaalde meetdatum voor minstens één van deze drie stoffen een meetwaarde ontbrak, is er voor die datum geen totaal-stikstof berekend.

Reekslengten

Alle meetreeksen lopen tot en met december of november 2007. De meetreeksen van een meetlocatie starten alle op dezelfde datum. Van 20 van de 24 meetlocaties zijn de meetreeksen 25 jaar of langer (zie tabel 2.1). Het vroegste startjaar is 1972 (meetlocatie BUB01) en het laatste startjaar is 1993 (GRK11).

Tabel 2.1: Startjaren van de metingen van de 24 meetlocaties.

Start	1972	1973	1983	1984	1989	1993	Totaal
Aantal	1	2	17	2	1	1	24

Het jaargemiddelde aantal meetwaarden van een meetreeks ligt tussen 7,1 (meetlocatie BZB00) en 15,8 (meetlocatie BAB01).

Signaleren en behandelen 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.
Voor trendanalyse is het van belang dat meetwaarden veroorzaakt door fouten niet meegenomen worden. Het is overigens niet zo dat fouten per definitie tot onzuivere trends leiden, aangezien *Trendanalist* bij aanwezigheid van uitschieters doorgaans een verdelingsvrije methode zal hanteren en die heeft geen last van uitschieters. Maar een foute waarde kan leiden tot verlies van onderscheidend vermogen[3] en/of precisie als zonder die foute waarde het toepassen van een toets en/of trendschatter gebaseerd op de normale kansverdeling verantwoord zou zijn geweest.
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 zal meer regel dan uitzondering zijn - is er dan ook geen enkele objectieve rechtvaardiging voor het verwijderen van uitschieters en moet dit achterwege blijven.

[2] Een meetreeks is een chronologisch gerangschikte reeks meetwaarden van een bepaald verschijnsel, zoals de concentratie van een bepaalde stof, de grondwaterstandstand, of de afvoer.
[3] Het onderscheidend vermogen van een trendtoets is de kans om een significante trend te detecteren als er sprake is van een daadwerkelijke trend.

Voor een eerste visuele beoordeling hebben we van alle 216 meetreeksen grafieken vervaardigd, waarbij gecensureerde waarden en uitschieters zijn gemarkeerd. Een gecensureerde waarde is daarbij op de helft van de betreffende rapportagegrens gezet.
We hebben uitschieters geïdentificeerd door eerst de reeks van meetwaarden (Z_1, Z_2, ..., Z_n) om te zetten tot een reeks van gestudentiseerde afwijkingen (d_1, d_2, ..., d_n), volgens:

$$d_t = \frac{Z_i - \overline{Z}_{(-t)}}{s_{(-t)}} \qquad [1]$$

met $\overline{Z}_{(-t)}$ en $s_{(-t)}$ het geschatte gemiddelde respectievelijk de geschatte standaardafwijking van de kansverdeling waar de meetwaarden uit afkomstig zijn, echter berekend *zonder* de betreffende meetwaarde Z_t. Het uitsluiten van de betreffende meetwaarde bij het berekenen van het gemiddelde en de standaardafwijking voorkomt dat deze kengetallen zodanig worden beïnvloed dat een uitschieter wordt gemaskeerd. Elke gestudentiseerde afwijking die groter is dan +3 of kleiner dan -3 is vervolgens groen gemarkeerd als uitschieter in de meetreeksplot. Een uitschieter hebben we dus gedefinieerd als een meetwaarde die meer dan 3 standaardafwijkingen verwijderd is van het reeksgemiddelde, waarbij zowel de standaardafwijking als het reeksgemiddelde zijn berekend zonder die meetwaarde.

Er zijn op de boven beschreven wijze 842 uitschieters gesignaleerd. In overleg met WRIJ is besloten om 25 van deze uitschieters te verwijderen (zie tabel 2.2). Daarbij is afgegaan op visuele verkenning van de meetreeksgrafiek, aangevuld met proceskennis. Er was echter onvoldoende objectieve rechtvaardiging om ook nog andere uitschieters te verwijderen.

Tabel 2.2: De voor deze studie verwijderde uitschieters. De laatste kolom vermeldt de gestudentiseerde afwijking, berekend volgens formule [1].

meetlocatie	datum	stof	waarde	d_t
AAS00	22-4-2004	Kjeldahl stikstof	16	22.1
BAB01	4-8-1989	Ammonium	28	23.2
BAB01	4-8-1989	Kjeldahl stikstof	33	23.7
BAB01	17-11-1983	Nitraat	34	7.9
BER00	5-7-1989	Koper	180	44.1
BER00	22-5-1984	Zink	204	14.2
BER03	17-6-1983	Zink	823	8.5
BER03	29-6-1983	Zink	823	8.5
BER03	15-7-1983	Zink	823	8.5
BER03	4-12-1984	Zink	823	8.5
BUB01	19-6-1973	Chloride	398	18.3
BUB01	22-7-1997	Kjeldahl stikstof	15	12.3
BZB00	17-7-2007	Fosfaat	15	138.7
BZB00	24-10-1988	Nitriet	0.66	14.2
DIW02	5-11-2002	Ammonium	5.9	44.1
DIW02	2-2-1984	Chloride	105	14.2
DIW02	5-11-2002	Kjeldahl stikstof	7.4	19.5
DIW02	5-8-1997	Koper	95	90.4
GRB02	24-6-1986	Ammonium	7.8	31.5
ODR01	21-6-1994	Koper	20	18.7
SBK60	22-3-1999	Kjeldahl stikstof	29	27.4
SBK60	11-5-2004	Koper	26	12.0
SBK90	18-12-1990	Zink	220	17.1
VEG02	8-8-1985	Koper	161	23.7
VEG12	12-4-1994	Fosfaat	2.9	19.9

2.2 Gevolgde aanpak

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.

De door ons uitgevoerde trendanalyse omvatte per geanalyseerde reeks twee onderdelen, namelijk:

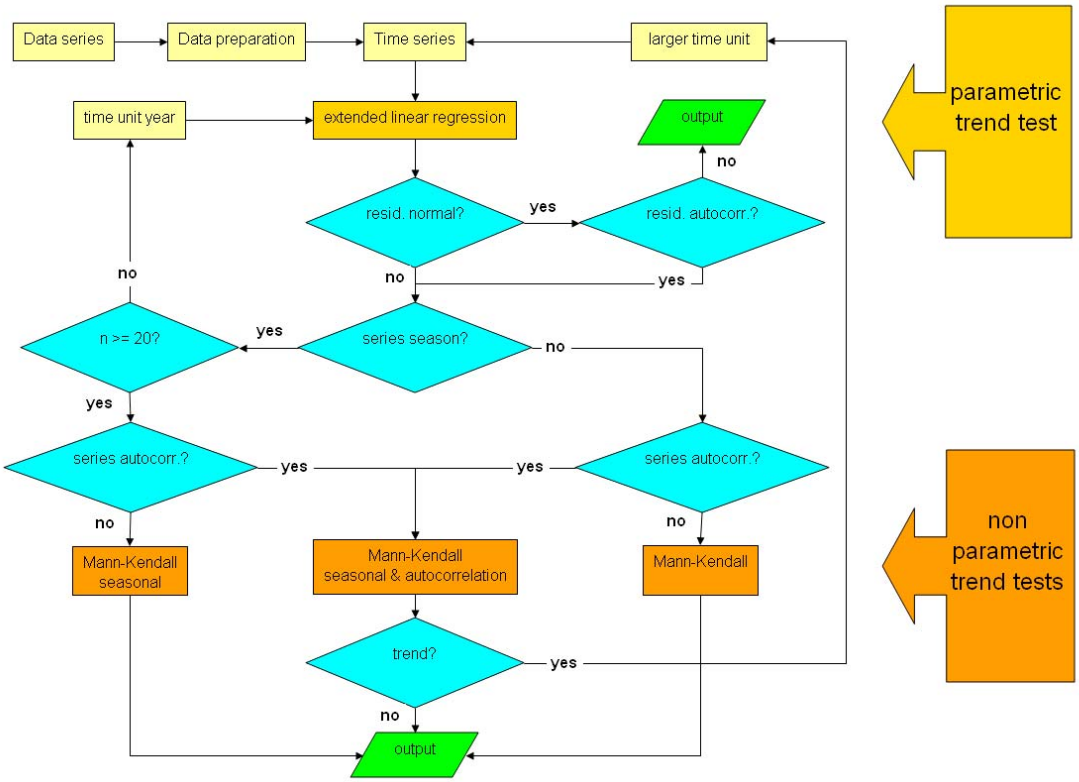
(1) *trenddetectie*, leidend tot een uitspraak over het al of niet optreden van een statistisch significante trend;
(2) *trendkwantificering*, leidend tot een schatting van de grootte van de trend (uitgedrukt als verandering per jaar).

De trendanalyse is uitgevoerd met behulp van het door ons ontwikkelde programma *Trendanalist* [Baggelaar en Van der Meulen, 2007]. 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.

Trendanalist is ook zo ontwikkeld, dat afhankelijk van de statistische karakteristieken van de betreffende meetreeks (het soort kansverdeling waar de meetwaarden uit afkomstig zijn, het al of niet optreden van autocorrelatie en het al of niet optreden van seizoenseffecten), díe trenddetectietoets en díe trendschatter worden gehanteerd die het best aansluiten op die karakteristieken. Daarbij zal het ingebouwde expertsysteem van *Trendanalist* kiezen uit een zestal trenddetectietoetsen (zie figuur 2.1) en een viertal trendschatters. *Trendanalist* heeft als basis-trendtoetsen de lineaire regressietoets en zijn verdelingsvrije equivalent, de Mann-Kendall-toets, maar het programma heeft van beide ook uitgebreidere vormen ter beschikking, die rekening kunnen houden met autocorrelatie en/of het optreden van seizoenseffecten. En de basis-trendschatters van *Trendanalist* zijn de lineaire regressiehellingschatter en zijn verdelingsvrije equivalent, de Theil-hellingschatter.[4]
Deze flexibele aanpak 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.

[4] Als er sprake is van seizoenseffecten wordt de Kendall-seizoenshellingschatter gebruikt. Dit is een aangepaste vorm van de Theil-hellingschatter.

Figuur 2.1: De keuzeprocedure die het ingebouwde expertsysteem van Trendanalist volgt, om te bewerkstelligen dat voor elke meetreeks de meest geschikte trenddetectietoets wordt gehanteerd.[5]



Voor de trendanalyse dient er vooraf een hypothetisch startpunt van de trend te worden geformuleerd. Daarbij dient overigens niet te worden afgegaan op een visuele inspectie van de meetreeksen[6], maar op andere informatie, zoals het begin van mogelijk kwaliteitsverbeterende maatregelen, of het eerste tijdstip dat alle te analyseren meetreeksen gemeen hebben. Bij de startbespreking met het waterschap is besloten om voor elke meetreeks het hypothetisch startpunt van de trend op het begin van de meetreeks te zetten. Op deze wijze wordt namelijk voor elke afzonderlijke meetreeks de lange-termijn ontwikkeling gekenschetst op basis van zoveel mogelijk informatie.

2.3 Resultaten trendanalyse

Van elke geanalyseerde meetreeks hebben wij een trendplot gemaakt, met daarin weergegeven de meetreeks, de geschatte trendlijn en een LOWESS-lijn (zie onderstaand tekstkader). De trendlijn kan namelijk alleen een lineaire trend beschrijven - in ons geval van het startpunt van de reeks tot het eind - terwijl de LOWESS-lijn een veel flexibelere beschrijving kan geven van het verloop van het gemiddelde van de meetreeks. Deze trendplots zijn weergegeven in de digitale bijlage.

[5] Een 'parametric trend test' is hier een trendtoets die uitgaat van een normale kansverdeling, terwijl een 'non parametric trend test' geen vooronderstelling hanteert over het soort kansverdeling. We noemen dat ook wel een verdelingsvrije toets.

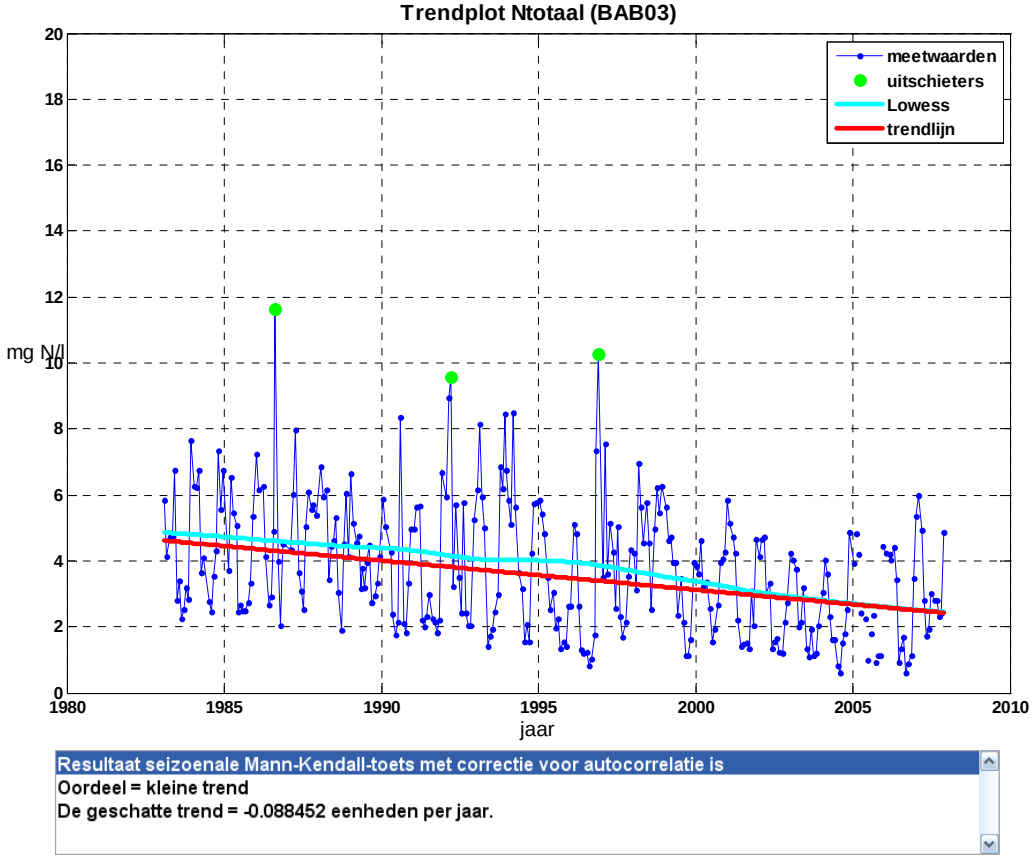
[6] Als het hypothetisch startpunt van de trend wordt geformuleerd op basis van een visuele inspectie van de meetreeks, komt dat er op neer dat een hypothese wordt getoetst met dezelfde gegevens als waarmee de hypothese is geformuleerd. Het toetsresultaat heeft dan weinig zeggingskracht.

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 lange-termijn 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, 1991].

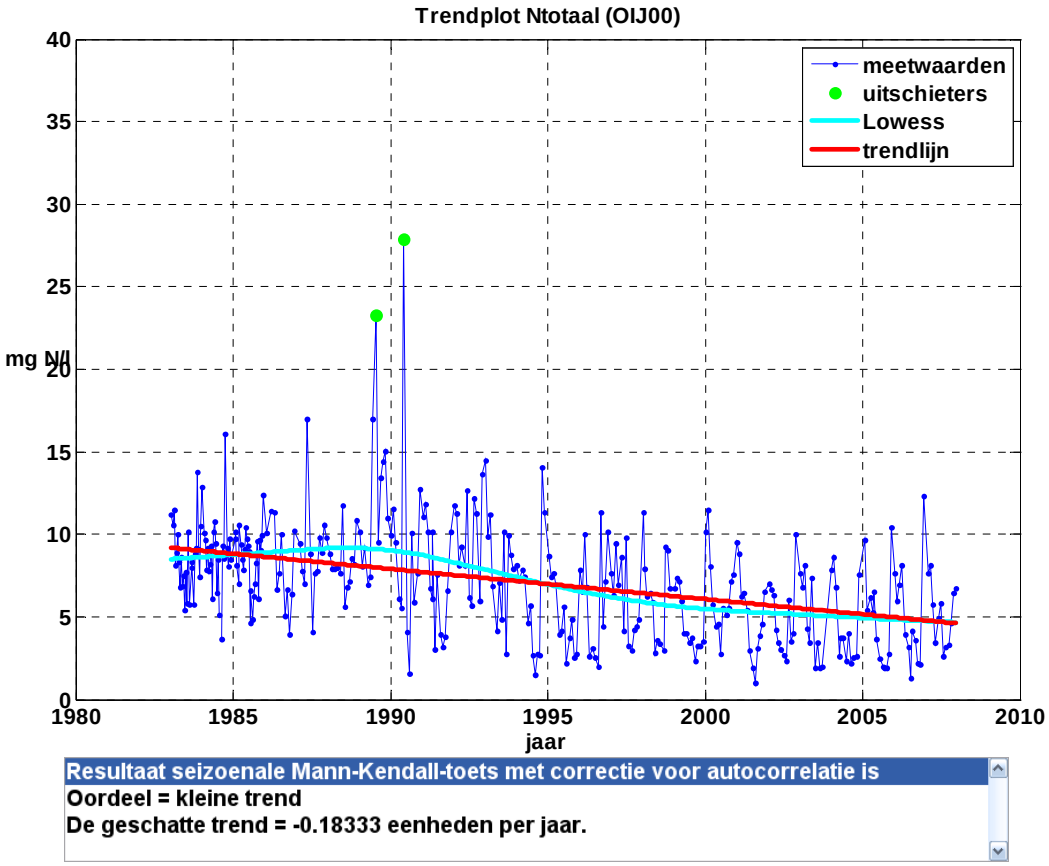
De figuren 2.2 t/m 2.5 geven voorbeelden van dergelijke trendplots, respectievelijk van totaal-stikstof op de meetlocatie BAB03 (in de Baakse Beek) en de grenslocatie OIJ00 (in de Oude Ijssel) en van totaal-fosfor op de meetlocatie BER03 en de grenslocatie BER00 (beide in de Berkel).

Figuur 2.2: Trendplot van totaal-stikstof op de meetlocatie BAB03 (in de Baakse Beek). Weergegeven zijn de meetreeks, de LOWESS-lijn en de door Trendanalist geschatte trendlijn. Onder de figuur is het resultaat van de toets op trend vermeld. Het betreft hier een statistisch significante trend.



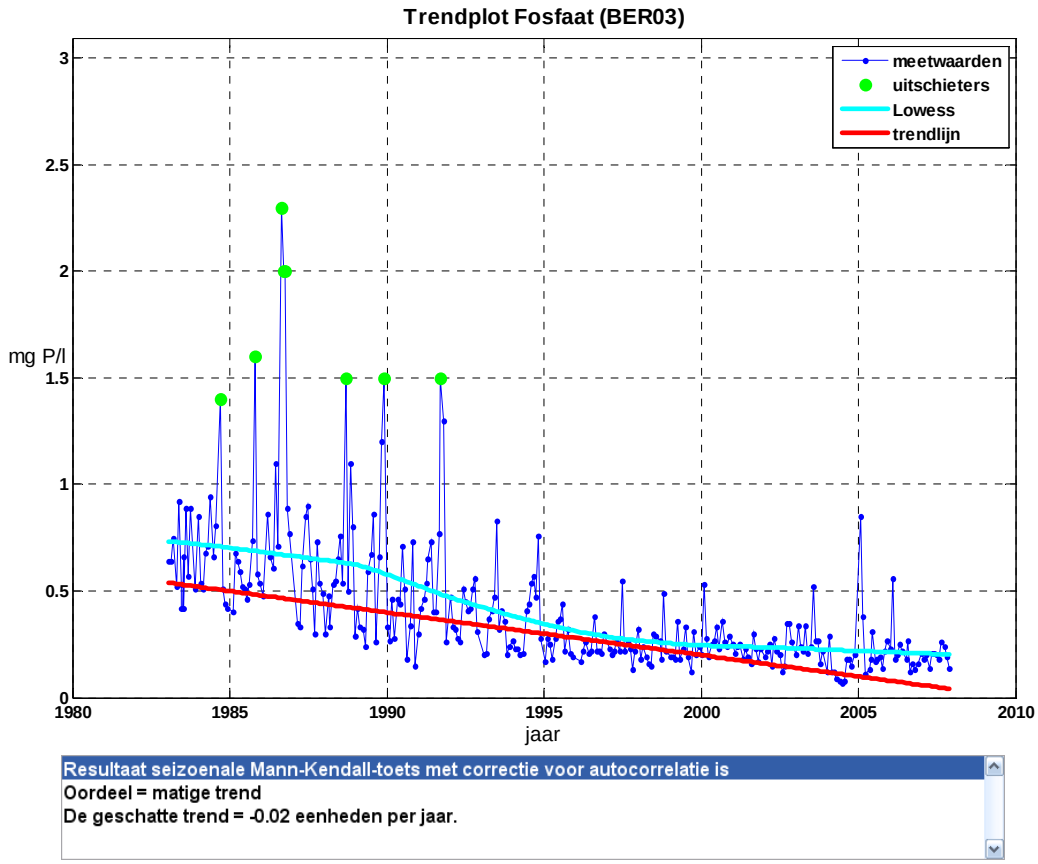
We zien in figuur 2.2 dat de trendlijn en de LOWESS-lijn min of meer dezelfde veranderingen beschrijven. De LOWESS-lijn wijst hier op een trend die doorgaans blijft afnemen, met slechts rond het midden van de jaren negentig een kortdurende stabilisatie van de concentratie totaal-stikstof.

Figuur 2.3: Trendplot van totaal-stikstof op de grenslocatie OIJ00 (in de Oude IJssel). Het betreft hier een statistisch significante trend.



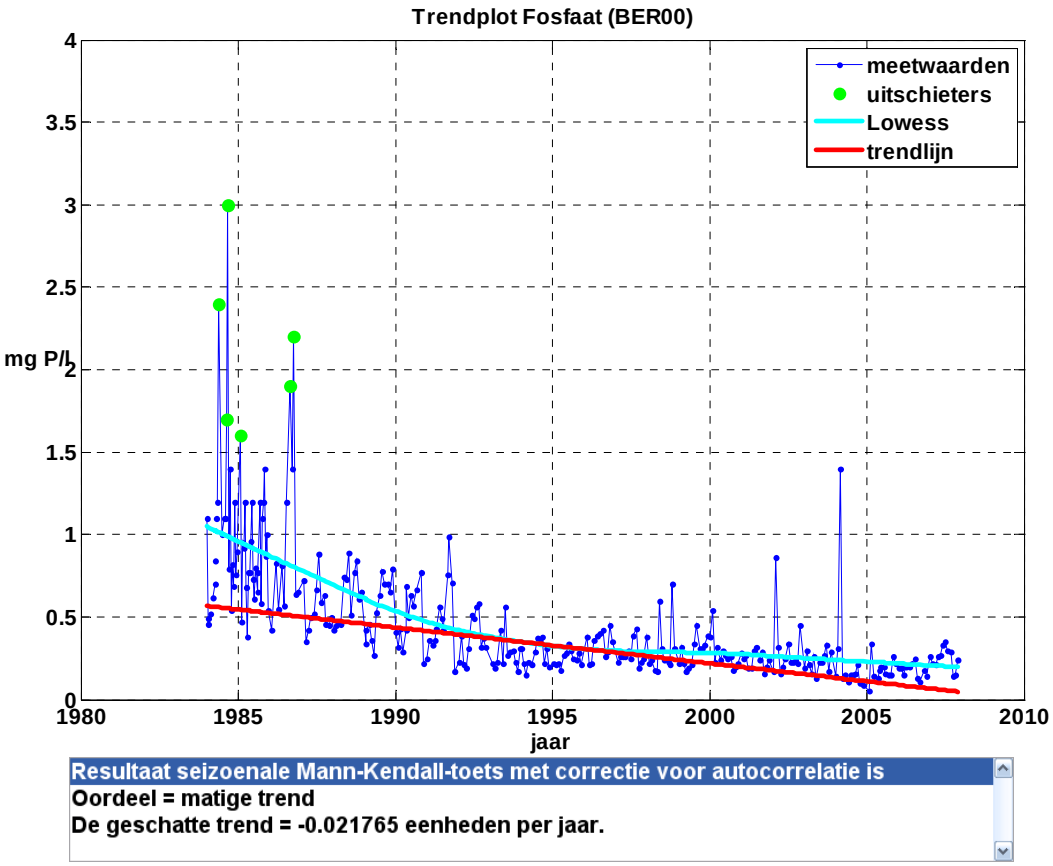
Volgens de LOWESS-lijn is er vanaf circa 2000 op deze grenslocatie een stabilisatie van de concentratie totaal-stikstof.

Figuur 2.4: Trendplot van totaal-fosfor op de meetlocatie BER03 (in de Berkel). Het betreft hier een statistisch significante trend.



We zien in figuur 2.4 dat de trendlijn een ruwe, maar acceptabele beschrijving geeft van de gemiddelde langjarige trend. De LOWESS-lijn geeft hier belangrijke aanvullende informatie, waaruit kan worden opgemaakt dat er van circa 1990 tot 1995 een grotere daling is geweest dan in de overige perioden. De concentratie totaal-fosfor op deze meetlocatie is vanaf eind jaren negentig vrij stabiel. Dit laatste verschijnsel is voor totaal-fosfor overigens op vrijwel alle meetlocaties waar te nemen (zie bijvoorbeeld figuur 2.5).

Figuur 2.5: Trendplot van totaal-fosfor op de grenslocatie BER00 (in de Berkel). Het betreft hier een statistisch significante trend.



Alle resultaten van de trendanalyse zijn te vinden in de digitale bijlage en hier samengevat in het trendpalet van tabel 2.3. Voor de gevallen dat wij het resultaat te zeer beïnvloed achten door een groot hiaat in de meetreeks en/of het optreden van meerdere rapportagegrenzen, is het resultaat niet vermeld (de betreffende cel is dan blanco gelaten).

Tabel 2.3: Trendpalet van de resultaten van de trendanalyse. Elke cel geeft met een kleur het oordeel over een trend, per combinatie van meetlocatie (vermeld in de rijen) en stof (vermeld in de kolommen). Als er geen statistisch significante trend is gedetecteerd (hier met 95% betrouwbaarheid), dan is de cel geel gekleurd (met als waarde 0,0%). Een statistisch significante verbetering is groen gekleurd en een statistisch significante verslechtering is oranje gekleurd. Elke statistisch significante trend is relatief uitgedrukt als percentage verandering per jaar ten opzichte van de mediaan van de meetreeks.De meetlocaties op de grens met Duitsland zijn lichtblauw gearceerd.

Meetpunt	Ammonium	Chloride	Ptotaal	Kjeldahl st.	Nitraat	Nitriet	Ntotaal	Koper	Zink	Alle
OIJ/Oude IJssel										
OIJ00	-3.9%	0.0%	-9.9%	-1.5%	-2.9%	-6.0%	-2.6%	-3.1%	-4.1%	
OIJ11	-2.8%	-0.6%	-7.5%	-1.6%	-2.2%	-3.9%	-2.1%	0.0%	-4.7%	
OIJ03	-8.3%	0.0%	-7.9%	-3.4%	-1.8%	-5.2%	-2.5%	-1.2%	-4.6%	
OIJ/Aa-strang										
AAS00	-5.0%	-1.3%	-9.2%	-1.8%	-2.2%	-5.6%	-2.2%	-1.2%	-5.0%	
OIJ/Boven Slinge										
BOS00	-9.5%	-1.3%	-8.7%	-3.9%	0.0%	-5.8%	-1.8%	-1.7%	-3.5%	
BOS02	-4.4%	-1.9%	-4.2%	-1.6%	-2.6%	-6.3%	-2.9%	0.0%	-3.9%	
BAB/Baakse Beek										
BAB01	-6.7%	-2.0%	-16.1%	-2.1%	-4.8%	-5.6%	-3.8%	0.0%	-4.7%	
BAB03	-3.1%	-0.4%	-6.3%	-1.1%	-3.3%	-3.8%	-2.5%	0.0%	0.0%	
BAB/Veengoot										
VEG12	-1.5%	-0.7%	0.0%	0.8%	-3.4%	-3.4%	-2.7%			
VEG02	-1.5%	0.0%	-5.2%	-0.8%	-3.1%	-2.9%	-2.9%	-2.3%	-3.8%	
BER/Berkel										
BER00	-5.3%	0.0%	-7.0%	-2.4%	-1.3%	-6.3%	-1.6%	-2.7%	-5.0%	
BER03	0.0%	-0.9%	-6.9%	-0.7%	-1.9%	-1.9%	-1.6%	-1.2%	-8.4%	
BER04	-1.0%	0.0%	-3.9%	0.5%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	-2.8%	
BER/Beurzerbeek										
BZB00	0.0%	-1.4%	0.0%	0.0%	0.0%	1.6%	0.0%	0.0%	0.0%	
BER/Groenlose Slinge										
GRS01	-2.7%	-2.0%	0.0%	0.7%	-3.0%	-1.3%	-2.6%	0.0%	0.0%	
SBK/Schipbeek										
BUB01	-8.7%	-0.8%	-8.9%	-2.0%				-2.2%	-2.5%	
SBK60	-2.7%	-0.8%	-3.4%	0.0%						
SBK90	-3.3%	-0.8%	-4.8%	-0.3%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	-7.2%	
ODR/Grenskanaal/Oude Rijn										
GRK11	0.0%	-0.9%	2.6%	0.0%	-2.5%	0.0%	-1.9%	4.0%	0.0%	
ODR00	-10.0%	-1.6%	-10.7%	-4.3%	0.0%	-2.2%	-2.9%	0.0%		
ODR01	-5.2%	-1.4%	-3.8%	-1.7%	-3.3%	-2.8%	-3.0%	0.0%		
BEVERMEER/Didamse Wetering										
DIW02	0.0%	0.0%	-1.4%	0.0%	0.0%	0.0%	1.2%	0.0%	0.0%	
GRB/Grote Beek										
GRB02	-2.5%	-0.7%	-3.1%	-0.9%	0.0%	-2.9%	-1.3%	-3.7%		
LIEMERS/Zwalm										
ZWA01	-1.6%	1.1%	-1.6%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%		

Trend	Ammonium	Chloride	Ptotaal	Kjeldahl st.	Nitraat	Nitriet	Ntotaal	Koper	Zink	Totaal
Afname	91.7%	70.8%	83.3%	66.7%	63.6%	72.7%	77.3%	40.9%	77.8%	71.8%
Geen trend	4.2%	25.0%	12.5%	20.8%	36.4%	22.7%	18.2%	54.5%	22.2%	23.8%
Toename	4.2%	4.2%	4.2%	12.5%	0.0%	4.5%	4.5%	4.5%	0.0%	4.5%
Totaal	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

Trend	Ammonium	Chloride	Ptotaal	Kjeldahl st.	Nitraat	Nitriet	Ntotaal	Koper	Zink	Totaal
Minimum	-10.0%	-2.0%	-16.1%	-4.3%	-4.8%	-6.3%	-3.8%	-3.7%	-8.4%	-16.1%
Mediaan	-3.0%	-0.8%	-5.0%	-1.0%	-2.0%	-2.9%	-2.2%	0.0%	-3.9%	-2.7%
Maximum	0.0%	1.1%	2.6%	0.8%	0.0%	1.6%	1.2%	4.0%	0.0%	4.0%

Door de sprekende kleuren is aan de hand van een trendpalet direct zichtbaar welke stoffen op welke meetpunten relevante verbeteringen, dan wel verslechteringen te zien geven. Het algehele beeld mag positief genoemd worden. In 71,8% van de gevallen is er namelijk sprake van verbetering en in slechts 4,5% van de gevallen van verslechtering.

Voor vrijwel alle stoffen is op ruim meer dan 50% van de meetlocaties sprake van verbetering. Maar voor koper is er slechts op 40,9% van de meetlocaties sprake van verbetering.

De meeste verbeteringen zijn opgetreden bij ammonium, totaal-fosfor en zink. De relatieve verbeteringen zijn bij deze stoffen ook het grootst. Totaal-fosfor toont doorgaans een grotere relatieve verbetering dan totaal-stikstof.
Voor nitraat en zink is er nergens een verslechtering opgetreden. Voor de overige beschouwde stoffen is er op slechts één van de meetlocaties een verslechtering opgetreden, met uitzondering echter van Kjeldahl-stikstof, dat op drie meetlocaties is verslechterd.
De lange-termijn ontwikkelingen van koper en zink zijn in een aantal gevallen verschillend, waarbij zink vaker verbeteringen te zien heeft gegeven dan koper. Zink toont doorgaans ook een grotere relatieve verbetering dan koper.

Uit tabel 2.3 blijkt dat de kwaliteitsontwikkelingen op de grenslocaties (lichtblauw gearceerd) doorgaans passen in het beeld van de algehele verbetering. De verbeteringen zijn dus niet beperkt tot het Nederlandse deel van de betreffende stroomgebieden.
De grenslocatie BZB00 in de Beurzerbeek geeft echter een afwijkend beeld, aangezien daar nauwelijks kwaliteitsontwikkelingen zijn opgetreden. Maar er zijn geen langjarige meetreeksen beschikbaar van het Nederlandse deel van deze beek, zodat we niet kunnen nagaan of de ontwikkelingen daar anders waren.

Om een indruk te kunnen krijgen van eventuele verschillen in kwaliteitsontwikkeling tussen stroomgebieden die deels in Duitsland liggen en stroomgebieden die volledig in Nederland liggen, toont tabel 2.4 per stof de mediane trend van deze twee soorten stroomgebieden, zoals berekend uit de resultaten van tabel 2.3. Hierbij zijn de stroomgebieden die volledig in Nederland liggen die van de Baakse Beek, de Veengoot en de Grote Beek.

Tabel 2.4: Per stof de mediane trend in stroomgebieden die deels in Duitsland liggen (A) en de mediane trend in stroomgebieden die volledig in Nederland liggen (B).

Trend	Ammonium	Chloride	Ptotaal	Kjeldahl st.	Nitraat	Nitriet	Ntotaal	Koper	Zink
Mediaan-A	-3.3%	-0.8%	-4.8%	-1.5%	-1.8%	-2.2%	-1.9%	0.0%	-3.9%
Mediaan-B	-2.5%	-0.7%	-5.2%	-0.9%	-3.3%	-3.4%	-2.7%	-1.2%	-3.8%

A: Meetlocaties in stroomgebieden die deels in Duitsland liggen
B: Meetlocaties in stroomgebieden die volledig in Nederland liggen

Uit tabel 2.4 blijkt dat er over het algemeen geen grote verschillen zijn in de kwaliteitsontwikkelingen van deze twee soorten stroomgebieden, wellicht met uitzondering van nitraat en nitriet, want voor deze stoffen is de mediane verbetering van de stroomgebieden die volledig in Nederland liggen enigszins groter dan die van de stroomgebieden die deels in Duitsland liggen.
In het volgende hoofdstuk zullen we de samenhang tussen de Duitse en Nederlandse waterkwaliteit nader beschouwen.

2.4 Conclusies

Uit statistische trendanalyse van 216 meetreeksen (9 stoffen op 24 meetlocaties) blijkt dat er de afgelopen decennia over het algemeen sprake is geweest van significante veranderingen van de waterkwaliteit. Het algehele beeld mag daarbij positief genoemd worden. In 71,8% van de gevallen is er namelijk sprake van verbetering en in slechts 4,5% van de gevallen van verslechtering. De meeste verbeteringen zijn opgetreden bij ammonium, fosfaat en zink. De relatieve verbeteringen zijn bij deze stoffen ook het grootst. De lange-termijn ontwikkelingen van koper en zink zijn in een aantal gevallen verschillend, waarbij zink vaker verbeteringen te zien heeft gegeven dan koper. De kwaliteitsontwikkelingen op de grenslocaties passen in het beeld van de algehele verbetering. De verbeteringen zijn dus niet beperkt tot het Nederlandse deel van de betreffende stroomgebieden.

3 Invloeden op waterkwaliteitsontwikkeling

Nu in het voorgaande hoofdstuk het beeld van de algehele kwaliteitsontwikkelingen is geschetst, zal in dit hoofdstuk worden nagegaan of en in hoeverre deze ontwikkelingen zijn te relateren aan specifieke invloedsfactoren. We kunnen hierbij denken aan maatregelen van WRIJ, algemeen Nederlands beleid, of een veranderende waterkwaliteit uit Duitsland. De uitgangsgevens voor dit onderdeel zijn dezelfde langjarige meetreeksen die zijn gebruikt voor de trendanalyse (zie hoofdstuk 2).

Om na te kunnen gaan of en in hoeverre de waterkwaliteitsontwikkelingen zijn te relateren aan specifieke invloedsfactoren is, afhankelijk van de beschikbare informatie, één van de twee volgende methoden gehanteerd:

1. toetsen hypothesen over relaties – dit is uitgevoerd met tijdreeksanalyse (§ 3.1);
2. beoordelen mogelijke relaties – dit is uitgevoerd met beschrijvende statistiek (§ 3.2).

3.1 Toetsen hypothesen over relaties

3.1.1 Gevolgde aanpak toetsen relaties

Om de hypothesen over relaties van de waterkwaliteit met specifieke invloedsfactoren te kunnen toetsen, hebben we tijdreeksanalyse toegepast met behulp van het door ons ontwikkelde programma *Tijdreeksanalist*. Dit programma omvat een statistische toolbox, gebaseerd op de Box-Jenkins-methode [Van der Meulen, 2007]. Hiermee kunnen objectieve uitspraken worden gedaan over de statistische relaties van de gemodelleerde meetreeks met de reeksen van kandidaat-invloedsfactoren. We hebben getoetst met 95% betrouwbaarheid. Als een relatie statistisch significant wordt bevonden, is dat overigens nog geen formeel bewijs voor een causale relatie.

Een tijdreeksmodel is statistisch verantwoord – en daarmee bruikbaar - als is aangetoond dat is voldaan aan alle vooronderstellingen die aan het model ten grondslag liggen, waaronder dat de modelresiduën aselecte trekkingen zijn uit dezelfde normale kansverdeling. Voor wat betreft meetreeksen van de oppervlaktewaterkwaliteit is het onze ervaring dat dit slechts is te garanderen door elk model handmatig te ontwikkelen. Dit is echter maatwerk en vergt veel tijd. Daarom is de tijdreeksmodellering slechts voor een beperkt aantal meetreeksen uitgevoerd. Deze zijn zo strategisch mogelijk geselecteerd uit het totale aanbod van meetreeksen.

Om te kunnen toetsen of het verloop van de concentratie van een bepaalde stof gerelateerd is aan een bepaalde factor, dient bij het vervaardigen van het tijdreeksmodel van die concentratie (dit is de uitvoerreeks van het model) de betreffende factor te worden meegenomen als een invoerreeks. Voor wat betreft de factor Duitse waterkwaliteit kan de meetreeks van de concentratie op de grenslocatie worden meegenomen als invoerreeks. Maar voor wat bijvoorbeeld betreft de maatregelen van het mestbeleid zijn er geen meetreeksen voorhanden die als invoerreeks kunnen dienen. Deze maatregelen zijn ook vrij diffuus van aard en uitwerking en daardoor niet duidelijk kwantificeerbaar. Een dergelijke maatregel kan dan slechts als invoerreeks bij de modellering worden betrokken als een zogenaamde [0,1]-variabele, die de waarde nul heeft als de maatregel nog niet werkzaam is en de waarde 1 als dat wel het geval is. Indien van toepassing kan hierbij ook rekening worden gehouden met een overgangsfase, bijvoorbeeld door de variabele over een bepaalde periode geleidelijk te laten toenemen tot de waarde 1. Dit vergt echter dat zowel het ingangstijdstip van de werkzaamheid van de maatregel, als de veronderstelde vorm van zijn relatie

met de te modelleren meetreeks – zoals een stapsgewijze, een lineaire, of een niet-lineaire verandering – beschikbaar zijn.
Het toetsen op de relatie met een [0,1]-variabele wordt wel aangeduid als interventie-analyse [Hipel and McLeod, 1994]. Het is een bijzondere toepassing van de tijdreeksanalyse zoals ontwikkeld door [Box and Jenkins, 1976]. De digitale bijlage van ons rapport bevat een uitgebreidere toelichting op tijdreeksanalyse.

Het is in statistische zin ongewenst om de informatie over het ingangstijdstip van de werkzaamheid van de maatregel en/of de veronderstelde vorm van zijn relatie vóóraf kwantitatief of visueel vast te stellen op basis van het verloop van de meetreeks, want dan zou het stellen van de hypothese geschieden met hetzelfde materiaal als waarmee de hypothese getoetst wordt. Het resultaat heeft dan geen zeggingskracht meer. De hypothesen omtrent de mogelijke relaties met beleidsmaatregelen zijn daarom vóóraf geformuleerd, waarbij is uitgegaan van voorzetten daartoe van het waterschap[7]. Het betreft een drietal algemene hypothesen over de ontwikkeling van de oppervlaktewaterkwaliteit, die volgen uit de fasering van het mestbeleid[8]. Dit zijn:

1. De concentraties totaal-stikstof, totaal-fosfor, koper en zink zijn na januari 1984 afgenomen met de invoering van het mestbeleid [Alterra, 2007].
2. De concentraties totaal-stikstof, totaal-fosfor, koper en zink zijn na januari 1992 afgenomen met de invoering van verplichte mestinjectie [Alterra, 2007].
3. De concentraties koper en zink zijn na medio 2000 afgenomen met de daling van het gehalte aan zware metalen in veevoer.

Verder heeft het waterschap twee aanvullende hypothesen opgesteld voor meetlocaties benedenstrooms van een rwzi:

4. De concentratie totaal-fosfor is na januari 1990 afgenomen met de invoering van fosfaatvrije wasmiddelen en een verbeterde fosfaatverwijdering tijdens het zuiveringsproces.
5. De concentraties koper en zink zijn over de gehele analyseperiode geleidelijk afgenomen met aanpassingen aan rwzi's.

En tenslotte een hypothese voor meetlocaties benedenstrooms van specifieke rwzi's:

6. De concentraties totaal-stikstof, totaal-fosfor, koper en zink zijn afgenomen met de verandering van de werking van de bovenstrooms gelegen rwzi. Dit betreft na 1980 de volgende jaartallen en rwzi's: 1987 - Ruurlo en Wehl, 1987-1988 – Aalten, 1992 – Etten, 1994 – Lichtenvoorde en 2005 – Varsseveld.

De hypothesen 4 en 5 hebben wij niet apart getoetst, aangezien deze voor wat betreft de gepostuleerde relatie met het concentratieverloop te weinig afwijken van die van de hypothesen 1 en 2. De hypothese 4 lijkt in die zin sterk op hypothese 2 , want een verschil in starttijd van 2 jaar is bij dit soort analyses nauwelijks onderscheidend. En hypothese 5 kan zich nauwelijks onderscheiden van hypothese 1, doordat beide een lange-termijn verandering vanaf ongeveer het begin van de meetreeksen postuleren.

Wij hebben bij de modellering als invoerreeks een referentiereeks betrokken die de omstandigheden zonder de gepostuleerde hypothetische relatie met de invloedsfactor weergeeft. Waar het gaat om het toetsen van de hypothesen 1 t/m 3 is als referentiereeks de

[7] Notitie '*Hypothese tijdreeksanalyse waterkwaliteit*', Annemarie Hoenderboom, 10 april 2008, WRIJ.
[8] Vanaf 1984 is een serie maatregelen afgekondigd in het kader van het mestbeleid. In eerste instantie waren deze vooral gericht op het beperken van de productie van dierlijke mest (mestproductierechten), op de toediening van dierlijke mest op het land (gebruiksnormen en tijdstip) en op de beperking van de emissie van ammoniak uit dierlijke mest (emissiearme mestopslag en toediening). In 1998 is de mineralenboekhouding (MINAS) van kracht gegaan en in 2000 is het gehalte zware metalen in mengvoeders verscherpt.

stofconcentratie op de bijbehorende grenslocatie gehanteerd. En waar het gaat om het toetsen van hypothese 6 is als referentiereeks de stofconcentratie op een meetlocatie bovenstrooms van de rwzi gehanteerd. Door een dergelijke referentiereeks ontstaat er namelijk beduidend meer onderscheidend vermogen bij het toetsen van de hypothese. Een nadeel is echter dat we hierdoor de hypothesen voor slechts enkele meetlocaties hebben kunnen toetsen. Het toetsen vergt namelijk langjarige meetreeksen. Maar er zijn weinig meetlocaties met langjarige meetreeksen die ook een bijbehorende grenslocatie hebben met langjarige meetreeksen. Verder is er slechts één meetlocatie benedenstrooms van één van de rwzi's genoemd bij hypothese 6, met tevens een meetlocatie bovenstrooms van de betreffende rwzi met langjarige meetreeksen.

3.1.2 Resultaten toetsen relaties

Toetsen hypothesen 1 en 2
Als eerste hebben wij de in § 3.1.1 vermelde algemene hypothesen 1 en 2 getoetst. Deze hebben we simultaan getoetst, aangezien niet is uit te sluiten dat hun uitwerkingsperioden overlappen. En om het beeld scherper te kunnen stellen, hebben we ook de meetreeks van de stofconcentratie van de bijbehorende grenslocatie meegenomen als invoerreeks. Dit laatste bewerkstelligt een verdiscontering van de relatie met de Duitse waterkwaliteit, zodat de eventuele Nederlandse relaties scherper naar voren kunnen komen.

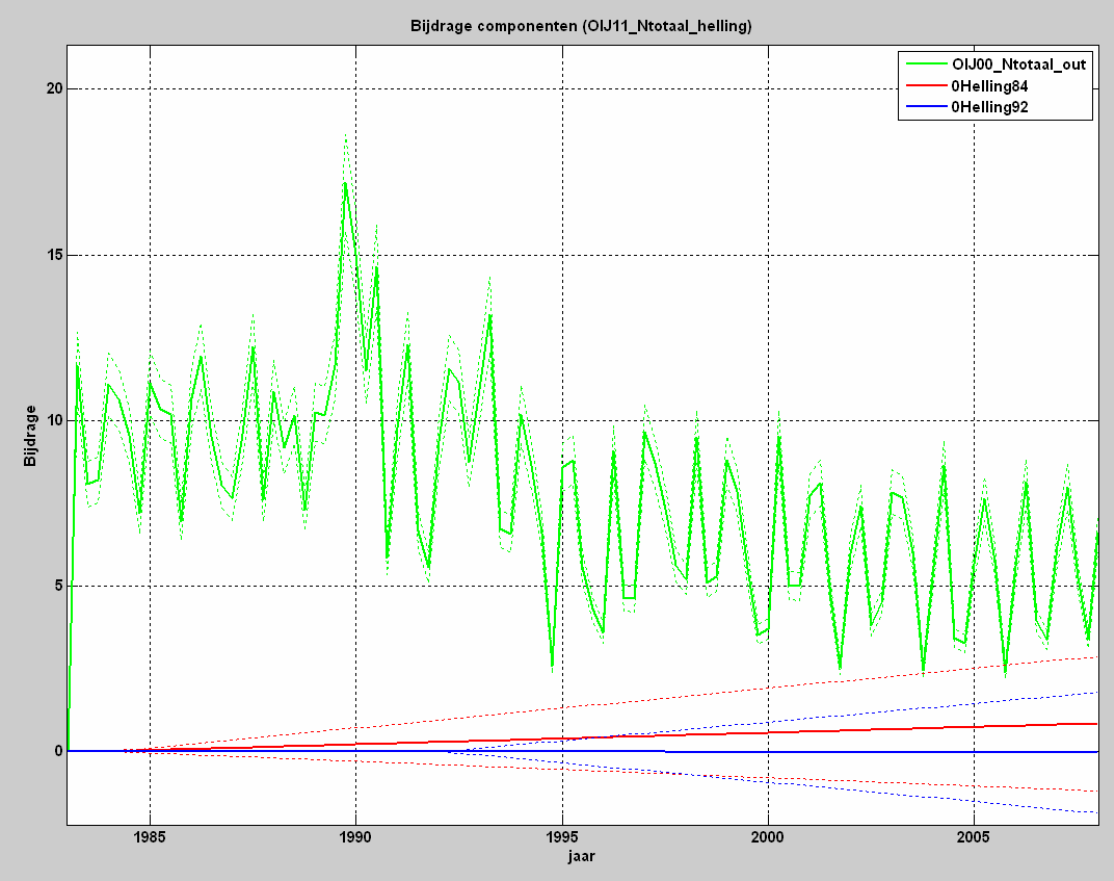
We bespreken eerst de resultaten voor de meetreeks van totaal-stikstof op meetlocatie OIJ11 (in de Oude IJssel). Ter verdiscontering van de relatie met de Duitse waterkwaliteit is ook de meetreeks van totaal-stikstof op de grenslocatie OIJ00 meegenomen als invoerreeks. De hypothesen 1 en 2 bevatten geen specificatie van de vorm van de relatie met respectievelijk de invoering van het mestbeleid en de invoering van verplichte mestinjectie. Daarom hebben we noodgedwongen verschillende vormen uitgeprobeerd, te weten:

1. Een stapsgewijze verandering – De invoerreeks voor de invoering van het mestbeleid is daartoe vervaardigd als een reeks met de waarde 0 tot januari 1984 en de waarde 1 daarna. En de invoerreeks voor de invoering van verplichte mestinjectie is daartoe vervaardigd als een reeks met de waarde 0 tot januari 1992 en de waarde 1 daarna.
2. Een lineaire verandering - De invoerreeks voor de invoering van het mestbeleid is daartoe vervaardigd als een reeks met de waarde 0 tot januari 1984 en daarna lineair oplopend tot de waarde 1 in december 2007. En de invoerreeks voor de invoering van verplichte mestinjectie is daartoe vervaardigd als een reeks met de waarde 0 tot januari 1992 en daarna lineair oplopend tot de waarde 1 in december 2007.
3. Een asymptotische verandering. Hiervoor is uitgegaan van de stapvormige invoerreeksen genoemd onder 1. Een asymptotische afname kan hiermee worden geschat door een speciale formulering van het bijbehorende transfermodel (zie bijvoorbeeld [Hipel and McLeod, 1994]). Dit bleek hier echter in geen van de door ons uitgeprobeerde gevallen een verantwoord model op te kunnen leveren, daarom bespreken we de resultaten voor deze vorm verder niet.

Om beter te kunnen voldoen aan de vooronderstelling van normaliteit van de modelresiduën, is gemodelleerd op kwartaalbasis (de tijdseenheid is dan het kwartaal). Voor geen van de gepostuleerde vormen van de twee [0,1]-variabelen zijn echter statistisch significante negatieve evenwichtsrelaties geschat (een maatregel die een lagere concentratie geeft, heeft een negatieve evenwichtsrelatie met de concentratie). De tijdreeksanalyse levert ook een decompositie op van de uitvoerreeks in de componenten die de bijdragen van de invoerreeksen weergeven. Figuur 3.1 toont de component die de bijdrage weergeeft van totaal-stikstof op de grenslocatie OIJ00 en de componenten van de twee [0,1]-variabelen die een lineaire verandering vertegenwoordigen. Het is duidelijk te zien dat de

meetreeks van OIJ00 de meeste dynamiek verklaart van de meetreeks van OIJ11 – ook de trendmatige verbetering van de kwaliteit.

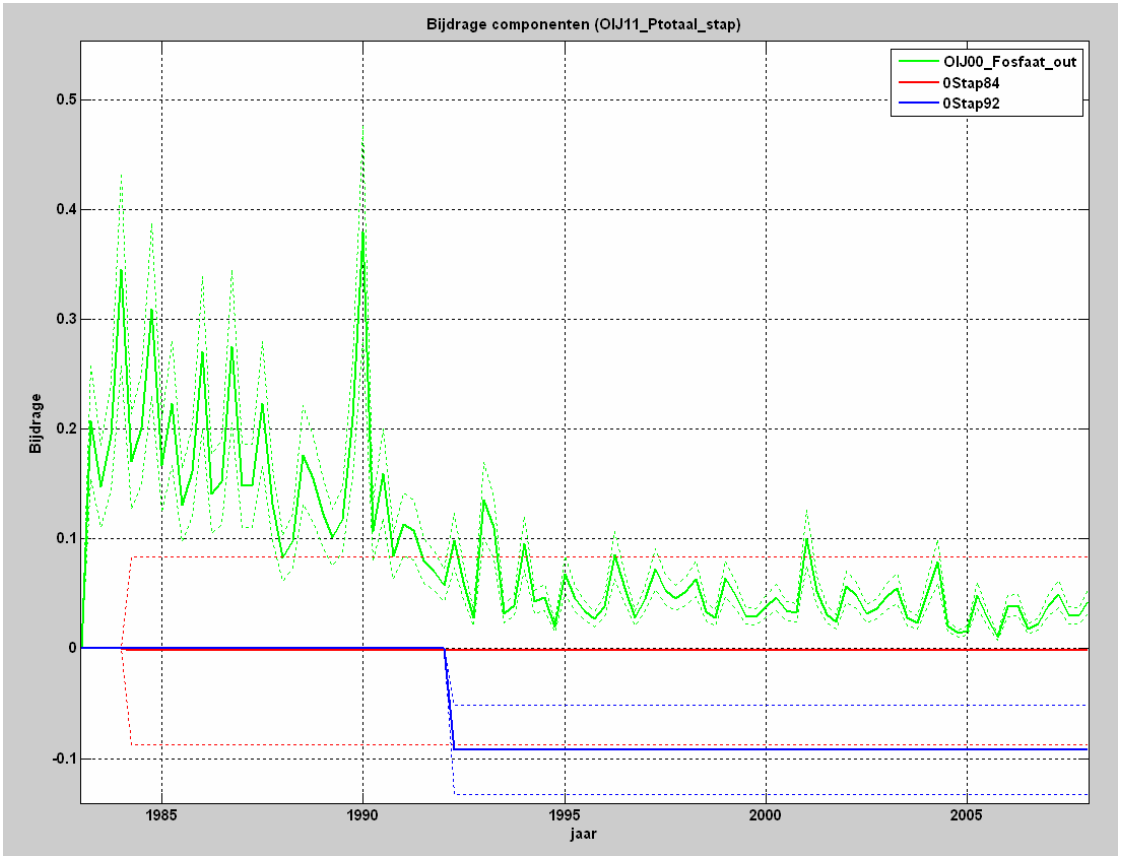
Figuur 3.1: Decomposite van de reeks van totaal-stikstof op meetlocatie OIJ11 in drie componenten, bij modellering met lineaire veranderingen als invoerreeksen voor de mestmaatregelen.

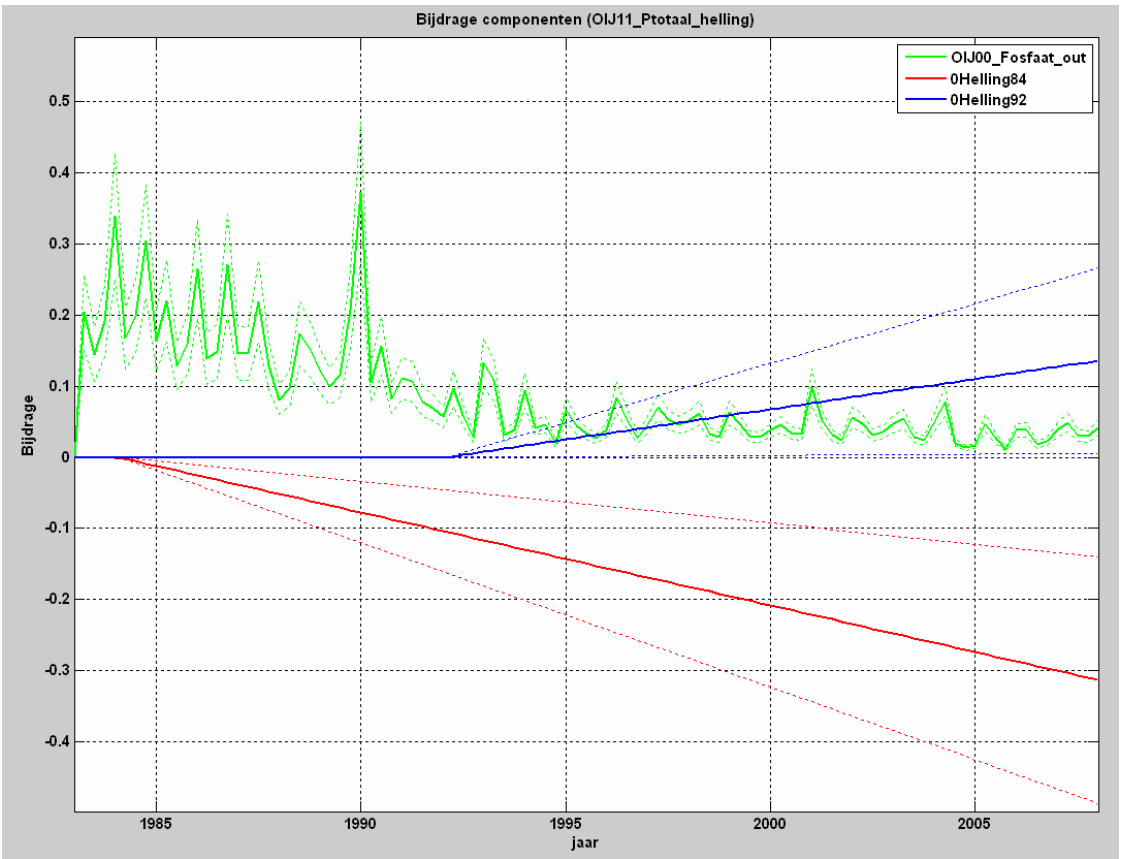


Op dezelfde wijze hebben we de hypothesen 1 en 2 getoetst voor totaal-fosfor op meetlocatie OIJ11, dat wil zeggen ook op kwartaalbasis en met de verschillende vormen van de invoerreeksen voor de maatregelen in het kader van het mestbeleid. Ter verdiscontering van de relatie met de Duitse waterkwaliteit is ditmaal de meetreeks van totaal-fosfor op de grenslocatie OIJ00 meegenomen als invoerreeks. De decomposities die resulteerden bij deze modelleringen zijn weergegeven in figuur 3.2.

Bij modellering met stapsgewijze veranderingen als invoerreeksen voor de mestmaatregelen is alleen de evenwichtsrelatie met de invoering van verplichte mestinjectie (in 1992) statistisch significant negatief geschat, namelijk -0,09 mg P/l (met standaardfout 0,02 mg P/l). De evenwichtsrelatie met de invoering van het mestbeleid (in 1984) is niet statistisch significant geschat. Maar bij modellering met lineaire veranderingen als invoerreeksen voor de mestmaatregelen is alleen de evenwichtsrelatie met de invoering van het mestbeleid (1984) statistisch significant negatief geschat, namelijk -0,31 mg P/l (met een standaardfout van 0,09 mg P/l). De evenwichtsrelatie met de invoering van verplichte mestinjectie (1992) is daarentegen statistisch significant positief geschat, namelijk 0,14 mg P/l (met een standaardfout van 0,07 mg P/l). Aangezien een positieve relatie hier onlogisch is, is het denkbaar dat de positieve relatie vanaf 1992 resulteert doordat het model de lineaire relatie die vanaf 1984 is geschat enigszins wil afzwakken. Als we de twee lineaire componenten in figuur 3.2 (onderste figuur) sommeren, ontstaat namelijk een vorm die lijkt op een afname die naar een asymptoot toeloopt.

Figuur 3.2: Decomposite van de reeks van totaal-fosfor op meetlocatie OIJ11 in drie componenten. Boven: bij modellering met stapsgewijze veranderingen als invoerreeksen voor de mestmaatregelen. Onder: bij modellering met lineaire veranderingen als invoerreeksen voor de mestmaatregelen.





De resultaten van de twee modelleringen van totaal-fosfor spreken elkaar sterk tegen. Bij de eerste (stapsgewijze veranderingen) geeft de invoering van de verplichte mestinjectie een statistisch significant negatieve evenwichtsrelatie en bij de tweede (lineaire veranderingen) geldt dit voor de invoering van het mestbeleid. Bovendien lijkt de tweede modellering een correctie nodig te hebben om een meer asymptotische afname te kunnen beschrijven. Een asymptotische afname is inderdaad waarschijnlijker te achten dan een stapsgewijze of lineaire afname, doordat er nalevering zal optreden. Het bleek echter niet mogelijk om tot verantwoorde modellen te komen die vanuit een stapvormige invoerreeks zelf een asymptotische afname beschrijven, ook niet voor een aantal andere meetreeksen die we hebben getracht te modelleren. Het gebruiken van een invoerreeks in de vorm van een asymptotische verandering is hier overigens geen optie, aangezien we niet weten hoe lang het duurt voordat die asymptoot wordt bereikt. Het is zelfs waarschijnlijk dat die responstijd afhangt van de grondsoort. Gezien deze problemen hebben wij de hypothesen 1 en 2 verder niet getoetst met tijdreeksanalyse, ook niet voor de andere stoffen.

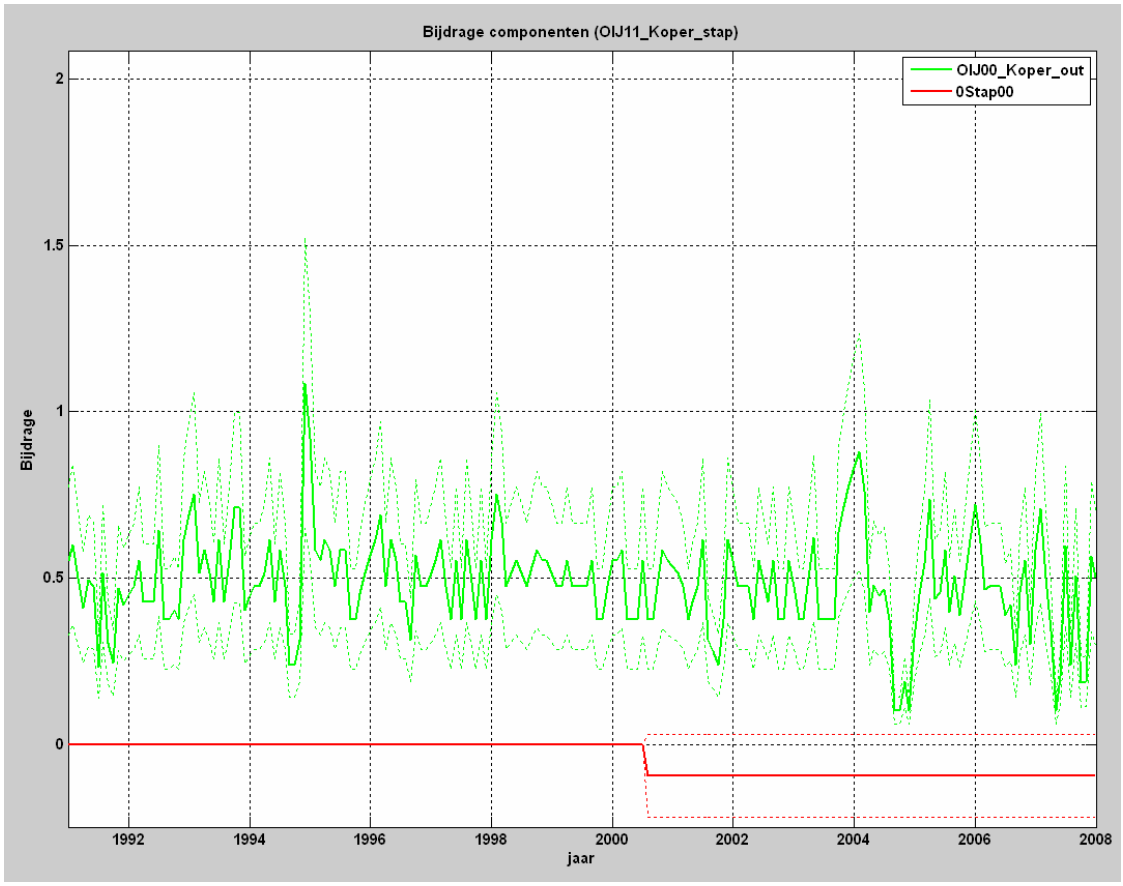
Toetsen hypothese 3
Hypothese 3 stelt dat de concentraties koper en zink na medio 2000 zijn afgenomen met de daling van het gehalte aan zware metalen in veevoer. We zijn er hierbij van uitgegaan dat rond 2000 de eventuele relaties met de invoering van het mestbeleid (1984) en van de invoering van verplichte mestinjectie (1992) al goeddeels zijn uitgewerkt, zodat die niet apart bij de modellering hoeven te worden betrokken.

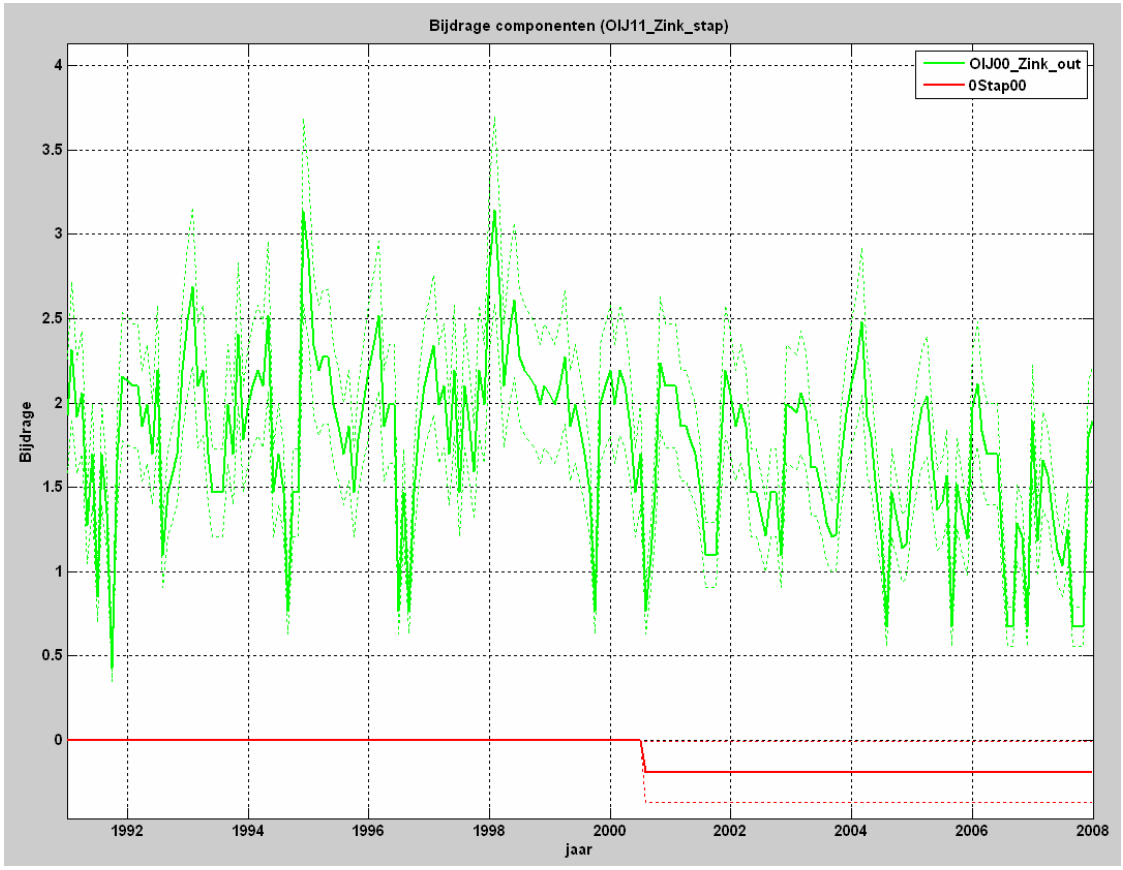
We bespreken de resultaten voor de meetreeksen van koper en zink op meetlocatie OIJ11. We zijn uitgegaan van een stapvormige relatie met deze maatregel. De invoerreeks voor de maatregel is daartoe vervaardigd als een reeks met de waarde 0 tot juli 2000 en de waarde 1 daarna. Ter verdiscontering van de relatie met de Duitse waterkwaliteit is ook de meetreeks van de betreffende stof (koper of zink) op de grenslocatie OIJ00 meegenomen als invoerreeks. Beide stoffen zijn gemodelleerd op maandbasis. Om beter te kunnen voldoen aan de vooronderstelling van normaliteit van de modelresiduën zijn de maandwaarden echter logaritmisch getransformeerd, volgens de formule:

getransformeerde waarde = log(waarde + 1).

Voor koper is geen statistisch significante negatieve evenwichtsrelatie met de maatregel geschat (-0,09, met standaardfout 0,06, beide in de logschaal), maar wel voor zink, namelijk -0,19, met standaardfout 0,09 (beide in de logschaal).
De decomposities van de reeksen van koper en zink die resulteerden bij deze modelleringen zijn weergegeven in figuur 3.3.

Figuur 3.3: Decompositie van de reeks van koper (boven) en de reeks van zink (onder) op meetlocatie OIJ11 in twee componenten.





Toetsen hypothese 6

Als laatste is hypothese 6 getoetst, die stelt dat de concentraties totaal-stikstof, totaal-fosfor, koper en zink zijn afgenomen met de verandering van de werking van de bovenstrooms gelegen rwzi. We hebben deze hypothese getoetst voor meetlocatie OIJ03, gelegen in de Oude IJssel, benedenstrooms van de rwzi Etten, die in 1992 is gerenoveerd, waarbij rwzi Doeinchem aan deze rwzi is toegevoegd. We zijn er van uitgegaan dat het een stapvormige relatie met de waterkwaliteit betreft. De invoerreeks voor de renovatie van de rwzi is daartoe vervaardigd als een reeks met de waarde 0 tot januari 1992 en de waarde 1 daarna. Als referentie voor de waterkwaliteit zonder de relatie met de rwzi is ook de meetreeks van de betreffende stof op de meetlocatie OIJ11 meegenomen als invoerreeks. Deze ligt bovenstrooms van de rwzi Etten.

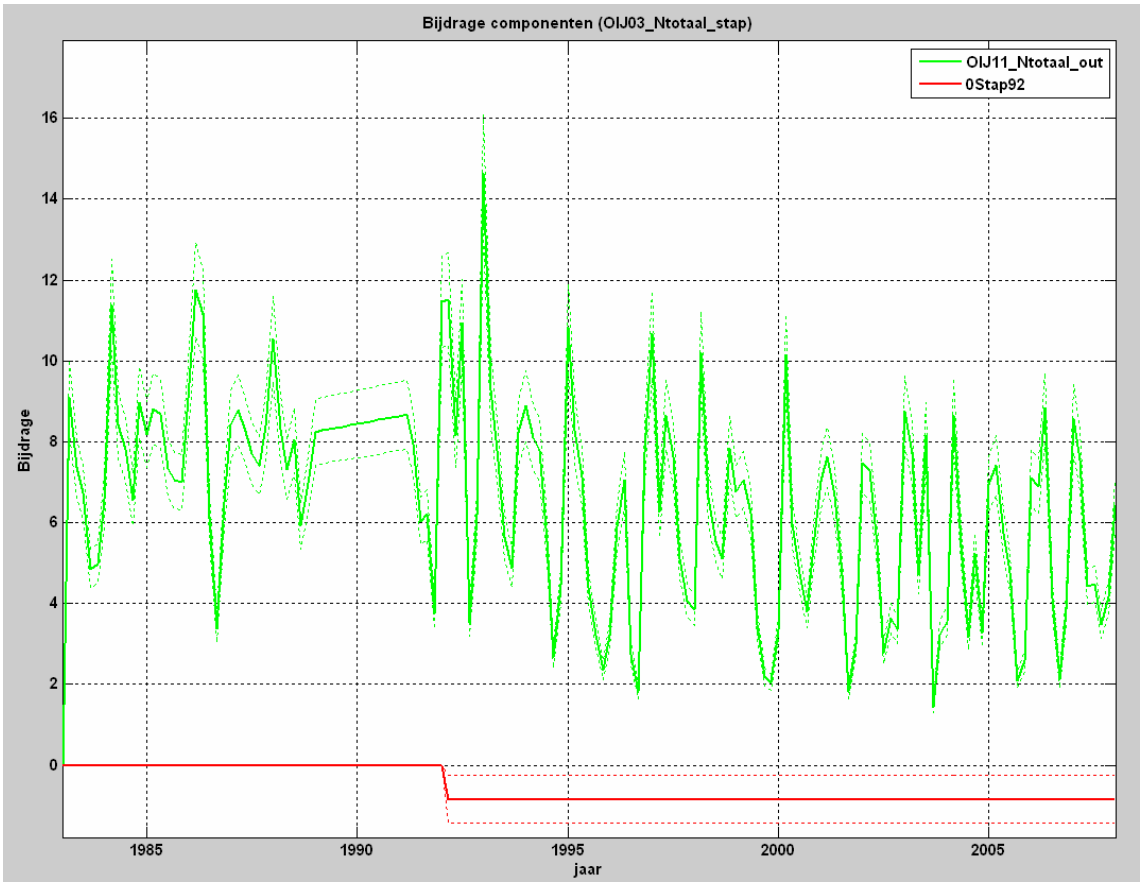
Om beter te kunnen voldoen aan de vooronderstelling van normaliteit van de modelresiduën is totaal-stikstof gemodelleerd op tweemaandsbasis en totaal-fosfor op kwartaalbasis. Voor beide stoffen zijn statistisch significante negatieve evenwichtsrelaties met de renovatie van de rwzi Etten geschat. Voor totaal-stikstof bedraagt de schatting -0,84 mg N/l (met standaardfout 0,30 mg N/l) en voor totaal-fosfor -0,13 mg P/l (met standaardfout 0,02 mg N/l). De decomposities die resulteerden bij de modelleringen van totaal-stikstof en totaal-fosfor zijn weergegeven in figuur 3.4.

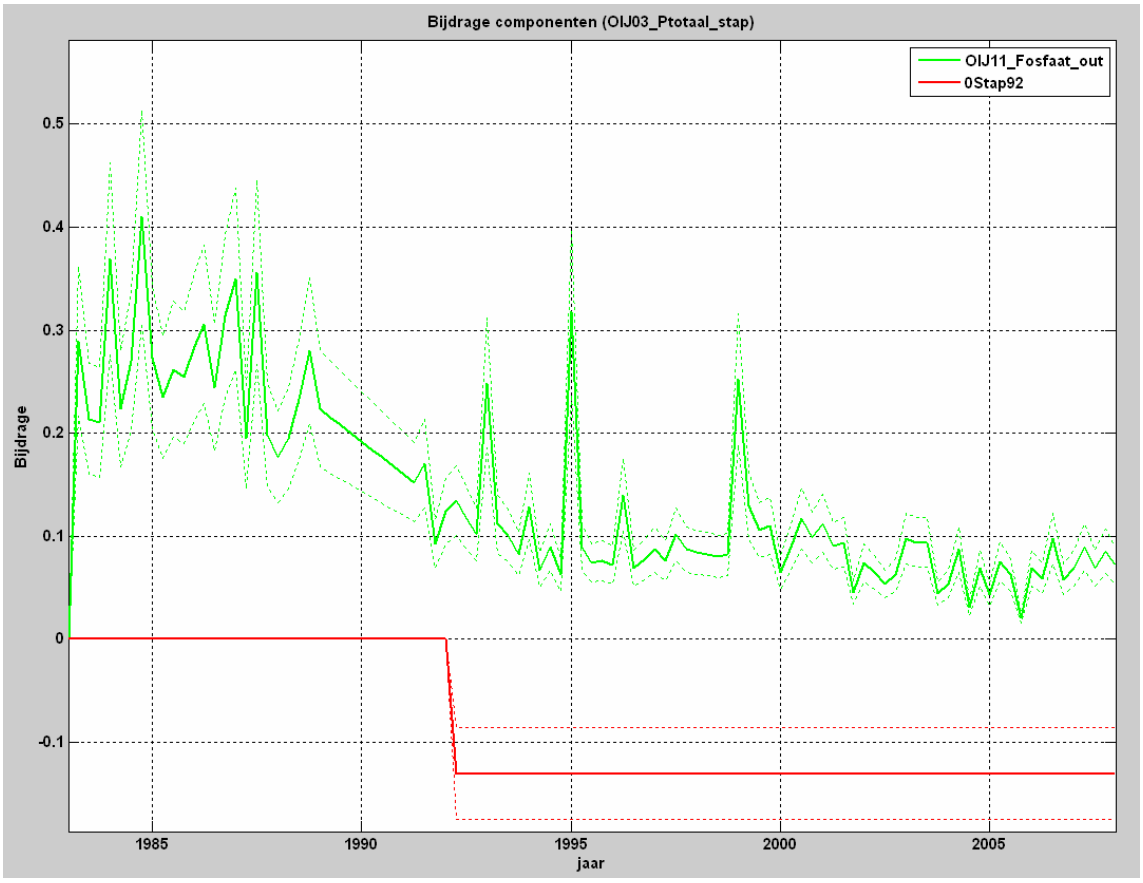
Koper en zink zijn daarentegen gemodelleerd op maandbasis, maar de maandwaarden zijn daarbij wel logaritmisch getransformeerd, volgens de formule:

$$\text{getransformeerde waarde} = \log(\text{waarde} + 1)$$

Voor geen van beide stoffen is een statistisch significante negatieve evenwichtsrelatie geschat met de renovatie van de rwzi Etten. In beide gevallen is een positieve evenwichtsrelatie geschat, zij het niet statistisch significant.

Figuur 3.4: Decompositie van de reeks van totaal-stikstof (boven) en de reeks van totaal-fosfor (onder) op meetlocatie OIJ03 in twee componenten.





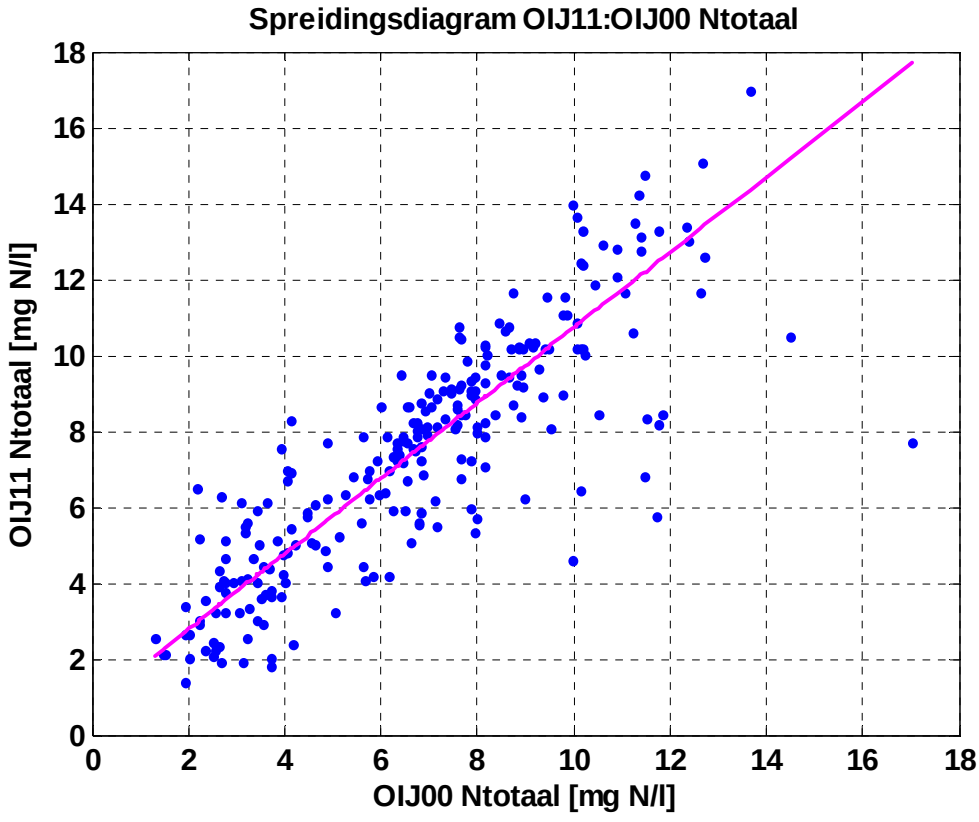
3.2 Beoordelen relaties

3.2.1 Gevolgde aanpak beoordelen relaties

De tweede methode die we hebben toegepast om na te kunnen gaan of en in hoeverre de waterkwaliteitsontwikkelingen zijn te relateren aan specifieke invloedsfactoren, is beschrijvende statistiek. Daarbij is elke beschouwde meetreeks van de concentratie eerst gecorrigeerd voor het verloop van de concentratie op de daarbij behorende grenslocatie, waarna een trendplot is vervaardigd, met daarin de trendlijn (volgens *Trendanalist*) en de LOWESS-lijn. Deze trendplot is tenslotte visueel beoordeeld op mogelijke invloeden. Door de correctie voor het concentratieverloop op de grenslocatie, kan de gecorrigeerde meetreeks eventuele relaties met Nederlandse maatregelen duidelijker weergeven. Het grote voordeel van deze aanpak is dat daarmee elk soort verandering kan worden gedetecteerd – zij het nog slechts visueel -, ongeacht de vorm daarvan, zonder dat vóóraf deze vorm moet zijn gepostuleerd, zoals bij tijdreeksanalyse. Het nadeel is dat deze aanpak minder zeggingskracht oplevert dan het toetsen met tijdreeksanalyse. Maar bij het toetsen van onze hypothesen heeft de tijdreeksanalyse nog slechts een beperkt aantal bruikbare resultaten opgeleverd (zie § 3.1), zodat we graag ook een andere methode inzetten.

Om het verloop van de concentratie te corrigeren voor het verloop van de concentratie op de bijbehorende grensloop, is uitgegaan van de Theil-lijn voor de relatie van de twee concentraties op maandbasis (zie het voorbeeld in figuur 3.5). De Theil-lijn (of ook wel Kendall-lijn) is het verdelingsvrije equivalent van de lineaire regressielijn. Deze wordt niet beïnvloed door eventuele uitschieters en is bij niet-normaliteit geschikter te achten dan de lineaire regressielijn, zelfs al bij geringe afwijkingen van normaliteit [Helsel and Hirsch, 1992].

Figuur 3.5: Voorbeeld van een Theil-lijn voor de relatie van twee concentraties op maandbasis. De lijn beschrijft het model voor de relatie van totaal-stikstof op meetlocatie OIJ11 (in de Oude IJssel) met totaal-stikstof op de grenslocatie OIJ00.



3.2.2 *Resultaten beoordelen relaties*

We beschrijven eerst enkele afzonderlijke resultaten, om vervolgens tot algemene uitspraken te komen.

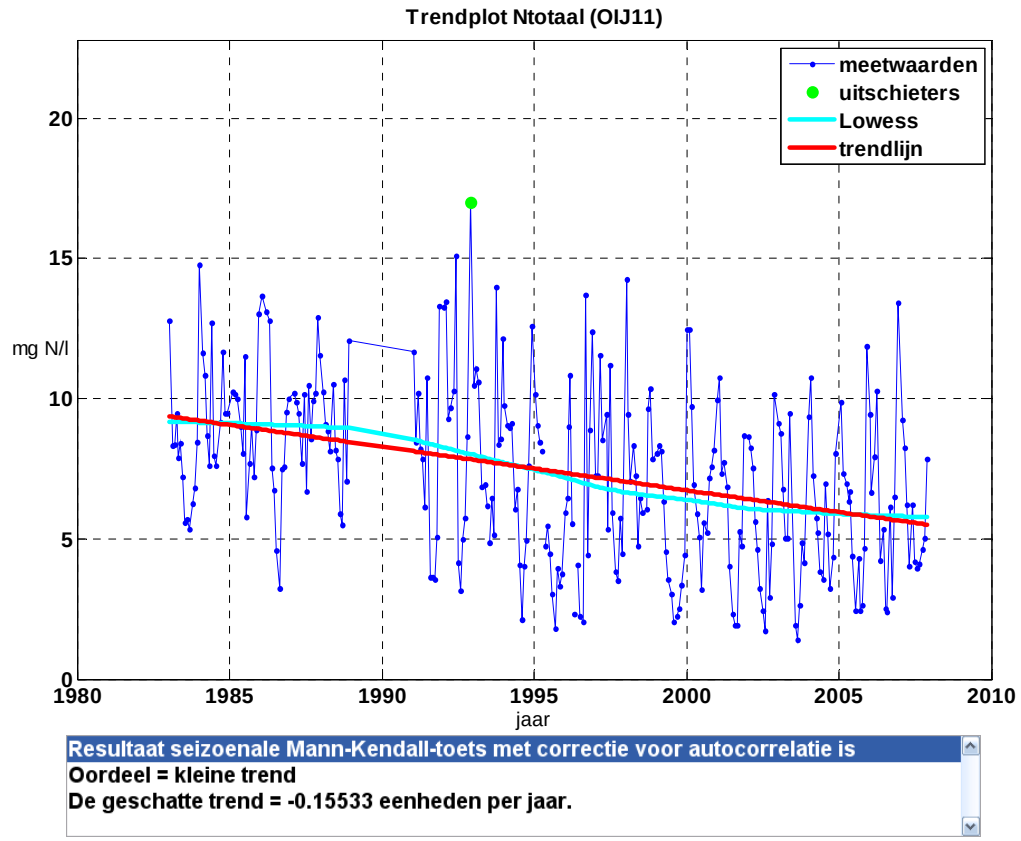
Figuur 3.6 toont de trendplot van totaal-stikstof op meetlocatie OIJ11 en de trendplot na correctie voor totaal-stikstof op de grenslocatie OIJ00.[9] Voor de correctie is er nog sprake van een daling, maar deze verdwijnt door de correctie. Blijkbaar is de daling geheel toe te schrijven aan processen in het Duitse deel van het stroomgebied. De trendplot ná correctie geeft hier geen duidelijke visuele ondersteuning aan de eerder genoemde hypothesen.

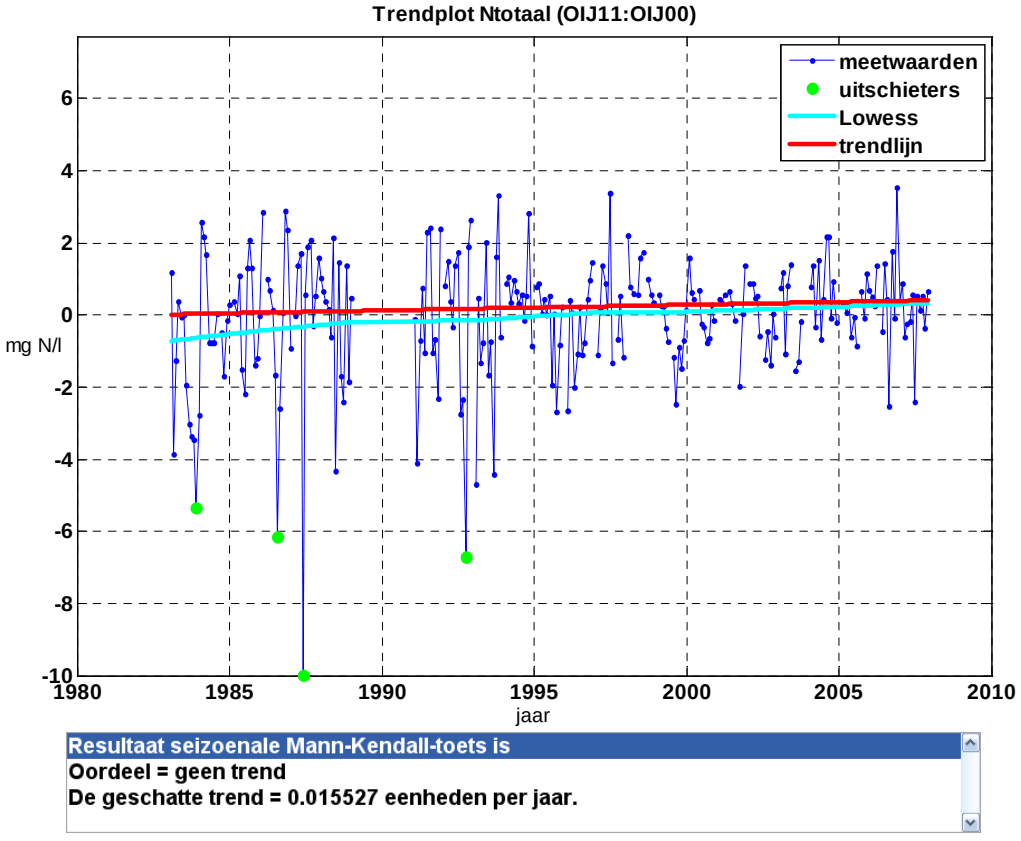
Figuur 3.7 toont de trendplot van totaal-fosfor op meetlocatie OIJ11 en de trendplot na correctie voor totaal-fosfor op de grenslocatie OIJ00. De correctie bewerkstelligt hier wel een sterke vermindering van de daling, namelijk van -0,010 mg P/l/jaar naar -0,003 mg P/l/jaar, maar er blijft sprake van een statistisch significante trend. Blijkbaar is de daling zowel toe te schrijven aan processen in het Duitse deel van het stroomgebied, als aan processen in het Nederlandse deel. De trendplot ná correctie geeft hier visuele ondersteuning aan de hypothese 2 (inzake de relatie met de invoering van de verplichte mestinjectie).

Figuur 3.8 toont de trendplot van koper op meetlocatie BER03 en de trendplot na correctie voor koper op de grenslocatie BER00. Voor de correctie is er nog sprake van een daling, maar deze verdwijnt door de correctie. Ook hier is de daling blijkbaar geheel toe te schrijven aan processen in het Duitse deel van het stroomgebied. De trendplot ná correctie geeft hier nog enige visuele ondersteuning aan de hypothese 2, zij het in zeer beperkte mate.

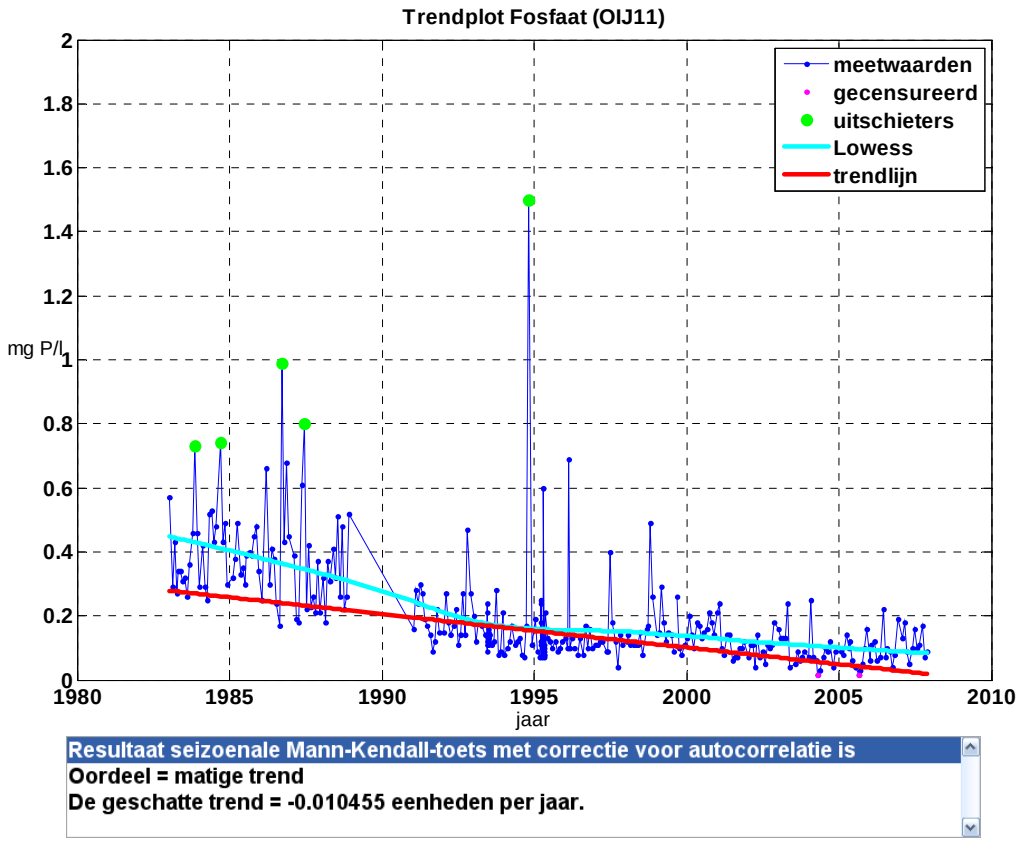
[9] Let op dat de onder de twee trendplots vermelde oordelen hier niet vergelijkbaar zijn. Een oordeel is namelijk gebaseerd op de verhouding van geschatte trend en mediaan en de mediaan is in de trendplot ná correctie doorgaans veel lager dan vóór correctie.

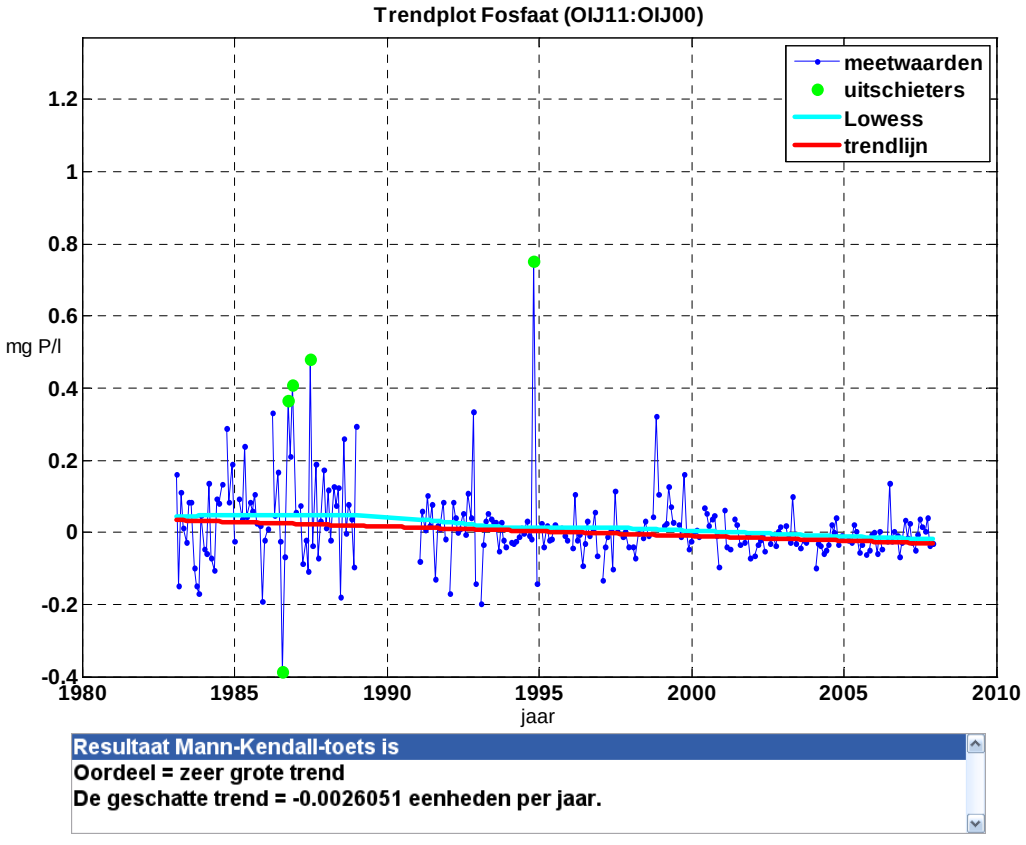
Figuur 3.6: Boven: Trendplot van totaal-stikstof op meetlocatie OIJ11. Onder: na correctie voor totaal-stikstof op de grenslocatie OIJ00.



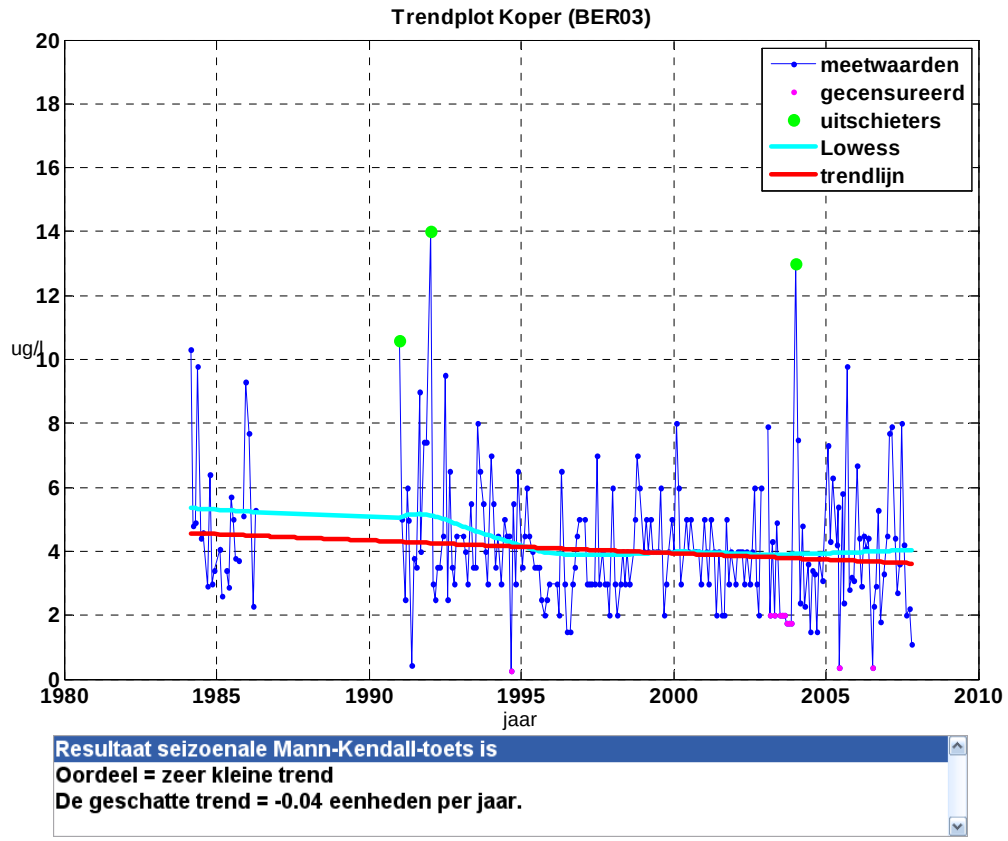


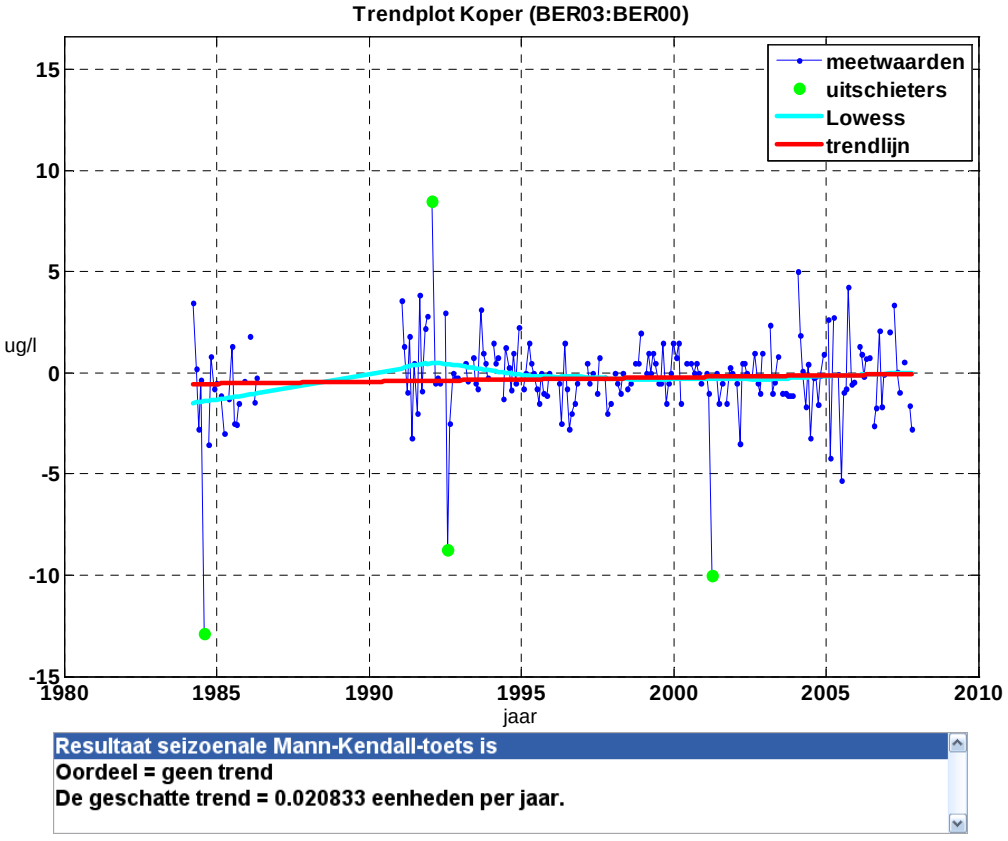
Figuur 3.7: Boven: Trendplot van totaal-fosfor op meetlocatie OIJ11. Onder: na correctie voor totaal-fosfor op de grenslocatie OIJ00.





Figuur 3.8: Boven: Trendplot van koper op meetlocatie BER03. Onder: na correctie voor koper op de grenslocatie BER00.





De resultaten van de meetreeksen die geschikt waren voor deze exercitie zijn vermeld in tabel 3.1.

Tabel 3.1: Resultaten van trendanalyse vóór en ná correctie voor het concentratieverloop op de bijbehorende grenslocatie. De eerste deeltabel geeft per combinatie van meetlocatie en stof de geschatte trend per jaar (in de meetschaal van de betreffende stof), mits het een statistisch significante schatting betreft, anders is er vermeld '0' en is de cel geel gekleurd. De tweede deeltabel geeft de geschatte trends na correctie voor het concentratieverloop op de grenslocatie. De onderste twee deeltabellen geven de relevante kenmerken van de twee tabellen.

Meetpunt	Ptotaal [mg P/l]	Ntotaal [mg N/l]	Koper [µg/l]	Zink [µg/l]
BER03	-0.020	-0.152	-0.040	-0.889
BER04	-0.008	0	0	-0.373
BOS02	-0.011	-0.293	0	-0.625
OIJ11	-0.010	-0.155	0	-0.525
OIJ03	-0.016	-0.191	-0.036	-0.600
SBK60	-0.008	0		
SBK90	-0.009	0	-0.107	-0.750

Na correctie voor concentratieverloop grenslocatie (met Theil-lijn)

Meetpunt	Ptotaal [mg P/l]	Ntotaal [mg N/l]	Koper [µg/l]	Zink [µg/l]
BER03:BER00	-0.004	0	0	-0.457
BER04:BER00	0	0.079	0	0
BOS02:BOS00	0	-0.181	0	-0.455
OIJ11:OIJ00	-0.003	0	0	0
OIJ03:OIJ00	-0.006	0	0	-0.284
SBK60:BUB01	0	-0.083		
SBK90:BUB01	-0.001	0	-0.078	-0.462

Kenmerken vóór correctie

Gemiddelde	-0.012	-0.113	-0.030	-0.627
Aantal dalingen	7	4	3	6

Kenmerken ná correctie

Gemiddelde	-0.002	-0.026	-0.013	-0.276
Aantal dalingen	4	2	1	4

Uit tabel 3.1 blijkt dat de correctie voor alle vier de stoffen doorgaans leidt tot een minder grote lange-termijn trend en in een aantal gevallen zelfs tot het verdwijnen van de trend. We concluderen hieruit dat de voor deze stoffen geconstateerde lange-termijn kwaliteitsverbeteringen mede samenhangen met processen in het Duitse deel van het betreffende stroomgebied.

Visuele beoordeling trendplots na correctie

We hebben alle trendplots na correctie voor het concentratieverloop van de betreffende stof op de bijbehorende grenslocatie tenslotte visueel beoordeeld, om na te gaan of deze aanwijzingen geven voor invloeden van één of meer van de eerder genoemde kwaliteitsverbeterende maatregelen. Daarbij zijn we vooral afgegaan op het verloop van de LOWESS-lijn. In tabel 3.2 is per combinatie van meetlocatie en stof vermeld welke van de

in § 3.1.1 genoemde hypothesen wordt ondersteund door de trendplot na correctie voor de bijbehorende grenslocatie.

Tabel 3.2: Bevindingen bij de visuele beoordeling van de trendplots na correctie voor het concentratieverloop van de betreffende stof op de bijbehorende grenslocatie. Als de betreffende trendplot een in § 3.1.1 vermelde hypothese ondersteunt, is het nummer van die hypothese vermeld.

Meetpunt	Ptotaal	Ntotaal	Koper	Zink
BER03	2	1	2	2
BER04	2		1	
BOS02	1 en 2	1 en 2	2	2 en 3
OIJ11	2			
OIJ03	1 en 2		2	1
SBK60	1 en 2	2		3
SBK90	2		1 en 2	1 en 2

Uit tabel 3.2 blijkt dat meerdere van de gecorrigeerde trendplots visuele aanwijzingen bevatten voor de hypothesen betreffende de relaties met maatregelen in het kader van het mestbeleid. Voor wat betreft totaal-fosfor geeft zelfs elke trendplot een aanwijzing voor minstens één van deze hypothesen. Dit betekent dat er meerdere visuele aanwijzingen zijn dat de maatregelen in het kader van het mestbeleid gepaard zijn gegaan met verbeteringen van de waterkwaliteit. Dit geldt in sterkste mate voor totaal-fosfor, gevolgd door koper en zink en in geringere mate voor totaal-stikstof.

De bovenstaande bevindingen gelden alleen nog voor stroomgebieden die deels in Duitsland liggen. Om na te kunnen gaan in hoeverre de kwaliteitsontwikkelingen in stroomgebieden die volledig in Nederland liggen ook visuele aanwijzingen bevatten voor de hypothesen betreffende de relaties met maatregelen in het kader van het mestbeleid, hebben wij de trendplots van hun meetlocaties beoordeeld. Ditmaal uiteraard zónder correctie, aangezien die stroomgebieden geen Duitse aanvoer hebben. We hebben deze visuele beoordeling uitgevoerd voor de meetlocaties in de stroomgebieden van de Baakse Beek (BAB01 en BAB03), de Veengoot (VEG12 en VEG02) en de Grote Beek (GRB02). Van deze meetlocaties zijn namelijk langjarige meetreeksen beschikbaar. De bevindingen zijn vermeld in tabel 3.3.

Tabel 3.3: Bevindingen bij de visuele beoordeling van de trendplots van meetlocaties in stroomgebieden die volledig in Nederland liggen. Als de betreffende trendplot een in § 3.1.1 vermelde hypothese ondersteunt, is het nummer van die hypothese vermeld.

Meetpunt	Ptotaal	Ntotaal	Koper	Zink
BAB01	1 en 2	1	3	3
BAB03	1 en 2	1 en 2	1 en 2	
VEG12		1 en 2		
VEG02	1 en 2	1 en 2	2	2
GRB02	1 en 2	1	2	1

Uit tabel 3.3 blijkt dat ook de trendplots van meetlocaties in stroomgebieden die volledig in Nederland liggen meerdere visuele aanwijzingen geven dat de maatregelen in het kader van het mestbeleid gepaard zijn gegaan met verbeteringen van de waterkwaliteit. Voor wat betreft totaal-stikstof bevatten deze trendplots daarvoor overigens vaker aanwijzingen dan de gecorrigeerde trendplots van meetlocaties in stroomgebieden die deels in Duitsland liggen.

Op verzoek van WRIJ is de visuele beoordeling van trendplots tenslotte ook toegepast om na te gaan of er visuele aanwijzingen zijn dat het in werking treden of de renovatie van rwzi's de waterkwaliteit heeft verbeterd. Deze exercitie kon worden uitgevoerd voor drie meetlocaties stroomafwaarts van een dergelijke rwzi, aangezien daarvan langjarige meetreeksen beschikbaar waren. De bevindingen zijn vermeld in tabel 3.4.

Tabel 3.4: Bevindingen bij de visuele beoordeling van de trendplots van meetlocaties stroomafwaarts van rwzi's die op een bepaald moment in werking zijn getreden of gerenoveerd.Als die ingreep is terug te zien in de trendplot is er 'ja' vermeld.

rwzi	Jaar	Meetpunt	Ptotaal	Ntotaal	Koper	Zink
Ruurlo	1987	BAB03	?	?	te kort	te kort
Lichtenvoorde	1994	BAB01	ja	nee	nee	nee
Varsseveld	2005	BOS02	ja	?	nee	nee

Uit tabel 3.4 blijkt dat de werking van de rwzi's Lichtenvoorde en Varsseveld is terug te zien bij een visuele beoordeling van de trendplot van totaal-fosfor in een meetlocatie stroomafwaarts.

3.3 Conclusies

We hebben geprobeerd om de meetreeksen van totaal-fosfor, totaal-stikstof, koper en zink met tijdreeksanalyse te toetsen op relaties met verschillende maatregelen. Het bleek echter niet mogelijk om verantwoord te toetsen op relaties met de invoering van het mestbeleid (in 1984) en de invoering van verplichte mestinjectie (in 1992). Dit komt doordat we geen duidelijk beeld hebben van de vormen van deze relaties, gevoegd bij het feit dat de responstijden van deze twee maatregelen vermoedelijk overlap vertonen.
Het was wel mogelijk om voor een meetlocatie de hypothese te toetsen dat de concentraties koper en zink na medio 2000 zijn afgenomen met de daling van het gehalte van deze zware metalen in veevoer. Dit leverde voor koper geen significante relatie met de maatregel, maar voor zink wel (de maatregel ging gepaard met een afname van de concentratie zink).
Verder is de hypothese getoetst, die stelt dat de concentraties totaal-stikstof, totaal-fosfor, koper en zink zijn afgenomen met de verandering van de werking van de bovenstrooms gelegen rwzi. Dit is getoetst voor een meetlocatie benedenstrooms van de rwzi Etten, die in 1992 is gerenoveerd. Voor totaal-stikstof en totaal-fosfor bleken er significante relaties met het in werking treden van de rwzi. Voor beide stoffen ging het in werking treden van de rwzi gepaard met een afname van de concentratie. Voor koper en zink bleken er echter geen significante relaties met het in werking treden van de rwzi.
Als we de meetreeksen op geschikte wijze corrigeren voor de waterkwaliteit op de bijbehorende grenslocatie, blijkt dat dit doorgaans leidt tot een minder grote lange-termijn trend en in een aantal gevallen zelfs tot het verdwijnen van de trend. We concluderen hieruit dat de voor deze stoffen geconstateerde lange-termijn kwaliteitsverbeteringen mede samenhangen met processen in het Duitse deel van het betreffende stroomgebied. Een beoordeling van de trendplots ná deze correctie levert evenwel nog meerdere visuele aanwijzingen dat de maatregelen in het kader van het mestbeleid (in algemene zin) gepaard zijn gegaan met verbeteringen van de waterkwaliteit. Dit geldt in sterkste mate voor totaal-fosfor, gevolgd door koper en zink en in geringere mate voor totaal-stikstof.
Ook de trendplots van meetlocaties in stroomgebieden die volledig in Nederland liggen geven meerdere visuele aanwijzingen dat de maatregelen in het kader van het mestbeleid gepaard zijn gegaan met verbeteringen van de waterkwaliteit. Voor wat betreft totaal-

stikstof bevatten deze trendplots daarvoor overigens vaker aanwijzingen dan de gecorrigeerde trendplots van meetlocaties in stroomgebieden die deels in Duitsland liggen.

4 Waterkwaliteit en stroomrichting

In dit hoofdstuk gaan we na of de stofconcentratie van een waterloop al of niet stroomafwaarts verandert. Het waterschap wil daarbij vooral weten of de concentratie stroomafwaarts afneemt.

4.1 Uitgangsgegevens

Voor dit onderdeel heeft het waterschap 14 waterlopen geselecteerd, met elk minstens 2 meetlocaties. Voor 8 van deze waterlopen zijn minstens 3 meetlocaties beschikbaar.
Het waterschap heeft ons van elk van deze locaties de meetgegevens geleverd van totaalfosfor, ammonium, Kjeldahl-stikstof, nitraat, nitriet, koper, zink en chloride, zoals gemeten over de periode 2004 t/m 2007. Uit de meetgegevens van Kjeldahl-stikstof, nitraat en nitriet is vervolgens totaal-stiksfof berekend op de wijze zoals beschreven in § 2.2.
Om de concentraties van de meetlocaties van een waterloop per kwartaal met elkaar te kunnen vergelijken (zie § 4.2), hebben we voor elke waterloop de langste periode van overlap van de meetreeksen van zijn meetlocaties gehanteerd. Om die overlapperiode niet te kort te laten worden, hebben we soms een meetlocaties moeten laten vervallen. Verder bleek de overlapperiode van de drie meetstations van de afleiding van de Berkel door Borculo te kort (2e kwartaal 2006 t/m 4e kwartaal 2007), zodat we deze waterloop niet bij dit onderdeel hebben betrokken. Dit gold ook voor de overlapperiode van de twee meetstations van de Akkermansbeek (1e t/m 4e kwartaal 2007), zodat we die waterloop ook niet bij dit onderdeel hebben betrokken. Na deze selectie resteerden er 12 waterlopen, met elk minstens 2 meetlocaties. Hiervan zijn er 7 met minstens 3 meetlocaties. Dit betreft de Oude IJssel, de Boven Slinge, de Keizersbeek, de Schipbeek, de Berkel, de Baakse Beek en het Grenskanaal/Oude Rijn.

4.2 Gevolgde aanpak

Om te toetsen of de stofconcentratie van een waterloop in de lengterichting verandert, hebben we per combinatie van waterloop en stof statistische variantie-analyse toegepast, zonodig aangevuld met het paarsgewijs toetsen van de meetlocaties. In beide gevallen hebben we daarbij gekozen voor verdelingsvrije toetsen (zie onderstaand tekstkader voor onze argumenten daarvoor).

Verdelingsvrij of parametrisch toetsen?

Een verdelingsvrije toets kan worden toegepast ongeacht het soort kansverdeling waar de meetwaarden uit afkomstig zijn. Dit in tegenstelling tot de zogenaamde parametrische toetsen, zoals de t-toets, of de F-toets, die er van uitgaan dat de meetwaarden afkomstig zijn uit een specifiek soort kansverdeling (voor deze twee toetsen is dat bijvoorbeeld de normale kansverdeling).
Onze keuze om hier verdelingsvrije toetsen toe te passen is vooral ingegeven door de constatering dat de meetwaarden van de stofconcentraties in veel gevallen afkomstig bleken uit scheve kansverdelingen. Een logaritmische transformatie kan soms bewerkstelligen dat de getransformeerde meetwaarden wél afkomstig zijn uit een normale kansverdeling, maar dat zal zeker niet voor alle betrokken meetreeksen gelden. We zouden alle meetreeksen eerst moeten toetsen op normaliteit (eventueel ook na logaritmische transformatie), om vervolgens parametrische toetsen te kunnen hanteren voor de gevallen dat alle betrokken meetreeksen van een waterloop voldoen aan normaliteit en verdelingsvrije toetsen voor de overige gevallen. Aangezien dat een onevenredig grote inspanning zou vergen, die bovendien nauwelijks of geen extra rendement oplevert (zie hieronder), hebben wij ervoor gekozen in alle gevallen verdelingsvrij te toetsen.
Er leeft een hardnekkig misverstand dat een verdelingsvrije toets altijd minder onderscheidend vermogen oplevert dan een parametrische toets. Dit is namelijk alleen het geval als de meetwaar-

den afkomstig zijn uit het soort kansverdeling waar de parametrische toets van uitgaat. Het gebruik van de kennis over de achterliggende kansverdeling levert de parametrische toets dan immers voordeel op ten opzichte van de verdelingsvrije toets. Dit gaat echter niet meer op als de meetwaarden afkomstig zijn uit een anderssoortige kansverdeling dan verondersteld. Zo kunnen verdelingsvrije toetsen beduidend meer onderscheidend vermogen opleveren dan parametrische toetsen bij afwijkingen van normaliteit (zie bijvoorbeeld [Bradley, 1968], [Helsel and Hirsch, 1988] en [Helsel and Hirsch, 1992]). Zelfs al bij geringe afwijkingen van normaliteit zullen verdelingsvrije toetsen net zo goed of zelfs beter presteren dan parametrische toetsen, zoals ook aangetoond in simulatiestudies [Hirsch et al., 1991]. Maar kleine afwijkingen van normaliteit zijn slechts te detecteren met grote steekproeven, die zelden beschikbaar zijn. Deze overwegingen hebben er toe geleid dat het in het milieuonderzoek – waar veel scheve kansverdelingen voorkomen - al enige tijd zeer gebruikelijk is om verdelingsvrije statistische methoden te hanteren (zie bijvoorbeeld [Gilbert, 1987] en [Helsel and Hirsch, 1992]).

Om te toetsen of de stofconcentratie van een waterloop in de lengterichting verandert, hebben we voor elke waterloop met minstens drie meetlocaties per stof de Friedman-toets gehanteerd.[10] Deze toets is het verdelingsvrije equivalent van variantie-analyse met twee factoren. De eerste factor – de te toetsen factor - is in ons geval de meetlocatie en de tweede – de blokfactor - het meettijdstip. Door de blokfactor is het een gepaarde toets, die alleen de concentraties van de meetlocaties van hetzelfde meettijdstip vergelijkt. Deze paring vergroot het onderscheidend vermogen. Aangezien de toets er van uitgaat dat de gehanteerde waarden van een meetlocatie geen autocorrelatie vertonen, zijn wij uitgegaan van de kwartaalmedianen van de meetwaarden. We mogen er namelijk van uitgaan dat er op kwartaalbasis geen sprake meer is van autocorrelatie.
We hebben met de Friedman-toets de nulhypothese getoetst dat de mediane stofconcentraties van de meetlocaties van een waterloop gelijk zijn, tegen de alternatieve hypothese dat de mediane stofconcentraties van minstens twee meetlocaties verschillend zijn. Daarbij is het toetsrisico op 5% gesteld (de betrouwbaarheid is dan 95%).
Alleen als voor een waterloop de nulhypothese van de Friedman-toets werd verworpen, hebben we aansluitend voor elke combinatie van bovenstroomse en benedenstroomse meetlocatie getoetst op een verschil in stofconcentratie. Door deze conditionele aanpak bleef het toetsrisico op het onterecht detecteren van een verandering in de lengterichting beperkt tot 5%. Want als we van een waterloop die volgens de Friedman-toets geen verandering in de lengterichting geeft, toch alle meetlocaties paarsgewijs zouden toetsen, zou het risico op het onterecht detecteren van een verschil oplopen met het aantal toetsen (zie het onderstaand tekstkader).

Verhoogd toetsrisico bij meervoudig toetsen

Bij het uitvoeren van een statistische toets speelt α (alpha), het nog geaccepteerde risico op het onterecht verwerpen van de nulhypothese, een belangrijke rol. Dit risico wordt aangeduid als het significantieniveau van de toets (of ook wel het risico van de 1e soort) en de waarde 1-α wordt aangeduid als de betrouwbaarheid van de toets. Doorgaans wordt α ingesteld op 0,05 (5%), waarbij de betrouwbaarheid van de toets dus 0,95 (95%) bedraagt. Als de *p*-waarde van de toets kleiner is dan α, spreekt men van een statistisch significant toetsresultaat. Maar als er in dezelfde context meerdere toetsen worden uitgevoerd, elk met bijvoorbeeld α = 0,05, dan neemt het totale risico op onterechte significantie (α_{totaal}) toe, volgens:

$$\alpha_{totaal} = 1 - (1 - 0{,}05)^n$$

met *n* het aantal uitgevoerde toetsen. Als er bijvoorbeeld vier toetsen in dezelfde context worden uitgevoerd, dan bedraagt het totale risico op onterechte significantie 0,185 (18,5%).

[10] Voor de waterlopen met twee meetlocaties hebben we alleen de Wilcoxon-rangteken-toets gehanteerd (zie verder).

Het is overigens niet zo dat het meervoudig toetsen de betrouwbaarheid van de individuele toetsen aantast. Het leidt er alleen toe dat over alle toetsen samen het risico op een onterechte significantie (dat wil zeggen één of meer) toeneemt.
Er zijn wel correcties beschikbaar, waarmee het totale toetsrisico kan worden gereduceerd tot het geaccepteerde niveau α. Een voorbeeld is de Bonferroni-correctie, deze houdt in dat bij elk van de n individuele toetsen het significantieniveau op α/n wordt ingesteld. Dit leidt ertoe dat α_{totaal} ongeveer gelijk wordt aan α. Dus als er vier toetsen in dezelfde context worden uitgevoerd, dan zal α_{totaal} ongeveer 0,05 bedragen, als bij elk van de vier toetsen het significantieniveau op 0,05/4 = 0,0125 wordt ingesteld.

Het corrigeren voor meervoudig toetsen is een controversieel onderwerp, aangezien het bij ongebreidelde toepassing kan leiden tot een zeer groot verlies aan onderscheidend vermogen. Er zijn bovendien geen eenduidige regels voor hoe ver men moet gaan met het corrigeren voor meervoudig toetsen. Er bestaan dan ook meerdere stromingen, met als extremen degenen die nooit corrigeren en degenen die een simultane correctie uitvoeren voor álle bij een onderzoek uitgevoerde toetsen, met doorgaans als consequentie een enorm verlies aan onderscheidend vermogen. Het niet corrigeren voor meervoudig toetsen is verdedigbaar als het effect van enkele onterechte significanties op de overkoepelende conclusies van het onderzoek verwaarloosbaar kan worden geacht. In principe zijn zelfs allerlei invullingen verdedigbaar, mits het aan de gebruiker van de informatie maar altijd duidelijk is welke toetsrisico's er spelen.

Om nog enig onderscheidend vermogen over te houden hanteren we bij dit onderdeel geen correctie voor het meervoudig toetsen (het paarsgewijs toetsen van de meetlocaties van een waterloop). Dit achten wij verdedigbaar, aangezien we het effect van enkele onterechte significante verschillen tussen meetlocaties op de algemene conclusies van dit onderdeel klein achten. Temeer daar we al een extra veiligheid hebben ingebouwd door alleen paarsgewijs te toetsen als de Friedman-toets heeft aangegeven dat de stofconcentratie van een waterloop in de lengterichting verandert.

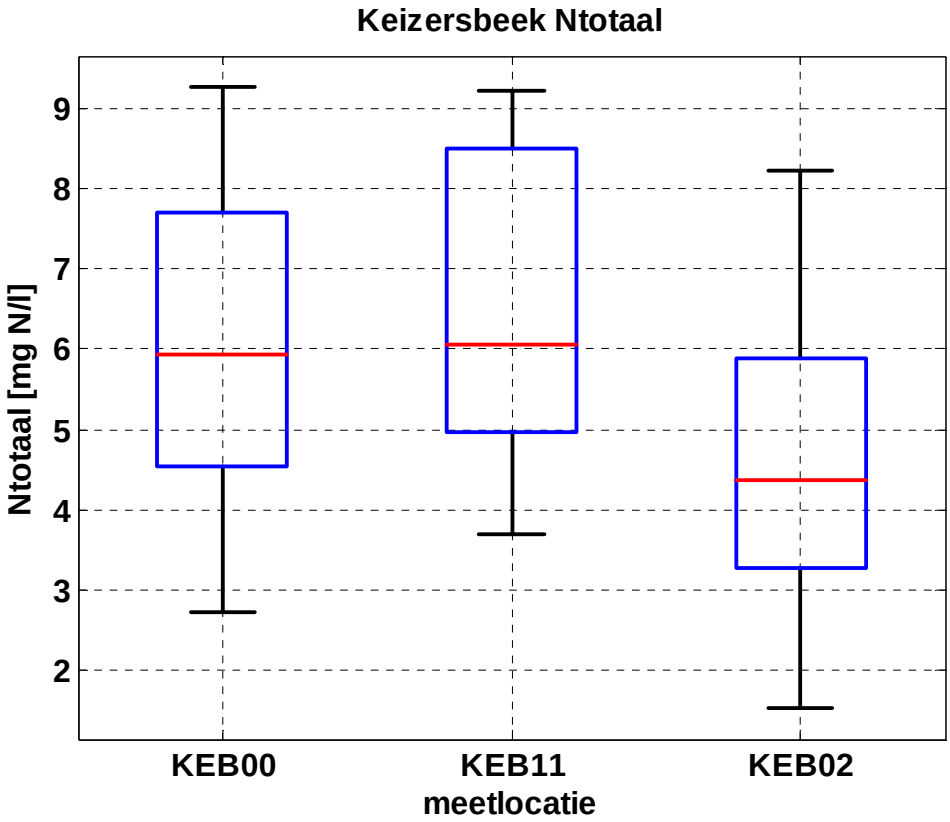
Om voor elke combinatie van bovenstroomse en benedenstroomse meetlocatie te toetsen op een verschil in stofconcentratie hebben we de Wilcoxon-rangtekentoets gebruikt. Deze is op te vatten als het verdelingsvrije equivalent van de gepaarde t-toets. Ook voor deze toets zijn de kwartaalmedianen gehanteerd, waarbij per kwartaal het verschil tussen de twee kwartaalmedianen van de twee meetlocaties is berekend. We hebben hiermee de nulhypothese getoetst dat het mediane verschil van de twee meetlocaties nul is, tegen de alternatieve hypothese dat dit mediane verschil niet nul is. Ook voor deze toets is het toetsrisico op 5% gesteld.

4.3 Resultaten statistische toetsing

Ter verduidelijking lichten we de resultaten eerst toe voor een enkele combinatie van waterloop en stof (totaal-stikstof van de Keizersbeek) en geven daarna een overzicht van de resultaten van alle combinaties van waterloop en stof.

In de Keizersbeek zijn drie meetlocaties, in volgorde stroomafwaarts zijn dit KEB00, KEB11 en KEB02. Over de periode 2004 t/m 2007 is de overlapperiode van hun meetreeksen 2005 t/m 2007. Figuur 4.1 toont de box-whisker-plots van hun meetreeksen van totaal-stikstof.

Figuur 4.1: Box-whisker-plots van de meetreeksen van totaal-stikstof van de drie meetlocaties in de Keizersbeek, over de periode 2005 t/m 2007.



Toelichting op de box-whisker-plot

De box-whisker-plot[11] is een handzame manier om de kenmerken van een onderzochte populatie zo compact mogelijk grafisch samen te vatten. Het toont de posities van de belangrijkste percentielen van de populatie (kansverdeling) meetwaarden van de stof. 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. De 'whiskers' (snorharen) lopen van de box naar de uiteinden van de steekproef. Extreme meetwaarden in de steekproef zijn weergegeven als een '+' boven de bovenste whisker of onder de onderste whisker (die meetwaarde ligt dan meer 1,5 maal de boxlengte vanaf de box).

Nadat elk van de drie meetreeksen van totaal-stikstof is omgezet naar een meetreeks van kwartaalmedianen, is met de Friedman-toets de nulhypothese getoetst dat de mediane concentraties van de drie meetlocaties gelijk zijn. Dit leverde een p-waarde van 0,01%. Dit is lager dan 5%, wat inhoudt dat de nulhypothese is verworpen. Vervolgens is voor elk van de drie combinaties van een bovenstroomse en een benedenstroomse meetlocatie met de Wilcoxon-rangtekentoets de nulhypothese getoetst dat het mediane verschil van de twee meetlocaties nul is. Deze nulhypothese is voor twee van de drie combinaties verworpen (in beide gevallen p=0,05%), waarbij het mediane verschil in beide gevallen duidde op een afname stroomafwaarts. Er is hier dus in twee van de drie gevallen (67%) een statistisch significante stroomafwaartse afname van het concentratieniveau geconstateerd.

De resultaten voor alle combinaties van waterloop en stof zijn vermeld in tabel 4.1. De bijbehorende box-whisker-plots zijn weergegeven in de digitale bijlage.

[11] Letterlijk te vertalen als 'doos-met-snorharen'-plot.

Tabel 4.1: Resultaten van het toetsen op een verandering van de stofconcentratie van een waterloop in de lengterichting. De kolommen vermelden het aantal meetlocaties (#loc), het aantal combinaties van bovenstroomse en benedenstroomse meetlocaties (#comb) en per stof het percentage van die combinaties met een een statistisch significante stroomafwaartse afname van het concentratieniveau. De percentages groter dan 50% zijn vetgedrukt en lichtblauw gearceerd.

Waterloop	#loc	#comb	Ammon	Chloride	Ptotaal	Kj-stikst	Nitraat	Nitriet	Ntotaal	Koper	Zink
Oude IJssel	4	6	0%	50%	0%	0%	17%	0%	0%	0%	0%
Aa-strang	2	1	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Boven Slinge	3	3	0%	33%	0%	0%	**100%**	0%	**100%**	0%	0%
Keizersbeek	3	3	0%	0%	0%	33%	**67%**	0%	**67%**	0%	33%
Schipbeek	4	6	0%	17%	50%	0%	**67%**	33%	33%	33%	50%
Berkel	6	15	7%	0%	13%	0%	**73%**	0%	**60%**	0%	0%
Groenlose Slinge	2	1	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	**100%**	0%
Ratumse Beek	2	1	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Baakse Beek	6	15	47%	**60%**	**53%**	40%	**67%**	**53%**	**73%**	**53%**	**67%**
Veengoot	2	1	0%	0%	0%	0%	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**	0%
Grenskanaal/Oude Rijn	3	3	**67%**	0%	0%	0%	**100%**	**67%**	**100%**	0%	33%
Wehlse Beek	2	1	0%	0%	0%	0%	**100%**	0%	**100%**	0%	0%

Mediaan			0%	0%	0%	0%	**67%**	0%	**63%**	0%	0%
Gemiddeld			10%	13%	10%	6%	**58%**	21%	**53%**	24%	15%

Van een stof die in een waterloop stroomafwaarts over het algemeen afneemt, mogen we verwachten dat die in meer dan de helft van alle mogelijke combinaties van bovenstroomse en benedenstroomse meetlocaties een statistisch significante afname te zien geeft. Om dit beter te kunnen herkennen zijn in tabel 4.1 de percentages groter dan 50% vetgedrukt en lichtblauw gearceerd.
Uit tabel 4.1 blijkt dat de stoffen nitraat (in acht waterlopen) en totaal-stikstof (in zeven waterlopen) in de meeste waterlopen algemene afnames te zien geven. Voor nitriet en koper geldt dat slechts in drie van de waterlopen en voor ammonium, chloride, toaal fosfor en zink in slechts één waterloop. Kjeldahl-stikstof vertoont in geen enkele waterloop een algemene afname. We concluderen hieruit dat alleen de concentraties nitraat en totaal-stikstof over het algemeen stroomafwaarts afnemen.
Opvallend is dat de Baakse Beek als enige waterloop voor de meeste parameters over het algemeen een stroomafwaartse afname te zien geeft.

4.4 Conclusies

Van de negen hier beschouwde stoffen blijkt dat alleen nitraat en totaal-stikstof in de meeste waterlopen algemene afnames te zien geven. Voor de andere stoffen geldt dat voor hooguit één tot drie waterlopen. Kjeldahl-stikstof vertoont in geen enkele waterloop een algemene afname.

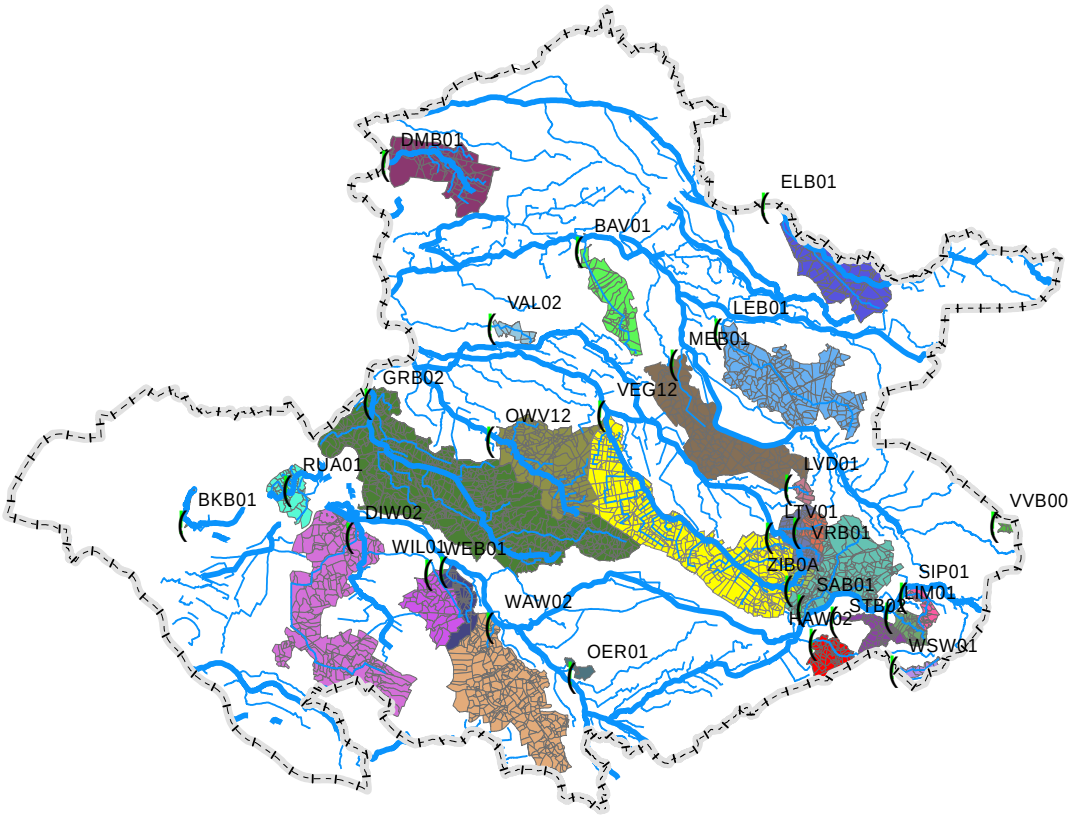
5 Waterkwaliteit en stroomgebiedskenmerken

Om de samenhang tussen probleemstoffen en kenmerken van het stroomgebied te kunnen vaststellen, is regressieanalyse toegepast. Dit hoofdstuk beschrijft de aanpak en de resultaten van die analyse.

5.1 Uitgangsgegevens

Voor dit onderdeel heeft het waterschap 27 stroomgebieden geselecteerd, met voor elk een kenmerkende meetlocatie (zie figuur 5.1). Het waterschap heeft ons van elk van deze locaties de meetgegevens geleverd van totaal-fosfor, ammonium, Kjeldahl-stikstof, nitraat, nitriet, koper, zink en chloride, zoals gemeten over de periode 2004 t/m 2007. Uit de meetgegevens van Kjeldahl-stikstof, nitraat en nitriet is totaal-stiksfof berekend op de wijze zoals beschreven in § 2.2.

Figuur 5.1: Ligging van de voor dit onderdeel geselecteerde stroomgebieden en meetlocaties.



Om de samenhang tussen probleemstoffen en kenmerken van het stroomgebied te kunnen vaststellen, dient voor elk stroomgebied de concentratie van een probleemstof te worden samengevat in een kengetal. In overleg met WRIJ is besloten om de analyse uit te voeren voor twee kengetallen, namelijk: (1) de mediane concentratie (P50) en (2) het verschil van het geschatte 90-percentiel en het geschatte 10-percentiel van de concentratie (P90-P10). Dit laatste kengetal is een maat voor de fluctuatie van de betreffende stof.

Niet alle locaties zijn volledig bemeten over de periode 2004 t/m 2007. Er is zelfs één locatie zonder metingen binnen deze periode (LVD01). Elf locaties zijn slechts over één jaar bemeten, negen locaties over twee jaar, één locatie over drie jaar en slechts vijf locaties

over alle vier de jaren. Het niet of weinig overlappen van de meetperioden van de verschillende locaties kan leiden tot een extra variatie van de uit hun meetreeksen geschatte kengetallen. Wij verwachten echter dat deze extra variatie zal meevallen, aangezien de waterkwaliteit over deze recente periode doorgaans geen grootschalige stucturele veranderingen heeft ondergaan. Dit kan namelijk worden opgemaakt uit een visuele verkenning van de beschikbare langjarige meetreeksen (deze zijn weergegeven in de digitale bijlage van hoofdstuk 2). Om nog wel een bepaalde minimale betrouwbaarheid van de geschatte kengetallen te kunnen waarborgen, hebben we als selectiecriterium voor de meetlocaties gehanteerd dat er in de periode 2004 t/m 2007 minstens één jaar moet zijn bemeten, met minstens 6 meetwaarden. Aan dit criterium voldoen 21 van de 27 locaties.

WRIJ heeft van alle stroomgebieden ook een achttal kwantitatieve kenmerken geleverd, die met een GIS zijn bepaald aan de hand van gedetailleerde digitale thematische kaarten. Deze kwantitatieve kenmerken zijn onder te verdelen in drie categorieën:

1. Bodemtype[12]
    a. aandeel rivierkleigebied [%]
    b. aandeel zandgebied [%]
    c. aandeel gebied met ondiep gelegen keileem[13] [%]
2. Grondgebruik[14]
    d. aandeel agrarisch gebied [%]
    e. aandeel bos- en natuurgebied [%]
    f. ratio van oppervlakten natuurgebied en agrarisch gebied [%]
3. Hydrologische situatie
    g. gebiedsgemiddelde kwel[15] [m^3/d]
    h. gebiedsmediane GHG[16] [cm onder maaiveld]

Tabel 5.1 vermeldt de kenmerken van de 21 geselecteerde stroomgebieden.

[12] De percentages bodemtype zijn afgeleid uit de bodemkaart 1:50.000.
[13] Naast keileem zijn ook andere sterk ondoorlatende kleitypen meegerekend.
[14] De percentages grondgebruik zijn afgeleid uit de LGN5 kaart.
[15] De gemiddelde kwel is bepaald met het iMOD-model, als de fluxterm tussen laag 1 en laag 2.
[16] De gebiedsmediane GHG is eveneens bepaald met het iMOD-model.

Tabel 5.1: Meetwaarden van de acht bij de regressieanalyse betrokken verklarende variabelen in de 21 geselecteerde stroomgebieden. De stroomgebieden zijn hier aangeduid met de code van hun bij dit onderdeel beschouwde meetlocatie.

	Bodemtype			Grondgebruik			Hydrologische situatie	
	Rivierklei	Zand	Keileem	Agr gebied	Bos+natuur	Nat/Agr	Gem. kwel	Med. GHG
Meetlocatie	[%]	[%]	[%]	[%]	[%]	[%]	[m^3/d]	[cm -mv]
WEB01	27.00%	72.54%	0.00%	77.91%	2.91%	0.36%	-21.42	67.0
DIW02	61.34%	38.50%	0.00%	73.65%	8.58%	0.45%	1.39	68.0
ELB01	0.00%	99.82%	1.92%	70.96%	21.30%	3.48%	-3.14	84.0
VVB00	0.00%	85.38%	29.06%	76.41%	22.03%	0.57%	7.41	70.0
DMB01	0.74%	94.55%	0.00%	56.20%	26.74%	2.47%	-31.42	109.0
BAV01	0.00%	99.54%	0.00%	71.58%	18.42%	3.19%	-17.45	94.0
BKB01	0.00%	81.82%	0.00%	6.11%	81.54%	129.41%	-81.94	883.0
VAL01	0.00%	82.65%	0.00%	27.09%	49.09%	172.55%	-47.36	139.0
LEB01	5.04%	93.63%	24.34%	87.32%	2.51%	0.03%	-5.35	76.0
SAB01	0.00%	81.08%	12.57%	77.64%	8.97%	0.03%	-5.24	88.0
LTV01	0.00%	98.47%	11.50%	84.14%	5.26%	0.39%	-5.31	83.0
VRB01	0.00%	100.00%	25.37%	87.12%	2.62%	0.35%	-4.86	73.0
MEB01	1.42%	98.56%	0.14%	88.87%	2.97%	0.02%	-11.95	65.0
GRB02	37.38%	60.47%	0.00%	80.93%	7.51%	0.12%	-7.64	76.0
VEG12	0.00%	97.86%	0.13%	85.59%	3.92%	0.02%	-10.64	68.0
OWV12	0.00%	95.61%	0.00%	67.88%	19.39%	0.06%	-50.22	121.0
WAW02	70.75%	27.16%	0.00%	87.55%	1.15%	0.00%	-3.81	75.0
STB02	0.00%	91.40%	19.47%	71.36%	23.01%	0.48%	-2.61	60.0
OER01	18.80%	9.84%	0.00%	13.21%	12.26%	60.99%	20.36	220.0
WIL01	73.35%	26.65%	0.00%	33.34%	0.80%	0.56%	27.18	89.0
RUA01	55.79%	34.46%	9.75%	50.16%	43.92%	75.63%	47.00	13.0

Aangezien regressiemodellering met meerdere verklarende variabelen extra aandacht vereist als er sterke correlaties voorkomen tussen deze variabelen, hebben we hun correlatiematrix weergegeven in tabel 5.2. Deze tabel vermeldt alleen de statistisch tweezijdig significante correlatiecoëfficiënten ($p<10\%$)[17], waarbij positieve correlaties blauw zijn gearceerd en negatieve oranje.

[17] De p-waarde van een geschatte correlatiecoëfficiënt is een maat voor de aannemelijkheid dat een dergelijke schatting resulteert als er geen correlatie is. Het is de tweezijdige overschrijdingskans van de schatting onder de nulhypothese dat de correlatiecoëfficiënt nul is. Naarmate p kleiner is, is het dus onaannemelijker dat er geen correlatie is.

Tabel 5.2: Correlatiematrix van de acht bij de regressieanalyse betrokken verklarende variabelen. Alleen de statistisch significante correlatiecoëfficiënten (p<10%) zijn vermeld. Positieve correlaties zijn blauw gearceerd en negatieve correlaties zijn oranje gearceerd.

	Rivierklei	Zand	Keileem	Agr gebied	Bos+natuur	Nat/Agr	Gem. kwel	Med. GHG
Rivierklei		**-0.84**					**0.51**	
Zand	**-0.84**			**0.41**			**-0.51**	
Keileem								
Agr gebied		**0.41**			**-0.69**	**-0.77**		**-0.65**
Bos+natuur				**-0.69**		**0.81**	**-0.50**	**0.73**
Nat/Agr				**-0.77**	**0.81**			**0.57**
Gemidd kwel	**0.51**	**-0.51**			**-0.50**			**-0.63**
Mediane GHG				**-0.65**	**0.73**	**0.57**	**-0.63**	

Uit tabel 5.2 blijkt dat met uitzondering van keileem elke verklarende variabele sterk gecorreleerd is aan minstens twee van de andere verklarende variabelen, waarbij zowel positieve als negatieve correlaties optreden. Dit houdt in dat er een sterke overlap is in de informatie van een aantal verklarende variabelen.
De geconstateerde sterke correlaties zijn doorgaans goed verklaarbaar. Enkele voorbeelden zijn:

- De negatieve correlatie tussen de gebiedspercentages rivierklei en zand: naarmate een stroomgebied meer rivierklei bevat, zal het minder zand bevatten.
- De positieve correlatie tussen de gemiddelde kwel en het percentage rivierklei: rivierklei ligt meestal in laaggelegen gebieden en daar treedt in de regel ook vaak kwel op.
- De positieve correlatie tussen de mediane GHG en het gebiedspercentage bos+natuur: de bos- en natuurgebieden zijn hier vaak hoger gelegen gebieden (vooral de bosgebieden) , waar de grondwaterstand dieper onder maaiveld ligt, wat een hogere GHG geeft (de GHG is hier immers uitgedrukt als cm onder maaiveld).

5.2 Gevolgde aanpak

Voor elke stof hebben we voor zowel de mediane concentratie (P50) als het verschil tussen het 90- en het 10-percentiel (P90-P10) getracht een regressiemodel te ontwikkelen, dat het betreffende kengetal beschrijft als functie van één of meer van de verklarende variabelen. Bij meerdere verklarende variabelen spreken we van een meervoudig regressiemodel, dat als algemene vorm heeft:

$$Y_t = b_0 + b_1 \cdot X_{1t} + b_2 \cdot X_{2t} + ... + b_m \cdot X_{mt} + e_t$$

met Y het te verklaren kengetal, X_i verklarende variabele i (i=1, 2,...,m), b_0, b_1, b_2,..., b_m de geschatte modelparameters, e het modelresidu en t de index van de meetwaarde (t=1, 2,...n), met n het totaal aantal meetwaarden. Om verantwoorde uitspraken te kunnen doen over de statistische significanties van de geschatte modelparameters – en daarmee over de relevanties van de betreffende verklarende variabelen - dienen de modelresiduën aselecte trekkingen te vormen uit dezelfde normale kansverdeling, met gemiddelde nul. Voor de meeste modellen bleek dat echter niet het geval en moest er een logaritmische transformatie van Y worden uitgevoerd om te kunnen voldoen aan de vooronderstelling van normaliteit van de modelresiduën. Het model is dan ontwikkeld als:

$$\log_{10}[Y_t] = b_0 + b_1 \cdot X_{1t} + b_2 \cdot X_{2t} + ... + b_m \cdot X_{mt} + e_t$$

Teruggetransformeerd naar de meetschaal van Y luidt dit model:

$$Y_t = 10^{b_0} \cdot 10^{b_1 \cdot X_{1t}} \cdot 10^{b_2 \cdot X_{2t}} \cdot .... \cdot 10^{b_m \cdot X_{mt}} \cdot 10^{e_t}$$

Bij acht verklarende variabelen is er een zeer groot aantal combinaties mogelijk van één of meer van deze variabelen. Het is ondoenlijk om van al deze combinaties na te gaan welke

het geschikste model oplevert, vandaar dat we een pragmatische modelleerstrategie hebben gehanteerd, die bestond uit de volgende vier onderdelen:

1. *Terugwaartse modellering* - Deze aanpak start met alle acht verklarende variabelen en per ronde wordt de verklarende variabele met de minst significante modelparameter verwijderd, tot er alleen verklarende variabelen resteren met significante modelparameters. We spreken hierbij van een significante modelparameter als zijn tweezijdige significantie (p-waarde) kleiner is dan 10%.

2. *Voorwaartse modellering* - Deze aanpak start met de verklarende variabele die de meest significante modelparameter geeft – met p-waarde < 10% - en per ronde wordt van de resterende verklarende variabelen degene toegevoegd die de meest significante modelparameter geeft - mits met p-waarde < 10% - tot er geen verklarende variabelen meer zijn die een modelparameter met p-waarde < 10% geven.

3. *Handmatige modellering* – Bij deze aanpak hebben we handmatig verschillende modellen ontwikkeld met verschillende combinaties van de verklarende variabelen die het sterkst gecorreleerd zijn aan de te modelleren variabele. Om dit te beoordelen zijn eerst de correlatiecoëfficiënten van alle verklarende variabelen met de te modelleren variabele berekend.

4. *Modelkeuze* - Tenslotte is van alle in de drie voorgaande stappen ontwikkelde modellen dát model geselecteerd dat voldoet aan elk van de volgende drie criteria:
   i. De geschatte modelparameters van de verklarende variabelen zijn statistisch significant, dat wil zeggen met tweezijdige significantie (p-waarde) kleiner dan 10%.
   ii. De geschatte modelparameters zijn voldoende onafhankelijk van elkaar geschat. Dit is beoordeeld aan de hand van de toleranties van de verschillende verklarende variabelen in het model. Een tolerantie van 1 betekent dat de betreffende modelparameter volledig onafhankelijk is geschat. Als een model twee verklarende variabelen bevat die sterk aan elkaar zijn gecorreleerd, zullen hun toleranties echter veel minder zijn dan 1. Wij hebben als criterium gehanteerd dat er geen enkele tolerantie onder de 0,85 mag komen.
   iii. Het model heeft de beste pasvorm van alle modellen die voldoen aan de voorgaande criteria i en ii. Als maat voor de pasvorm is hierbij afgegaan op R^2, het percentage van de variantie van het gemodelleerde kengetal dat beschreven wordt door het model. Naarmate het model beter aansluit op de te modelleren waarden, zal R^2 dichter bij 1 liggen.

5.3 Resultaten regressieanalyse

De resultaten van de regressieanalyse zijn vermeld in tabel 5.3.

Enkele bijzondere gevallen

De variabelen Nat/Agr en Mediane GHG zijn voor geen van de modellen geselecteerd als verklarende variabele en daarom niet vermeld in tabel 5.3.
In twee gevallen (P90-P10_Ptotaal en P90-P10_chloride) bleek er geen model te ontwikkelen dat voldeed aan elk van de drie eerder genoemde keuzecriteria.
Met uitzondering van P50_chloride bleek het nodig een logaritmische transformatie toe te passen om te kunnen voldoen aan de vooronderstelling dat de modelresiduën afkomstig zijn uit een normale kansverdeling. Om te toetsen of daarvan sprake was, is getoetst met de Shapiro-Wilk-toets op normaliteit.

Het model voor P50_Ptotaal is instabiel, daar het sterk wordt beïnvloed door een enkele extreme waarde. De resultaten van dit model zijn wel vermeld in tabel 5.3, maar we zullen deze verder niet bespreken.

Tabel 5.3: Pasvorm en modelparameters van de geschatte regressiemodellen. Bij elke geschatte modelparameter is tussen haakjes zijn tweezijdige statistische significantie (oftewel p-waarde) vermeld. De variabelen Nat/Agr en Mediane GHG zijn voor geen van de modellen geselecteerd als verklarende variabele en daarom niet vermeld in de tabel.

P50								
Stof	R^2	b_0	Rivierklei	Zand	Agr gebied	Bos+natuur	Keileem	Kwel
Ptotaal* #	30%	-0.88 (<0.1%)			-0.26 (2.9%)			0.002 (6.7%)
Ntotaal*	34%	0.55 (<0.1%)					2.00 (0.5%)	
Ammonium*	17%	-0.66 (<0.1%)				-0.55 (6.0%)		
Nitraat*	25%	0.24 (9.1%)					2.90 (2.1%)	
Koper*	71%	0.45 (<0.1%)	-0.41 (1.9%)			-0.60 (0.8%)	1.64 (0.1%)	
Zink*	69%	0.78 (<0.1%)	-0.80 (0.3%)				2.46 (0.1%)	
Chloride	44%	37.5 (<0.1%)				-23.6 (0.1%)		

P90-P10								
Stof	R^2	b_0	Rivierklei	Zand	Agr gebied	Bos+natuur	Keileem	Kwel
Ptotaal	geen geschikt model							
Ntotaal*	41%	0.11 (50.3%)			0.80 (0.2%)			
Ammonium*	27%	-0.38 (<0.1%)				-0.58 (1.6%)		
Nitraat*	44%	0.67 (<0.1%)				-1.00 (0.7%)	1.17 (9.0%)	
Koper*	54%	0.46 (<0.1%)		0.23 (3.3%)		-0.34 (2.6%)	0.57 (6.8%)	
Zink*	68%	1.06 (<0.1%)	-0.34 (5.4%)				2.12 (<0.1%)	
Chloride	geen geschikt model							

*: Het model geldt voor de logaritme van de concentratie van deze stof

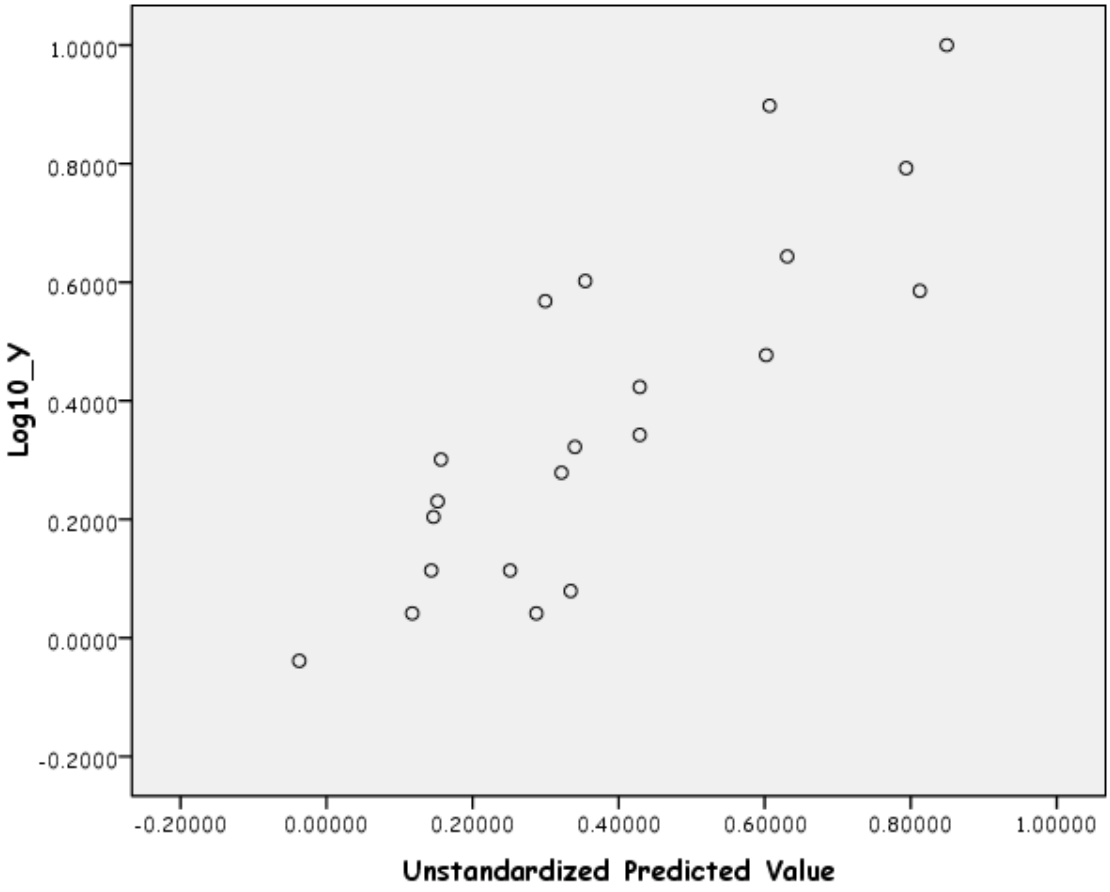
#: Model Ptotaal wordt sterk beinvloed door een extreme waarde

Bespreking van de resultaten

De regressiemodellen voor de kengetallen van zware metalen koper en zink hebben de beste pasvorm, met R^2 tussen de 54% en 71%. Als voorbeeld toont figuur 5.2 het spreidingsdiagram van de waarden van $\log_{10}$[P50_koper] versus de modelwaarden. De spreidingsdiagrammen van de overige modellen zijn weergegeven in de digitale bijlage *.
Voor de meeste stoffen geldt dat zowel het niveau (de P50) als de fluctuatie (de P90-P10) relaties vertoont met één of meer van de stroomgebiedskenmerken. De modellen voor de P50 en de P90-P10 van een stof hebben in veel gevallen één of meer verklarende variabelen gemeen. Dit is vermoedelijk terug te voeren op het feit dat de fluctuatie van een stof doorgaans toeneemt met het mediane niveau.
Het gebiedspercentage bos+natuur (6 maal) en het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem (7 maal) blijken in meerdere gevallen goede verklarende variabelen, ook in combinatie (3 maal).
Het gebiedspercentage bos+natuur heeft steeds een negatieve relatie met de gemodelleerde variabele. De P50 en/of P90-P10 van de betreffende stof neemt dus doorgaans af als het gebiedspercentage bos+natuur toeneemt.
Het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem heeft daarentegen steeds een positieve relatie met de gemodelleerde variabele. De P50 en/of P90-P10 van de betreffende stof neemt dus doorgaans toe als het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem toeneemt.

Het gebiedspercentage rivierklei heeft negatieve relaties met de P50 van zowel koper als zink en met de P90-P10 van zink.
De P50 van totaal-stikstof vertoont een positieve relatie met het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem, terwijl de P90-P10 een positieve relatie vertoont met het gebiedspercentage agrarisch gebied.

Figuur 5.2: Voorbeeld van weergave van de modelpasvorm: het spreidingsdiagram van de waarden van log_{10}[P50_koper] versus de modelwaarden. De R^2 is 71%, wat betekent dat het model 71% verklaart van de variantie van log_{10}[P50_koper].



Hypothetische verklaringen van de statistische relaties
Uit een statistische regressieanalyse zoals hier uitgevoerd kunnen alleen conclusies worden getrokken over de *statistische* relaties van het mediane niveau (P50) en de fluctuatie (P90-P10) van de beschouwde stoffen met stroomgebiedskenmerken. De analyse levert namelijk geen enkel bewijs voor het al of niet bestaan van *causale* relaties. Vandaar dat in de bovenstaande bespreking van de resultaten nergens causale verbanden zijn gelegd. Maar het is uiteraard wel mogelijk om hypothetische verklaringen voor de geconstateerde statistische relaties te geven, waarbij ook fysisch/chemische argumenten worden betrokken. In het nu volgende worden enkele hypothetische verklaringen gegeven.

1. De positieve relaties van de concentraties van nitraat, totaal-stikstof, koper en zink met het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem komen doordat de ondiepe keileem leidt tot meer directe afspoeling van meststoffen naar het oppervlaktewater.

2. De negatieve relaties van de concentraties van ammonium, koper en chloride met het gebiedspercentage bos+natuur komen doordat er in bos- en natuurgebieden geen bemesting wordt toegepast.

3. De negatieve relaties van de concentraties van koper en zink met het gebiedspercentage rivierklei komen doordat klei positief geladen ionen, zoals zink en koper, kan binden. Deze adsorptie voorkomt uitspoeling naar oppervlaktewater. Een aanvullende verklaring is dat er op de kleigronden in het beheersgebied van WRIJ minder varkensboeren zitten en daardoor wordt er ook veel minder bemest (varkensmest is (was) een belangrijke bron van zink en koper).[18]

5.4 Conclusies

Er blijkt – met uitzondering van totaal-fosfor - voor elk van de hier beschouwde stoffen een duidelijke samenhang tussen een kengetal van de concentratie (de mediaan of het verschil van het 90- en het 10-percentiel) en één of meer kenmerken van het stroomgebied. De kengetallen van de zware metalen koper en zink bleken daarbij het best modelmatig te kunnen worden verklaard met kenmerken van het stroomgebied.
Het gebiedspercentage bos+natuur en het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem blijken in meerdere gevallen goede verklarende variabelen van de kengetallen, ook in combinatie. Het kengetal neemt doorgaans af als het gebiedspercentage bos+natuur toeneemt (vermoedelijk doordat daar niet wordt bemest) en neemt doorgaans toe als het gebiedspercentage ondiep voorkomende keileem toeneemt (vermoedelijk doordat daar meer directe afspoeling is van meststoffen naar het oppervlaktewater).
De mediaan van koper en het verschil van het 90- en het 10-percentiel van zowel koper als zink nemen doorgaans af als het gebiedspercentage rivierklei toeneemt. Mogelijk komt dit doordat rivierklei koper en zink kan binden, waardoor het minder uitspoelt naar het grondwater, maar het kan ook zijn dat het komt doordat er minder varkensboeren zijn op de kleigronden, zodat daar minder wordt bemest.

[18] Persoonlijke suggestie van John Lenssen (WRIJ).

Geraadpleegde literatuur

Alterra (2007): 'Een statistische analyse van de invloed van het mestbeleid op de oppervlaktewaterkwaliteit'. Alterra-rapport 1540. Reeks Monitoring Stroomgebieden 11, Alterra Wageningen, 2007, 114 blz.

Baggelaar, P.K. (1988): 'Tijdreeksanalyse bij verlagingsonderzoek: principe en voorbeeld'. H_2O (21), 1988, Nr. 16, blz. 443 – 450.

Baggelaar, P.K. en Van der Meulen, E.C.J. (2007): '*Trendanalist* Gebruikershandleiding'. Icastat Statistisch Adviesbureau, Amstelveen en AMO Adviesbureau Modellering en Optimalisatie, Hengelo, februari 2007.

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

Bradley, J.V. (1968): 'Distribution-Free Statistical Tests'. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, 388 blz.

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

Gilbert, R.O. (1987): 'Statistical Methods for Environmental Pollution Monitoring'. Van Nostrand Reinhold, New York, 320 blz.

Helsel, D.R. and Hirsch, R.M. (1988): 'Discussion of paper by R.H. Montgomery and J.C. Loftis: Applicability of the t-test for detecting trends in water quality variables'. Water Resources Bulletin, vol. 24, blz. 201 - 204.

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

Hipel, K. and McLeod, A. (1994): 'Time series modelling of water resources and environmental systems'. Elsevier, Amsterdam.

Hirsch, R.M., Alexander, R.B. and Smith, R.A. (1991): 'Selection of methods for the detection and estimation of trends in water quality'. Water Resources Research, vol. 27, no. 5, blz. 803 - 813, May 1991.

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.

McLeod, G. (1983): 'Box Jenkins in Practice'. Time Series Library, Gwilym Jenkins & Partners Ltd., Lancaster.

Van der Meulen, E.C.J. (2007): 'Handleiding *Tijdreeksanalist*'. AMO Adviesbureau Modellering en Optimalisatie, Hengelo.