

Droog, droger, droogst

Bijdrage van het KNMI aan de eerste fase van de Droogtestudie Nederland

*Jules J. Beersma
T. Adri Buishand*

oktober 2002

KNMI-publicatie; 199-I

Dit onderzoek is uitgevoerd binnen de samenwerkingsovereenkomst tussen het KNMI en het RIZA (Rijksinstituut voor Integraal Zoetwaterbeheer en Afvalwaterbehandeling, Postbus 17, 8200 AA Lelystad), contractnummers RI-2726 en RI-3414A.

Inhoudsopgave

1. Inleiding	4
2. Data	4
3. Droogte karakteristieken	5
4. De analyse	5
4.1 Afzonderlijke gebeurtenissen	7
4.1.1 Neerslagtekort	7
4.1.2 Afvoerdeficit	8
4.2 Resampling	10
4.2.1 Neerslagtekort	10
4.2.2 Afvoerdeficit	12
4.3 Simultane gebeurtenissen	12
4.3.1 Resampling	12
4.3.2 Tweedimensionale normale verdeling	12
4.3.3 Herhalingstijden van simultane gebeurtenissen	13
4.3.4 Herhalingstijden op basis van een ‘faalgebied’	14
4.3.5 Herhalingstijden op basis van de geschatte droogteschade	17
4.4 Afhankelijkheid	17
4.5 Gevoeligheid voor de gekozen droogte karakteristieken	21
5. Discussie, conclusies en aanbevelingen	23
Dankwoord	26
Literatuur	26
Appendix A	27
Geschatte Makkink verdamping op basis van de zonneshijnduur	
Appendix B	29
Gemiddelden, standaard deviaties en autocorrelatie van de historische en gesimuleerde reeksen	
Appendix C	31
Parameterschatting bij getransformeerde normale verdelingen	
Appendix D	33
Tijdreeksen voor karakteristieke jaren	

1. Inleiding

In de zomer van 2000 heeft de commissie ‘Waterbeheer 21^e eeuw’ (WB21) advies uitgebracht over de organisatie en inrichting van het waterbeheer in de 21^e eeuw. De commissie gaf o.a. aan dat behalve te veel water ook te weinig water een bedreiging vormt voor de (toekomstige) waterhuishouding van Nederland. De economische schade ten gevolge van de droogte van 1976 was bijvoorbeeld vele malen groter dan de schade door de wateroverlast van 1998. In de ‘startovereenkomst Waterbeleid 21^e eeuw’ wordt ten behoeve van de laagwaterproblematiek (extreme droge situaties) een gezamenlijke verkenning van Rijk, provincies en waterschappen naar droogte aangekondigd. Deze verkenning is later omgedoopt tot de ‘Droogtestudie Nederland’ (zie ook <http://www.droogtestudie.nl>).

De tot op heden gebruikte schattingen van de kans op extreme droogte stammen uit de PAWN studie¹ van 1985 (Pulles, 1985). In het kader van de Droogtestudie Nederland is de behoefte ontstaan om de kans op (extreme) droogte opnieuw te schatten mede op basis van de meest recente historische gegevens. Deze studie voorziet in die behoefte. Naast meteorologische droogte in Nederland wordt in deze statistische analyse ook naar droogte in termen van lage afvoeren van de Rijn gekeken. De afvoer van de Rijn in Nederland is immers van groot belang bij het voorzien in de waterbehoefte. Verder wordt voor het eerst ook uitvoerig gekeken naar de kans op het *simultaan* optreden van extreme meteorologische droogte en extreme lage afvoeren van de Rijn, een combinatie die de grootste economische schade tot gevolg heeft.

In hoofdstuk 2 volgt een beschrijving van de data die voor de analyse gebruikt zijn. Hoofdstuk 3 geeft de definities van de gehanteerde droogtekenmerken. De analyse en de resultaten van de analyse worden in hoofdstuk 4 beschreven en in hoofdstuk 5 tenslotte worden de belangrijkste conclusies getrokken en in perspectief geplaatst.

2. Data

De statistische analyse is gebaseerd op tijdreeksen van de neerslag, de verdamping en de Rijnafvoer bij Lobith in het tijdvak 1906 – 2000. De oorspronkelijke dagwaarden zijn eerst herleid tot decade (10-daagse) sommen, c.q. decade gemiddelden.

Neerslag

Dagelijkse neerslagsommen representatief voor Nederland zijn verkregen door middeling van de waarnemingen van dertien over heel Nederland verspreid liggende stations (West-Terschelling, Den Helder/De Kooy, Groningen, Ter Apel, Hoorn, Heerde, Hoofddorp, De Bilt, Winterswijk, Kerkwerpe, Axel/Westdorpe, Oudenbosch en Roermond). Deze stations zijn geselecteerd uit een bestand van 24 stations op basis van kwaliteit en homogeniteit. De waarnemingen van vóór 1950 zijn gecorrigeerd voor een extra windeffect als gevolg van de hogere opstelling van de regenmeters in die tijd (Braak, 1945).

¹ ‘Beleidsanalyse voor de waterhuishouding van Nederland – PAWN’, uitgevoerd ten behoeve van de ‘tweede Nota Waterhuishouding’.

Verdamping

Er bestaan geen lange homogene reeksen van de verdamping. Voor De Bilt is een reeks van dagelijkse waarden van de verdamping beschikbaar vanaf 1958. Deze referentie gewasverdamping is berekend uit de waarnemingen van de gemiddelde etmaaltemperatuur en de dagsom van de globale straling volgens de formule van Makkink². Een aanzienlijk langere ‘homogene’ verdampingsreeks (1901 – 2000) is verkregen door de dagsommen van de globale straling te schatten aan de hand van de dagelijkse zonneshijnduur in De Bilt (Appendix A). Voor het overlappende tijdvak (1958 – 2000) zijn de jaarsommen van de geschatte verdamping dan gemiddeld slechts 3% hoger dan die op basis van de gemeten globale straling.

Afvoer Rijn

Dagafvoeren van de Rijn bij Lobith werden beschikbaar gesteld door RIZA. Deze afvoeren zijn afkomstig uit het DONAR archief.

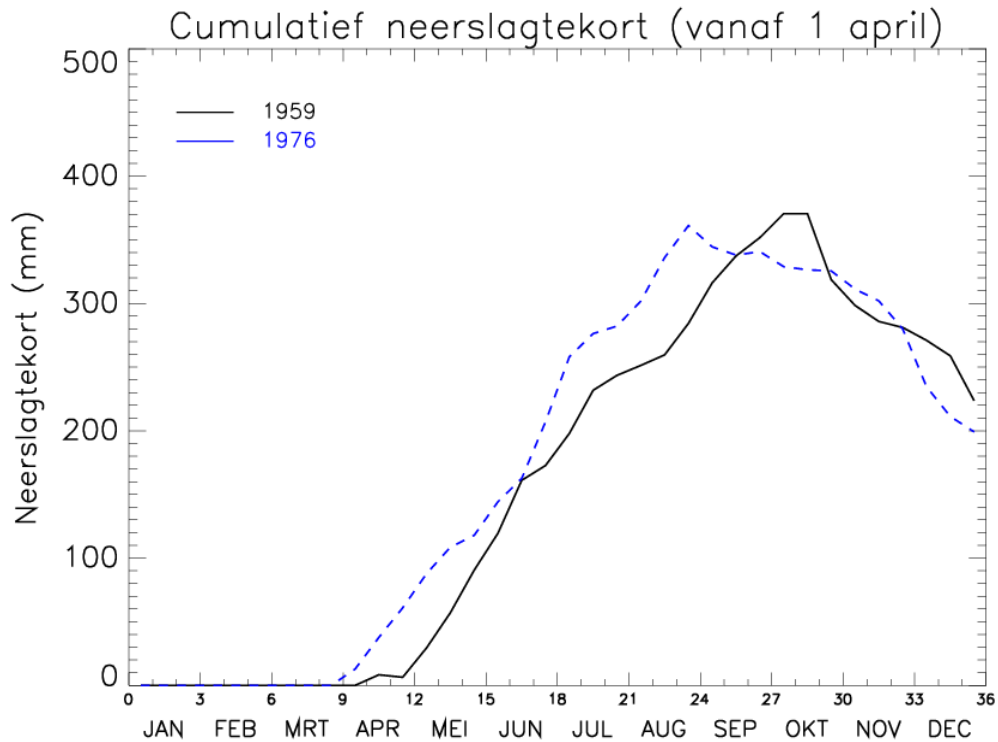
3. Droogte karakteristieken

Om (extreme) droogte te karakteriseren wordt een tweetal droogtekarakteristieken gebruikt. Ten eerste, het maximale doorlopende potentiële neerslagtekort in het zomerhalfjaar (april t/m september). Ten tweede het afvoerdeficit, ook weer in het zomerhalfjaar. Het doorlopende neerslagtekort wordt berekend vanaf de eerste decade na 1 april waarin de potentiële verdamping² de neerslag overtreft. Het doorlopende neerslagtekort voor de decades erna is het verschil in potentiële verdamping en neerslag vanaf die eerste decade t/m de desbetreffende decade. Als het doorlopende neerslagtekort nul of kleiner wordt (en er dus een neerslagoverschot ontstaat), dan wordt de berekening stopgezet en weer hervat vanaf de eerstvolgende decade waarin een tekort optreedt. Het doorlopende neerslagtekort is dus nooit beneden nul en stopt definitief op 1 oktober. Het maximale neerslagtekort is dan de grootste waarde van het doorlopende tekort tussen 1 april en 1 oktober. Voor 1976 en 1959 is het doorlopende neerslagtekort vanaf 1 april weergegeven in Figuur 1. Het afvoerdeficit wordt alleen bepaald door de decades waarin de gemiddelde afvoer lager is dan een gegeven drempelwaarde. Het afvoerdeficit is dan het verschil tussen die drempelwaarde en de decademiddelde afvoer gesommeerd over al die decades in het zomerhalfjaar. De meeste resultaten in deze studie zijn gebaseerd op een drempelwaarde van 1800 m³/s. In vrijwel alle jaren is de Rijnafvoer wel eens lager dan deze drempelwaarde waardoor het afvoerdeficit groter dan nul wordt.

4. De analyse

Eerst worden de afzonderlijke kansen op extreme afvoerdeficiten (bij Lobith) en extreme maximale neerslagtekorten geschat. Deze schattingen zijn gebaseerd op getransformeerde normale verdelingen volgens Box en Cox (1964). Vervolgens wordt gekeken naar de simultane kans op extreme afvoerdeficiten en neerslagtekorten met

² De referentie gewasverdamping volgens Makkink heeft betrekking op de verdamping van goed van water voorzien kort gras gedurende het groeiseizoen en wordt vaak kortweg aangeduid met de potentiële verdamping van grasland. Meer informatie over verschillende verdampingsgetallen wordt gegeven in CHO (1988).



Figuur 1. Ontwikkeling van het doorlopende neerslagtekort in de jaren 1959 en 1976.

behulp van een (getransformeerde) tweedimensionale normale (2d-normale) verdeling. Daartoe wordt ook de correlatie tussen (extreme) afvoerdeficiten en neerslagtekorten geschat.

Daarnaast worden simultane kansen geschat uit lange (100 000-jarige) *gesimuleerde* reeksen van decade waarden. De simulaties zijn gebaseerd op nearest neighbour resampling. Bij deze methode zijn er geen beperkingen aan de lengte van de gesimuleerde reeks en elke historische decade (uit het tijdvak 1906 – 2000) kan in principe onbeperkt vaak in de gesimuleerde reeks voorkomen. Over periodes langer dan één decade (en zeker voor periodes van een half jaar) zullen zich in de gesimuleerde reeks situaties voordoen die zich in het verleden niet hebben voorgedaan maar die statistisch/meteorologisch wel mogelijk zijn. Door het simuleren van zulke lange reeksen kan een aardig beeld van mogelijke (extreme) situaties worden verkregen. De uit deze lange gesimuleerde reeksen afgeleide simultane kansen worden tenslotte vergeleken met de simultane kansen op basis van de bovengenoemde 2d-normale verdeling.

Getransformeerde normale verdelingen

Het maximale neerslagtekort en het totale afvoerdeficit hebben een niet-symmetrische kansverdeling. Verondersteld wordt dat deze grootheden na de volgende (in de statistiek populaire) transformatie normaal verdeeld zijn:

$$\begin{cases} x' = (x^\lambda - 1) / \lambda & \text{als } \lambda \neq 0 \\ x' = \ln x & \text{als } \lambda = 0. \end{cases}$$

Het gemiddelde μ en de standaard deviatie σ van de onderliggende normale verdeling en de transformatie parameter λ worden met de Maximum Likelihood (ML) methode geschat. Omdat de reeks van afvoerdeficiten een aantal nullen bevat, waardoor de likelihood functie niet gedefinieerd is, worden deze nullen opgevat als data die onder een bepaalde drempelwaarde³ liggen ('censoring'). In Appendix C worden nadere details gegeven over het schatten van de parameters en de bepaling van een betrouwbaarheidsinterval voor λ .

Nearest neighbour (NN) resampling

De methode is afgeleid van de KNMI Neerslaggenerator (Buishand en Brandsma, 2001). Bij het resampelen (simuleren) van een nieuwe decade wordt in de historische reeks gezocht naar decades die lijken op de laatst gesimuleerde decade (ook wel de analogen of de nearest neighbours genoemd). Hiervan wordt er één min of meer random⁴ gekozen. De decade die daar historisch gezien op volgt is dan de nieuwe gesimuleerde decade. De 'kunst' is nu om bij het zoeken naar de analogen de relevante variabelen (zoals neerslag, verdamping en afvoer, resp. P, E en A) zo in rekening te brengen dat de statistische eigenschappen van de gesimuleerde reeksen overeenkomen met die van de historische reeksen. De onderzochte modellen die het beste presteren bevatten de neerslag (P) en de afvoer (A) op de laatst gesimuleerde decade maar ook de gemiddelde afvoer van het voorgaande half jaar (A18). Met twee van deze modellen zijn 100 000-jarige reeksen gesimuleerd.

4.1 Afzonderlijke gebeurtenissen

4.1.1 Neerslagtekort

In Figuur 2 is het maximale neerslagtekort in het zomerhalfjaar uitgezet op Normaal waarschijnlijkheidspapier⁵. De zwarte plusjes zijn de historische data voor het tijdvak 1906 – 2000. De doorgetrokken zwarte lijn correspondeert met een gefitte normale verdeling op basis van de ML schatting van de transformatie parameter ($\lambda = 0.28$). De gestippelde zwarte lijnen geven een range weer op basis van het 95% betrouwbaarheidsinterval van λ $[-0.05, 0.62]$. Merk op dat vier van de vijf hoogste punten buiten deze range liggen. Voor de vijf hoogste punten geeft de lage schatting van de transformatieparameter ($\lambda = -0.05$) op het oog de betere fit⁶. De verdeling voor deze waarde van λ komt vrijwel overeen met een lognormale verdeling. Tabel 1 geeft voor $\lambda = -0.05$ de overschrijdingskans met de bijbehorende herhalingstijd voor verschillende (schade)jaren.

De gevoeligheid van de herhalingstijden voor het optreden van een extreem droog jaar in de reeks is bekeken door het neerslagtekort van het meest extreme jaar (1976) te wijzigen van 361.1 mm in 150 mm (een gemiddeld neerslagtekort). De vier overgebleven hoogste punten liggen dan wederom op één na allemaal buiten de range op

³ Voor deze drempel is een waarde gekozen van 2.6 miljoen m³.

⁴ Er wordt random getrokken uit een kansverdeling waarbij een analoog een grotere kans heeft getrokken te worden naarmate deze meer op de laatst gesimuleerde decade lijkt. Voor details zie Buishand en Brandsma (2001).

⁵ Bij een normale verdeling liggen de maxima dan langs een rechte lijn.

⁶ Voor de kleinste neerslagtekorten is deze fit minder geschikt omdat de bijbehorende kans op een nat jaar wordt onderschat.

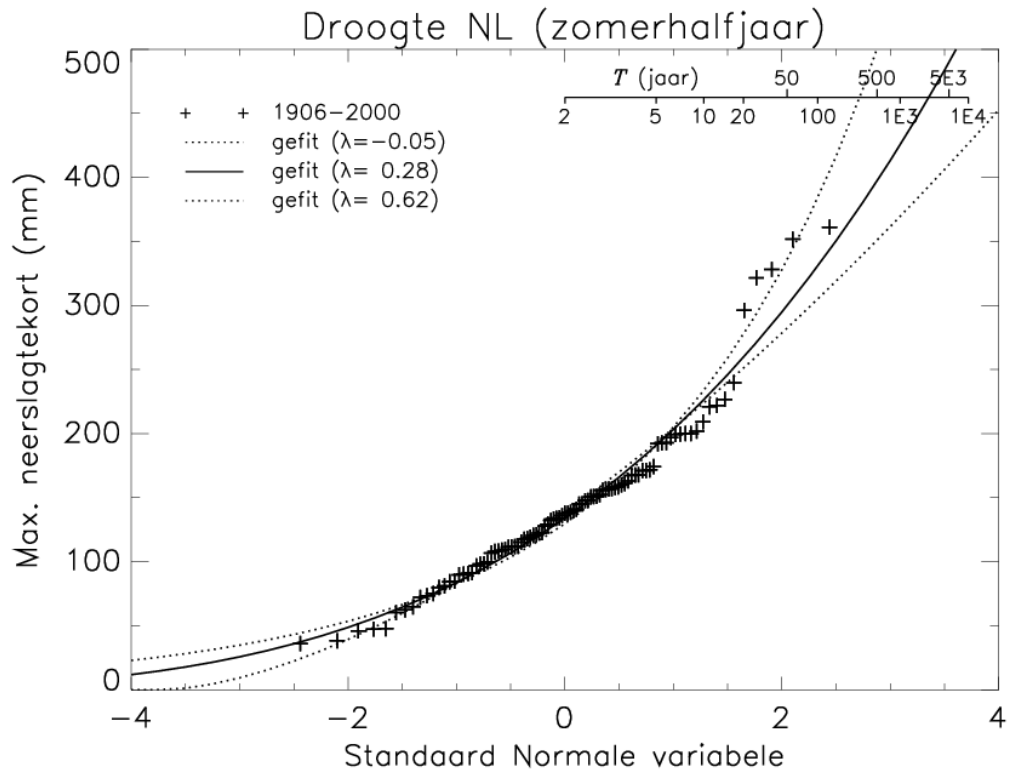
basis van het 95% betrouwbaarheidsinterval van λ . De lage schatting van de transformatieparameter resulteert opnieuw in een vrijwel lognormale verdeling ($\lambda = 0.01$). De bij deze verdeling behorende herhalingstijden voor 1976 en 1959 worden respectievelijk 108.4 en 92.2 jaar. Dit is ongeveer 50% hoger dan de getallen in Tabel 1.

Tabel 1. Kans dat het maximale neerslagtekort in een gegeven jaar overschreden wordt bij een lage schatting van de transformatieparameter ($\lambda = -0.05$). Deze waarde van λ geeft op het oog de betere fit voor de vijf jaren met de grootste neerslagtekorten.

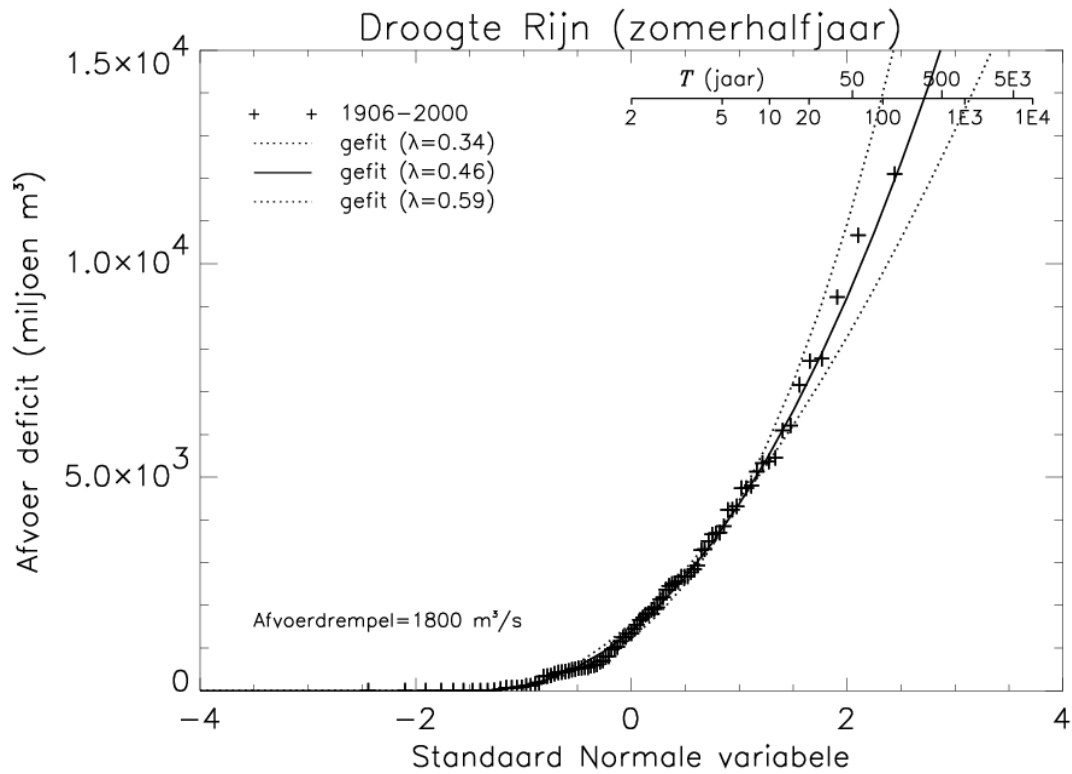
Jaar	Neerslagtekort (mm)	Kans	Herhalingstijd (jaar)
1976 PAWN	361.1	0.0138	72.6
1921	321.6	0.0250	40.0
1959 PAWN	351.7	0.0158	63.1
1947	296.1	0.0371	26.9
1949	226.7	0.1121	8.9
1911	328.1	0.0226	44.2
1943 PAWN	163.1	0.3077	3.2
1967 PAWN	151.0	0.3693	2.7
1969	122.4	0.5513	1.8
1965 PAWN	47.3	0.9889	1.0

4.1.2 Afvoerdeficit

In Figuur 3 is analoog aan Figuur 2 het afvoerdeficit van de Rijn in het zomerhalfjaar op Normaal waarschijnlijkheidspapier uitgezet. De ML schatting voor λ is 0.46 (doorgetrokken lijn). Het 95% betrouwbaarheidsinterval van de transformatieparameter wordt begrensd door $\lambda = 0.34$ en $\lambda = 0.59$ (gestippelde lijnen). Bij de bepaling van het afvoerdeficit is gebruik gemaakt van een drempelwaarde van $1800 \text{ m}^3/\text{s}$. Het aldus gedefinieerde afvoerdeficit kent een bovengrens van $28 \times 10^9 \text{ m}^3$. Deze bovengrens is ruim twee maal zo groot als de hoogst opgetreden waarde. Voor een gecombineerde regen/smeltwaterrievier als de Rijn is deze (theoretische) bovengrens echter niet zo waarschijnlijk daar deze alleen bereikt wordt wanneer gedurende het gehele zomerhalfjaar de Rijn ‘droog staat’. Een meer praktische schatting van de bovengrens van het afvoerdeficit kan verkregen worden door uit te gaan van de laagste decadegemiddelde afvoer die in het zomerhalfjaar in het tijdvak 1906 – 2000 is opgetreden. Dit minimum bedraagt $725.5 \text{ m}^3/\text{s}$ en wanneer deze waarde gedurende het gehele zomerhalfjaar toegepast wordt, leidt dit tot een maximaal afvoerdeficit van $16.7 \times 10^9 \text{ m}^3$. Tabel 2 geeft voor de ML schatting van de transformatie parameter ($\lambda = 0.46$) de overschrijdingskansen met de bijbehorende herhalingstijden voor dezelfde (schade)jaren als in Tabel 1.



Figuur 2. Verdeling van het maximale neerslagtekort voor de historische data (1906-2000) en voor gefitte getransformeerde normale verdelingen.



Figuur 3. Verdeling van het afvoerdeficit voor de historische data (1906-2000) en voor gefitte getransformeerde normale verdelingen.

Tabel 2. Kans dat het afvoerdeficit in een gegeven jaar overschreden wordt bij een drempel van 1800 m³/s en bij de ML schatting van de transformatieparameter ($\lambda = 0.46$).

Jaar	Afvoerdeficit (miljoen m ³)	Kans	Herhalingstijd (jaar)
	16 700.0	0.0010	984.7
1976 PAWN	10 668.0	0.0125	79.8
1921	12 101.2	0.0069	144.3
1959 PAWN	5 130.2	0.1180	8.5
1947	7 777.2	0.0408	24.5
1949	9 219.0	0.0227	44.0
1911	4 743.0	0.1375	7.3
1943 PAWN	6 095.5	0.0804	12.4
1967 PAWN	335.4	0.7579	1.3
1969	549.8	0.6941	1.4
1965 PAWN	0.0	0.9987	1.0

4.2 Resampling

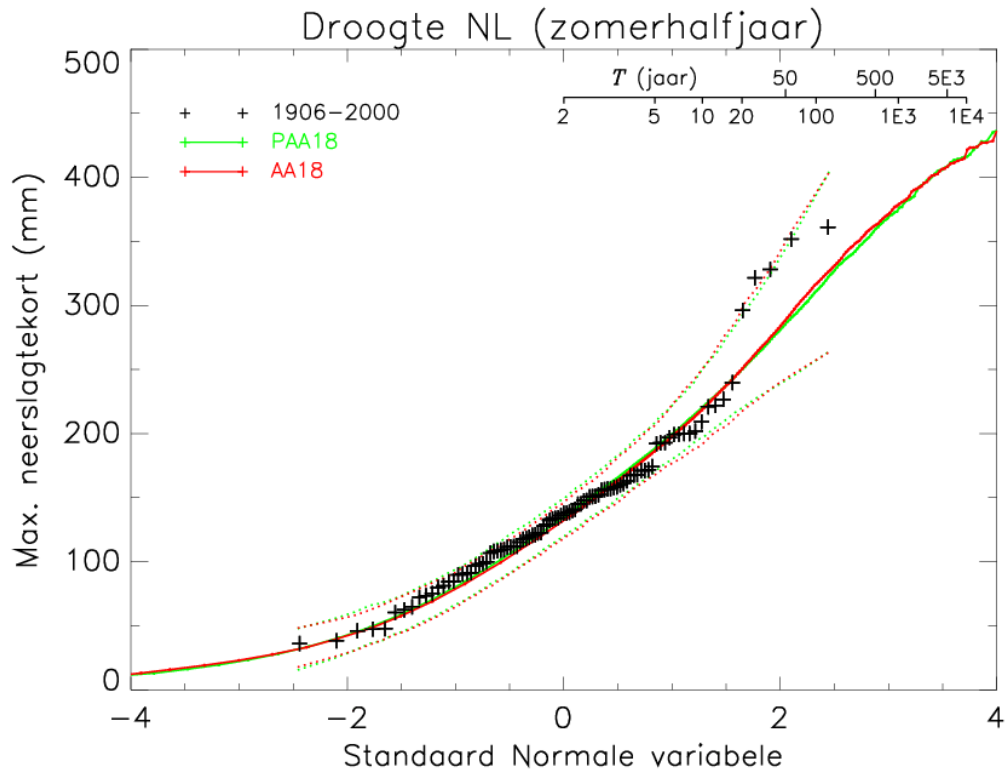
De resultaten van twee 100 000 jarige simulaties op basis van NN-resampling worden hier gepresenteerd. In de eerste simulatie worden de analogen gezocht op basis van de neerslag (P) en de afvoer (A) in de vorige simulatiestap en de afvoer in het voorgaande halfjaar (A18). Deze simulatie wordt aangeduid met PAA18. In de simulatie AA18 wordt bij het zoeken naar analogen op dezelfde manier naar de afvoer gekeken (A en A18) maar in het geheel niet naar de neerslag (P). Hierbij worden aan P, A en A18 gewichten toegekend die omgekeerd evenredig zijn met hun variantie (die afhangt van de tijd van het jaar)⁷. Wanneer ook rekening gehouden wordt met de verdamping bij het zoeken naar analogen worden de resultaten slechter in plaats van beter. De verdamping is daarom bij het resampelen niet expliciet meegenomen.

In Appendix B worden de gemiddelden, de standaard deviaties en de autocorrelatie van de neerslag, de verdamping en de afvoer in de gesimuleerde reeksen vergeleken met die in de historische reeksen. Concluderend is er een goede overeenkomst tussen de gesimuleerde reeksen en de historische reeksen met uitzondering van een vrij sterke onderschatting van de standaard deviatie van de verdamping in het zomerhalfjaar.

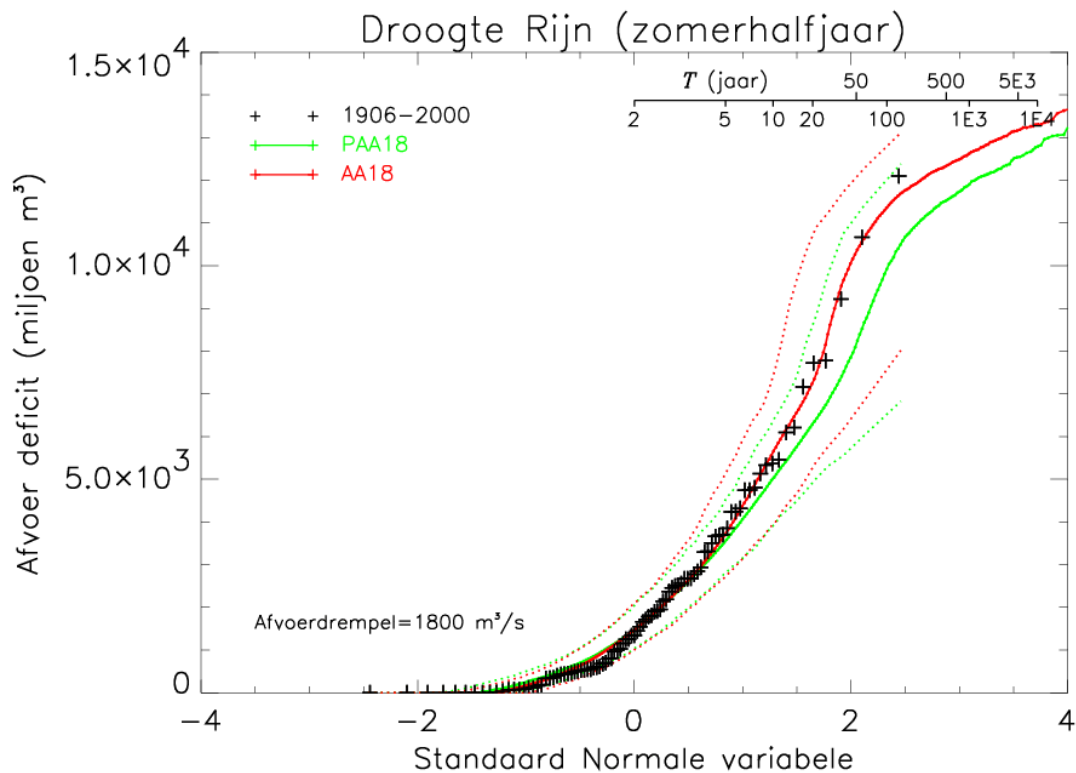
4.2.1 Neerslagtekort

De doorgetrokken groene en rode lijnen in Figuur 4 zijn de resultaten van de twee 100 000 jarige simulaties. De kansverdeling van het maximale neerslagtekort is in beide simulaties vrijwel gelijk. In de gesimuleerde reeksen wordt het extreme gedrag van de vijf hoogste neerslagtekorten niet gereproduceerd. De kans op een extreem droog jaar in de gesimuleerde reeksen wordt daardoor mogelijk onderschat.

⁷ Om het seizoensverloop in de gesimuleerde data beter te beschrijven is evenals in Buishand en Brandsma (2001) gebruik gemaakt van een 'moving window' (hier met een breedte van 7 decades) en zijn de data vooraf gestandaardiseerd (gedeeld door het langjarige gemiddelde voor de desbetreffende decade). Verder is evenals in Buishand en Brandsma het aantal analogen waaruit getrokken wordt (k) gelijkgesteld aan 5.



Figuur 4. Verdeling van het maximale neerslagtekort voor de historische data (1906-2000) en voor twee gesimuleerde reeksen van 100 000 jaar.



Figuur 5. Verdeling van het afvoerdeficit voor de historische data (1906-2000) en voor twee gesimuleerde reeksen van 100 000 jaar.

Om een indruk van de spreiding in de gesimuleerde reeksen te geven zijn beide 100 000 jarige simulaties opgedeeld in 1000 reeksen van 100 jaar. De gestippelde lijnen geven de range weer waarbinnen 950 van de 1000 reeksen van 100 jaar (95%) vallen. Deze range is het breedst bij de grote neerslagtekorten. Voor het grootste neerslagtekort in een reeks van 100 jaar loopt de range van 264 tot 405 mm. Het meest extreme historische jaar met een neerslagtekort van 361.1 mm valt hier ruim binnen. De range in Figuur 4 is breder dan in Figuur 2. De laatste geeft slechts de spreiding weer ten gevolge van de onzekerheid in de transformatie parameter λ . Ondanks de bredere range in Figuur 4, ligt een aantal historische droge jaren er niet binnen. Dit wijst er op dat de onderschatting van de kans op extreem droge jaren het gevolg is van tekortkomingen in de resampling procedure.

4.2.2 Afvoerdeficit

De reproductie van de kansverdeling van het afvoerdeficit (Figuur 5) blijkt erg gevoelig voor het al dan niet meenemen van de neerslag (P) bij het zoeken naar analogen in de resampling procedure. Wordt P meegenomen, dan worden de hoogste afvoerdeficiten sterk onderschat (simulatie PAA18). Merk ook op dat het gesimuleerde afvoerdeficit bij hoge herhalingstijden duidelijk afvlakt en daarmee sterk verschilt van het gedrag in de staart van de gefitte verdeling in Figuur 3. De reden voor die afvlakking is dat het gesimuleerde afvoerdeficit ook een ‘theoretische’ bovengrens kent. In de gesimuleerde reeks kunnen de afvoeren van individuele decades namelijk nooit veel lager worden dan de laagste decade afvoer in de reeks waaruit men trekt. Voor de hier uitgevoerde simulaties is de theoretische bovengrens ongeveer gelijk aan $15.6 \times 10^9 \text{ m}^3$. De grootste deficiten in de gesimuleerde 100 000 jarige AA18 reeks zitten op ongeveer 85% van dat theoretisch maximum.

4.3 Simultane gebeurtenissen

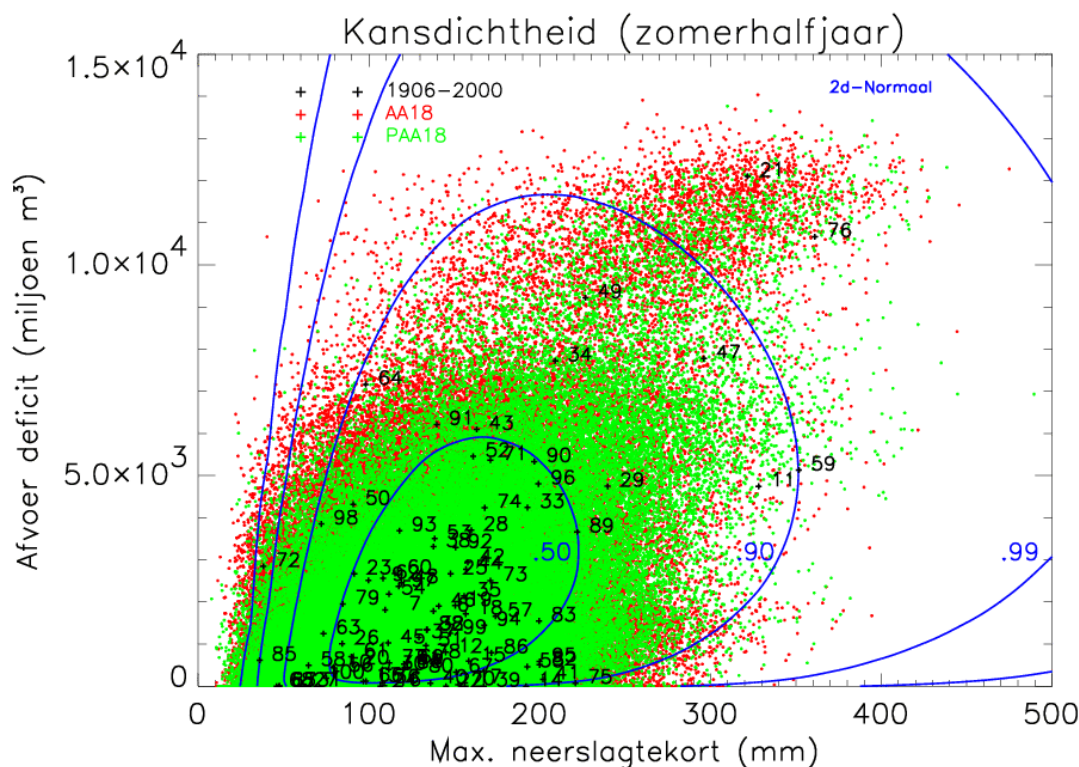
4.3.1 Resampling

Figuur 6 geeft de tweedimensionale kansdichtheid van het maximale neerslagtekort en het afvoerdeficit van de Rijn. De zwarte punten met jaartal zijn de historische data. Voor elk van de twee gesimuleerde reeksen zijn er 100 000 gekleurde puntjes. Opvallend is dat in de simulaties de dichtheid rond de droge jaren 1921 en 1976 veel groter is dan rond het droge jaar 1947 of rond de droge jaren 1911 en 1959.

4.3.2 Tweedimensionale normale verdeling

Voor het bepalen van kansen op simultane gebeurtenissen maken we de extra aanname dat de getransformeerde neerslagtekorten en de getransformeerde afvoerdeficiten tweedimensionaal normaal verdeeld zijn. De correlatie (r) tussen het getransformeerde deficit (met $\lambda = 0.46$) en het getransformeerde neerslagtekort (met $\lambda = -0.05$) bedraagt 0.466 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van [0.295, 0.592]. Evenals bij het schatten van λ , μ en σ , zijn bij het schatten van r de nullen in de reeks van afvoerdeficiten ‘gecensored’ (zie Appendix C). De blauwe contouren in Figuur 6 markeren de gebieden waarbinnen een bepaald percentage van alle gebeurtenissen valt op basis van een (getransformeerde) 2d-normale verdeling met $r = 0.466$. De helft (50%) van alle gebeurtenissen valt binnen de eerste contour (0.50), 90% binnen de tweede contour (0.90), 99% binnen de derde contour (0.99) en 99.9% binnen de vierde contour (slechts gedeeltelijk zichtbaar). De figuur laat reeds zien dat bij deze keuze van de parameters van de 2d-normale verdeling de kans op simultane extreme gebeurtenissen groter is dan in de gesimuleerde reeksen (alle gesimuleerde

extreme gebeurtenissen liggen namelijk binnen de 99 % contour van de 2d-normale verdeling).



Figuur 6. Tweedimensionale kansdichtheid van het maximale neerslagtekort en het afvoerdeficit voor historische en gesimuleerde data en voor de gefitte 2d-normale verdeling. De getallen refereren aan de jaartallen minus 1900.

4.3.3 Herhalingstijden van simultane gebeurtenissen

In de PAWN-studie (Pulles, 1985), en ook in de huidige droogtestudie (Droogte NL), worden verschillende berekeningen gebaseerd op zogenaamde karakteristieke jaren ofwel shadejaren. Tabel 3 geeft voor deze shadejaren het maximale neerslagtekort, het afvoerdeficit en de totale schade, voor zover bekend. De betekenis van de kolommen S_2 en S_3 wordt later in dit hoofdstuk uitgelegd.

Op basis van het neerslagtekort en het afvoerdeficit kunnen we voor elk shadejaar een herhalingstijd berekenen. Evenals in paragraaf 4.1 kunnen we deze herhalingstijden baseren op ‘rechter’ kansen, wat in het tweedimensionale geval neerkomt op de kans dat het neerslagtekort en het afvoerdeficit beide groter zijn dan het tekort en het deficit in het gegeven shadejaar. In Figuur 6 zijn dit de gebeurtenissen in een rechthoek waarvan de linker onderhoek samenvalt met een bepaald shadejaar. In Tabel 4 zijn de herhalingstijden voor de verschillende shadejaren gegeven op basis van deze tweedimensionale rechter kansen.

Tabel 3. Overzicht van de schadejaren.

Jaar	Neerslagtekort (mm)	Afvoerdeficit (10^6 m^3)	PAWN studie	Droogte NL ⁸	Schadebedrag (10^6 Euros)		
					PAWN studie	S ₂	S ₃
1976	361.1	10668.0	X	X	2559	2556	2556
1921	321.6	12101.2				2520	2471
1959	351.7	5130.2	X	X	1997	1994	1996
1947	296.1	7777.2				2004	1934
1949	226.7	9219.0		X		1841	1687
1911	328.1	4743.0				1856	1831
1943	163.1	6095.5	X		1053	1274	1051
1967	151.0	335.4	X		349	681	455
1969	122.4	549.8		X		578	318
1965	47.3	0.0	X		0	203	-144

Tabel 4. Herhalingstijden (jaar) van schadejaren op basis van rechter kansen.

Jaar	PAA18	AA18	2d-normaal ($r = 0.466$)
1976	1099	662	600
1921	2439	667	627
1959	424	346	128
1947	148	85	128
1949	90	45	98
1911	181	162	87
1943	21	17	19
1967	2.8	3.1	3.0
1969	2.1	2.3	2.2
1965	1.1	1.1	1.0

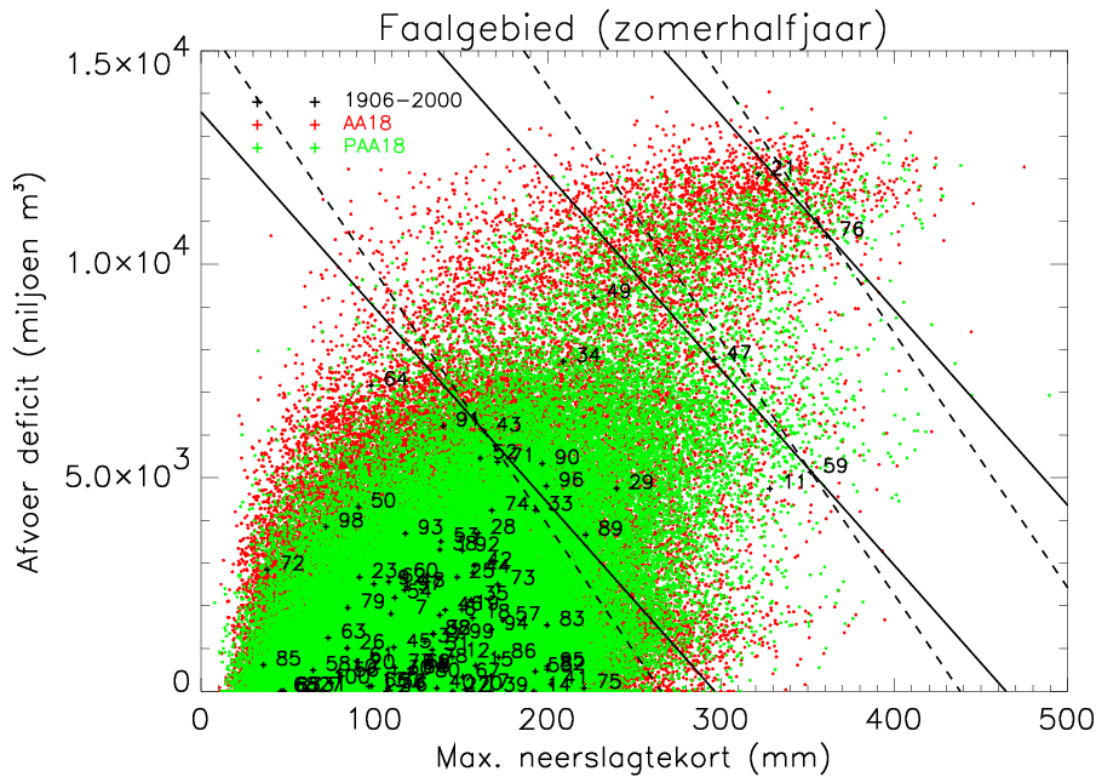
4.3.4 Herhalingstijden op basis van een ‘faalgebied’

De herhalingstijden voor de meest extreme jaren in Tabel 4 zijn nogal groot; in de orde van 1000 jaar. Omdat bij de bepaling van multi-dimensionale rechter kansen alleen gebeurtenissen worden meegenomen die ‘in alle richtingen’ extremer zijn dan het gegeven jaar wekt het geen verbazing dat de overschrijdingskansen kleiner, en de herhalingstijden dus groter, worden. Bij beschouwing van meer dan twee simultane droogtekaracteristieken zullen de herhalingstijden daardoor nog verder toenemen.

Een alternatief voor het bepalen van de overschrijdingskansen dat minder gevoelig is voor het aantal dimensies (dwz het aantal simultane karakteristieken) is de bepaling van de herhalingstijden op basis van een zogenaamd ‘faalgebied’. Een faalgebied is niet noodzakelijk een rechthoek waarvan de linker onderhoek samenvalt met een bepaald schadejaar zoals bij de bepaling van de rechter kansen. In Figuur 7 ligt het faalgebied rechts van een rechte lijn door een bepaald schadejaar (de zwarte doorgetrokken en gestreepte lijnen). Het is duidelijk dat zo’n faalgebied veel meer (extreme) gebeurtenissen bestrijkt dan de rechthoek bij een gewone rechter kans. Het idee

⁸ Schadejaren benoemd in de ‘derde Nota waterhuishouding’.

erachter is dat de verschillende gebeurtenissen (punten) op zo'n lijn een vergelijkbare vorm van schade of van falen tot gevolg hebben (vandaar ook de naam faalgebied).



Figuur 7. Als Figuur 6. De gestreepte en doorgetrokken zwarte lijnen zijn twee verschillende begrenzings van het faalgebied voor resp. 1943, 1959 en 1976.

De vraag rijst dan of er inderdaad een min of meer lineair verband bestaat, tussen het neerslagtekort en het afvoerdeficit enerzijds en een vorm van falen of schade anderzijds, zodat de helling van de lijn die het faalgebied markeert bepaald kan worden. Op basis van de (uit de PAWN-studie geschatte) totale schade voor de jaren 1976, 1959 en optioneel 1943 en de lineaire vergelijkingen:

$$S = a_2 \times P_{\text{tekort}} + b_2 \times A_{\text{deficit}} \quad (S_2)$$

en

$$S = a_3 \times P_{\text{tekort}} + b_3 \times A_{\text{deficit}} + c_3 \quad (S_3)$$

zijn twee hellingen voor de lijn die het faalgebied begrenst bepaald. De schadebedragen voor de verschillende schadejaren die uit de vergelijkingen S_2 en S_3 volgen zijn weergegeven in de laatste twee kolommen van Tabel 3. Vergelijken we voor 1967 en 1965 deze bedragen met de bedragen uit de PAWN studie dan blijkt een lineair verband voor dit doel een redelijke benadering te zijn.

De herhalingstijden voor de verschillende schadejaren op basis van deze twee faalgebieden (resp. aangeduid met S_2 en S_3) zijn weergegeven in Tabel 5. Er bestaat een redelijk goede overeenstemming tussen de herhalingstijden voor de AA18 simulatie en die voor de gefitte getransformeerde tweedimensionale normale verdeling. Echter, met name voor 1976 en 1921 geeft de getransformeerde 2d-normale verdeling kortere herhalingstijden (grotere overschrijdingskansen).

Tabel 5. Herhalingstijden (jaar) van schadejaren op basis van een 'faalgebied'.

Jaar	PAA18		AA18		2d-normaal ($r = 0.466$)	
	S ₂	S ₃	S ₂	S ₃	S ₂	S ₃
1976	621	662	293	327	183	168
1921	488	446	229	215	165	140
1959	67	85	41	51	41	47
1947	70	72	42	45	42	41
1949	44	38	31	29	28	24
1911	46	55	32	38	29	33
1943	8.6	7.5	8.7	7.7	6.8	6.1
1967	1.8	1.9	1.8	1.9	1.8	1.9
1969	1.5	1.5	1.5	1.5	1.5	1.5
1965	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0

De gevoeligheid van de herhalingstijden voor de helling van de lijn die het faalgebied begrenst lijkt beperkt. Indien er, in de tweede fase van de droogtestudie, meer inzicht in het schadegedrag is verkregen is het wellicht mogelijk om het faalgebied beter/nauwkeuriger te bepalen. Het faalgebied zou in werkelijkheid misschien begrensd worden door een kromme of door een asymptoot in het geval er een bovengrens aan de schade is. Het is echter zeer de vraag of een nauwkeuriger bepaling van het faalgebied een grote invloed zal hebben op de herhalingstijden. Zo is de kansdichtheid in het algemeen erg klein daar waar de grens van het faalgebied onzeker is. Het onzekere grensgebied draagt dan waarschijnlijk weinig bij aan de totale kans.

De herhalingstijden op basis van een faalgebied zijn in het algemeen aanzienlijk kleiner dan die op basis van de gewone rechter kansen en daarmee ook iets beter in overeenstemming met het aantal extremen dat men in een 95-jarige periode op basis van het toeval zou mogen verwachten. De kans dat een gebeurtenis met een zekere herhalingstijd zich meerdere malen voordoet in een 95-jarige periode is weergegeven in Tabel 6. De twee meest extreme simultane gebeurtenissen (1976 en 1921) hebben een vergelijkbare herhalingstijd. Bij een geschatte herhalingstijd van ongeveer 600 jaar (gewone rechter kansen; Tabel 4) is de kans dat twee (of meer) van die gebeurtenissen in een 95-jarige periode optreden slechts iets meer dan 1%. Bij een geschatte herhalingstijd tussen de 150 en 300 jaar (op basis van faalgebieden; Tabel 5) is die

Tabel 6. Kans dat een gebeurtenis met een gemiddelde herhalingstijd T zich n maal voordoet in een 95-jarige periode (in %) op basis van onafhankelijkheid van gebeurtenissen (binomiale verdeling).

T	$n = 0$	$n \geq 1$	$n \geq 2$	$n \geq 3$	$n \geq 4$
50	14.7	85.3	56.9	29.6	12.3
100	38.5	61.5	24.6	7.0	1.6
200	62.1	37.9	8.2	1.2	0.14
300	72.8	27.2	4.0	0.41	0.03
400	78.8	21.2	2.4	0.18	0.01
500	82.7	17.3	1.6	0.10	0.004
600	85.3	14.7	1.1	0.06	0.002
1000	90.9	9.1	0.42	0.01	0.000

kans 4 tot 10 maal zo groot. Het blijft een kleine kans maar de historische situatie is dan niet zo heel uitzonderlijk meer.

4.3.5 Herhalingstijden op basis van de geschatte droogteschade

De herhalingstijden van de schadejaren kunnen behalve op basis van de 2d-normale kansverdeling van het neerslagtekort en het afvoerdeficit ook geschat worden op basis van de totale schade. Met behulp van vergelijking (S_2) of (S_3) kan voor elk jaar een schadebedrag worden bepaald. De verdeling van schadebedragen kan weer benaderd worden door een getransformeerde normale verdeling waaruit vervolgens de herhalingstijden weer volgen. Wanneer gebruik gemaakt wordt van vergelijking (S_2) dan is de ML schatting van de transformatieparameter 0.10 met een 95% betrouwbaarheidsinterval van $[-0.19, 0.39]$. Bij toepassing van (S_3) is de meest waarschijnlijke schatting voor λ gelijk aan 0.41 met een betrouwbaarheidsinterval van $[0.18, 0.65]$. Omdat bij gebruik van vergelijking (S_3) enkele negatieve schades optreden (dit zijn de jaren waarin het afvoerdeficit gelijk is aan nul) zijn de schades kleiner dan 100 miljoen Euro gecensoreerd (zie Appendix C). De Figuren 8 en 9 tonen de verdeling van de droogteschade respectievelijk op basis van de vergelijkingen (S_2) en (S_3). En in Tabel 7 zijn de herhalingstijden voor de schadejaren op basis van de geschatte droogteschade gegeven.

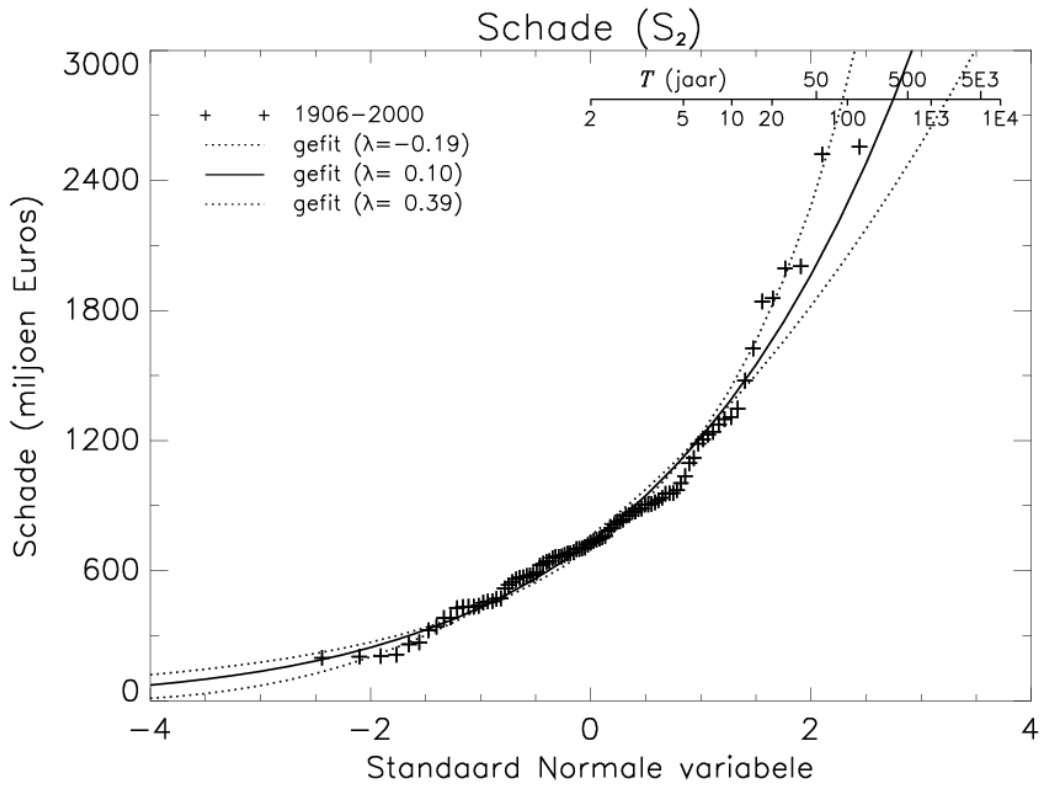
Tabel 7. Herhalingstijden van schadejaren op basis van de geschatte droogteschade

Jaar	Schade uit vgl. (S_2)	Schade uit vgl. (S_3)
1976	194	235
1921	178	191
1959	47	59
1947	49	51
1949	32	28
1911	33	39
1943	7.3	6.4
1967	1.8	1.9
1969	1.5	1.5
1965	1.0	1.0

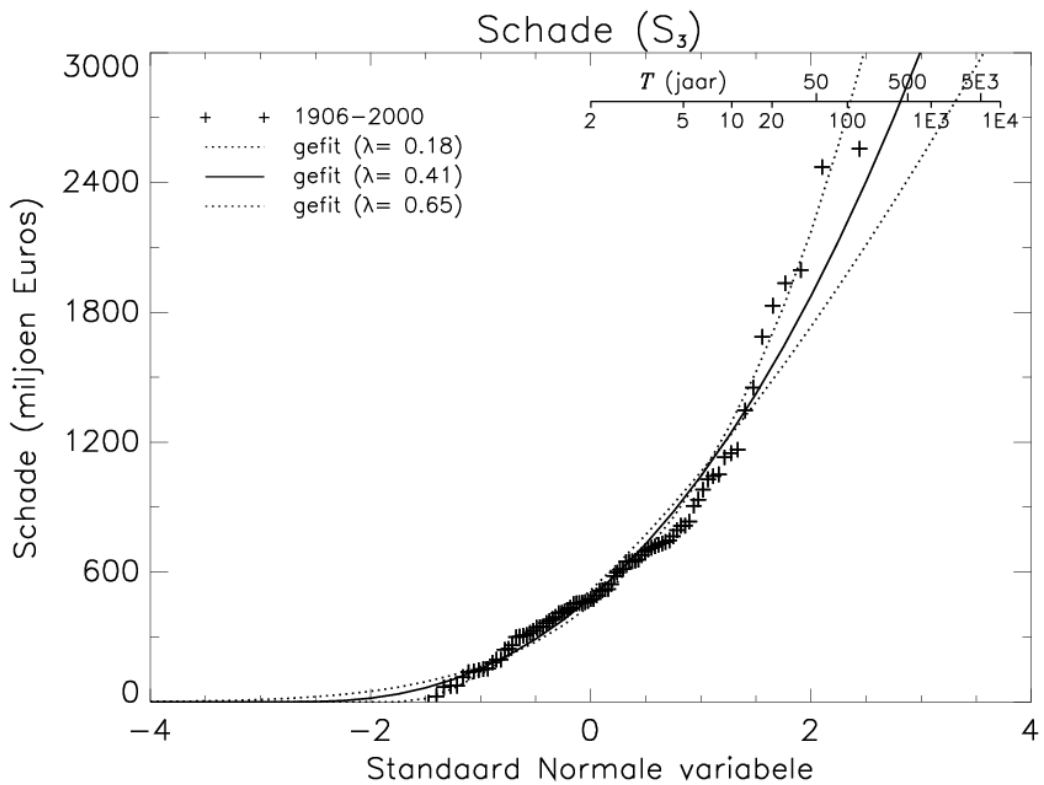
4.4 Afhankelijkheid

Bij de berekening van kansen op simultane extreme gebeurtenissen in de vorige paragraaf werd rekening gehouden met de afhankelijkheid tussen het maximale neerslagtekort en het afvoerdeficit. Het is van belang dat deze afhankelijkheid door het gefitte model (hier een 2d-normale verdeling) en door de simulaties op basis van resampling wordt gereproduceerd. In deze paragraaf wordt dat onderzocht met behulp van de afhankelijkheidsmaat $\chi(u)$ in Coles e.a. (1999). In tegenstelling tot de correlatiecoëfficiënt geeft deze maat een redelijk beeld van de afhankelijkheid van extremen.

De combinaties van maximaal neerslagtekort en afvoerdeficit kunnen we schrijven als (X_i, Y_i) , $i = 1, \dots, N$. Voor de berekening van $\chi(u)$ worden de paren (X_i, Y_i) getransformeerd naar de paren (U_i, V_i) met $0 < U_i \leq 1$ en $0 < V_i \leq 1$ via de empirische verdelingsfuncties:



Figuur 8. Verdeling van de uit vergelijking (S_2) geschatte schade (1906-2000) en voor gefitte getransformeerde normale verdelingen.



Figuur 9. Verdeling van de uit vergelijking (S_3) geschatte schade (1906-2000) en voor gefitte getransformeerde normale verdelingen.

$$U_i = \hat{F}_X(X_i) = \frac{\text{aantal } X_j \text{'s } \leq X_i}{N} \text{ en } V_i = \hat{F}_Y(Y_i) = \frac{\text{aantal } Y_j \text{'s } \leq Y_i}{N}.$$

De ligging van de paren (U_i, V_i) is weergegeven in Figuur 10. De extreem droge jaren liggen in de rechter bovenhoek van de figuur en de natte jaren in de linker onderhoek. De afhankelijkheidsmaat $\chi(u)$ wordt gegeven door:

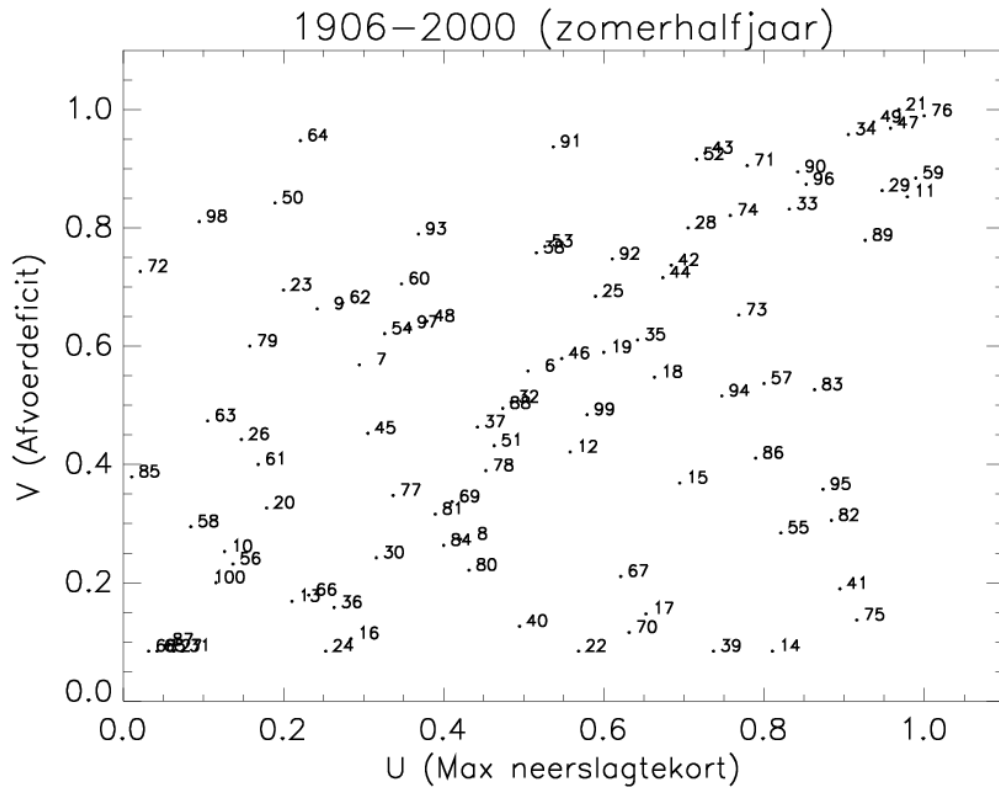
$$\chi(u) = 2 - \frac{\ln \Pr(U_i < u, V_i < u)}{\ln \Pr(U_i < u)} \text{ met } 0 < u \leq 1.$$

Bij onafhankelijkheid is $\chi(u) = 0$ en bij volledige positieve afhankelijkheid is $\chi(u) = 1$. Voor een voldoende grote u is $\chi(u)$ bij benadering gelijk aan de voorwaardelijke kans dat $U > u$ gegeven dat $V > u$.

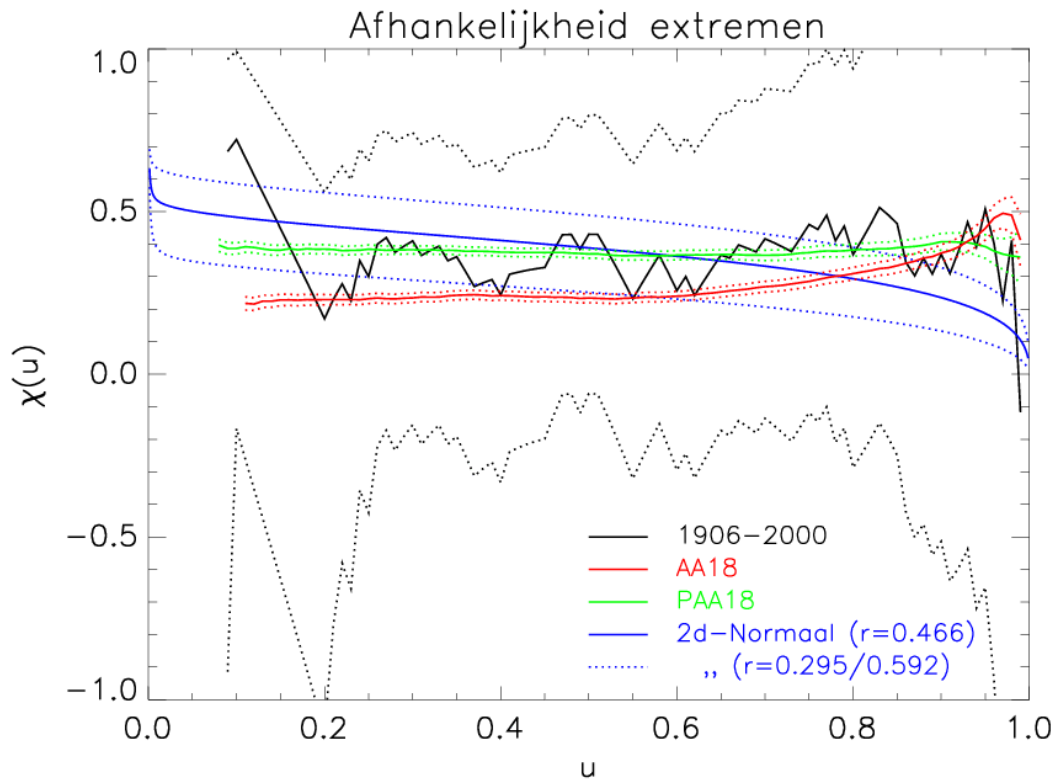
In Figuur 11 is $\chi(u)$ gegeven voor de historische en gesimuleerde data en voor de 2d-normale verdeling. Als, zoals voor de historische data (de zwarte lijn in de figuur), $\chi(u)$ toeneemt met u dan neemt de afhankelijkheid in de staart van de verdelingen toe (dit wordt ook wel asymptotische afhankelijkheid genoemd). Simpel gezegd: hoe extremer beide gebeurtenissen hoe groter de afhankelijkheid.

Voor de 2d-normale verdeling (de blauwe lijn in de figuur) is $\chi(u)$ een geleidelijk dalende functie over een groot bereik van u , maar snel dalend voor u in de buurt van 1 ($\chi(u) = 0$ als $u \rightarrow 1$). De afhankelijkheid in de staart van de verdelingen wordt door de 2d-normale verdeling dus steeds sterker onderschat. Dit leidt tot een onderschatting van de (meest extreme) simultane kansen en dus tot een overschatting van de bijbehorende herhalingstijden. Bij een grotere correlatie tussen afvoerdeficit en neerslagtekort wordt de afhankelijkheid van de extremen vanzelfsprekend ook groter. De drie blauwe lijnen (met verschillende r) voor de 2d-normale verdeling in Figuur 11 lopen min of meer parallel en $\chi(u)$ gaat steeds asymptotisch naar nul. In Tabel 8 zijn voor de 2d-normale verdeling naast de herhalingstijden voor de ML schatting van r (0.466) uit Tabel 5 ook de herhalingstijden voor de onder en bovengrens van het 95% betrouwbaarheidsinterval van r (resp. 0.295 en 0.592) gegeven. Bij de hoge schatting van de correlatie ($r = 0.592$) zijn de herhalingstijden voor 1976 en 1921 ongeveer 20% kleiner dan bij de ML schatting ($r = 0.466$). Voor 1959 en 1947 is het verschil ruim 10%. Wanneer de herhalingstijden voor $r = 0.466$ en $r = 0.592$ op de gewone rechter kansen worden gebaseerd dan zijn diezelfde verschillen ongeveer twee maal zo groot. Dit effect wordt onderbouwd door Coles en Tawn (1994) die op grond van theoretische principes aangeven dat herhalingstijden op basis van faalgebieden veel minder gevoelig zijn voor de afhankelijkheidsstructuur dan herhalingstijden op basis van rechter kansen. Dit is dus een bijkomend voordeel van het gebruik van een faalgebied.

In de gesimuleerde data (rode & groene lijnen) is de afhankelijkheid in de staart vergelijkbaar met die in de historische data. De gestippelde lijnen in Figuur 11 markeren voor de historische en de gesimuleerde data een 95% betrouwbaarheidsinterval. Evenals in Coles e.a. (1999) is dit betrouwbaarheidsinterval geconstrueerd met



Figuur 10. Ligging van de paren (U_i, V_i) . De getallen refereren aan de jaartallen minus 1900. De droogste jaren liggen dicht bij elkaar in de rechter bovenhoek.



Figuur 11. $\chi(u)$ voor de historische en gesimuleerde data en voor de gefitte 2d-normale verdelingen.

Tabel 8. Herhalingstijden van schadejaren op basis van een faalgebied voor 2d-normale verdelingen met drie verschillende correlaties.

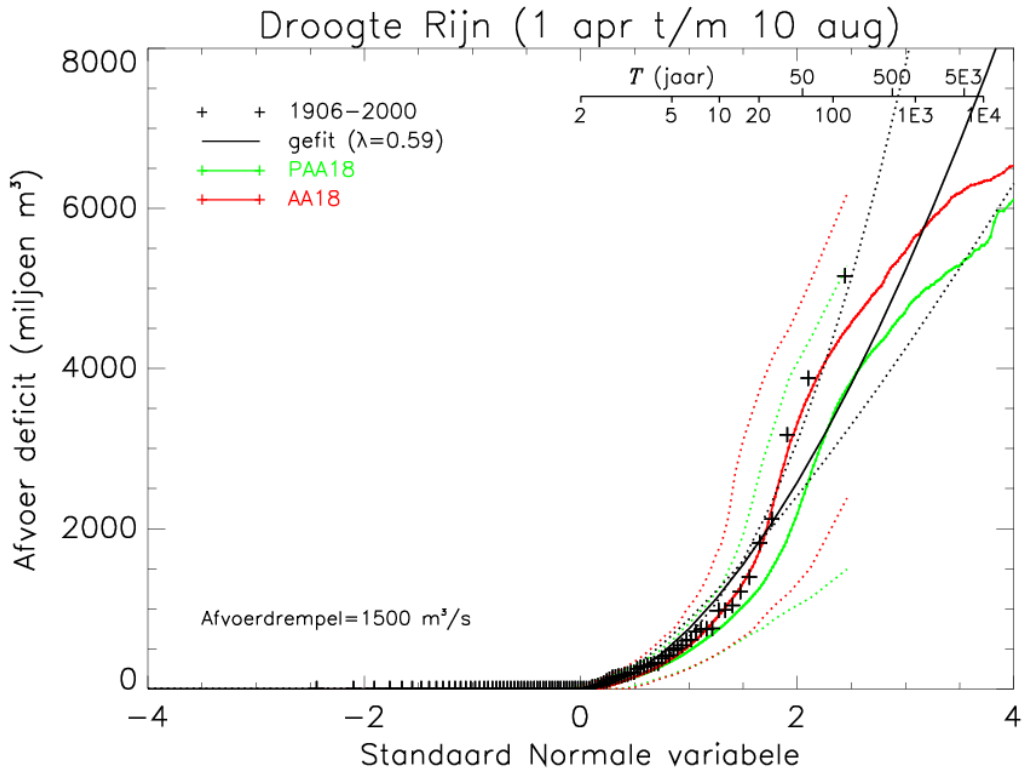
Jaar	2d-normaal ($r = 0.295$)		2d-normaal ($r = 0.466$)		2d-normaal ($r = 0.592$)	
	S ₂	S ₃	S ₂	S ₃	S ₂	S ₃
1976	263	239	183	168	145	137
1921	240	189	165	140	131	114
1959	51	58	41	47	35	41
1947	52	51	42	41	37	36
1949	33	28	28	24	25	22
1911	35	39	29	33	26	29
1943	7.2	6.4	6.8	6.1	6.6	5.9
1967	1.8	1.9	1.8	1.9	1.9	2.0
1969	1.5	1.5	1.5	1.5	1.5	1.6
1965	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0

de delta methode. Hierin wordt o.a. verondersteld dat de empirische verdelingsfuncties $\hat{F}_X(x)$ en $\hat{F}_Y(y)$ de werkelijke verdelingen exact weergeven. Omdat de historische data uit slechts 95 jaar bestaan is de betrouwbaarheidsband voor de historische data relatief breed.

4.5 Gevoeligheid van de resultaten voor de gebruikte droogtekaracteristieken

Hoe de voor de statistische analyse gebruikte droogtekaracteristieken het beste gedefinieerd kunnen worden is in de eerste fase van de droogtestudie niet helemaal duidelijk geworden. Met name ten aanzien van het afvoerdeficit zijn verschillende keuzes mogelijk. Ten eerste, het einde van de periode waarover het afvoerdeficit berekend wordt. Kan die periode het beste, zoals gebruikelijk in de meteorologie en analoog aan het neerslagtekort, doorlopen tot en met 30 september of beter, tot en met de eerste decade van augustus (10 augustus)? De laatste keuze ligt als het gaat om landbouwschade misschien meer voor de hand omdat een aantal gewassen tegen die tijd al geoogst is. Ten tweede, de drempel die gekozen wordt ter bepaling van het afvoerdeficit. Om het aantal nullen in de reeks van afvoerdeficiten beperkt te houden werd een drempel genomen van 1800 m³/s. Bij afvoeren beneden de 1500 m³/s begint de wateraanvoer echter pas enigszins problematisch te worden. Door de drempel tot 1500 m³/s te verlagen neemt het aantal nullen in de reeks van afvoerdeficiten sterk toe. In combinatie met de verkorte periode (t/m 10 augustus) is het aantal nullen zelfs meer dan 50%. In dat geval wordt de veronderstelling dat de getransformeerde data normaal verdeeld zijn twijfelachtig. Figuur 12 geeft het historische afvoerdeficit en de bijbehorende fit van een getransformeerde normale verdeling voor deze combinatie. Vergeleken met de lange periode (zomerhalfjaar) en een drempel van 1800 m³/s (Figuur 3) liggen de 3 hoogste afvoerdeficiten nu buiten de range gegeven door het 95% betrouwbaarheidsinterval van de transformatie parameter maar ook bij afvoerdeficiten tussen de 0 en 2×10⁹ m³ ligt de gefitte lijn vrij ver van de historische waarden.

Voor de korte periode en de drempel van 1500 m³/s zijn daarom geen herhalingstijden van simultane gebeurtenissen berekend op basis van een gefitte 2d-normale verdeling. Ook zijn de herhalingstijden niet berekend op basis van aangepaste schadefuncties



Figuur 12. Verdeling van het afvoerdeficit (bij een lage drempel en een korte periode) voor de historische data, voor twee gesimuleerde reeksen en voor de gefitte getransformeerde normale verdeling.

(zoals in paragraaf 4.3.5). Wel zijn de herhalings tijden voor de vier combinaties (lange periode & 1800 m³/s drempel, lange periode & 1500 m³/s, korte periode & 1800 m³/s en korte periode & 1500 m³/s) voor de twee 100 000 jarige simulaties bepaald (Tabel 9). Vergeleken met Figuur 5 laat Figuur 12 ook zien de kansverdeling van het afvoerdeficit in de simulaties minder gevoelig is voor de precieze definitie van afvoerdeficit. Tabel 10 geeft per simulatie de (afgeronde) range van herhalings tijden van simultane gebeurtenissen op basis van de vier combinaties. De range ligt

Tabel 9. Gevoeligheid van de herhalings tijd van simultane gebeurtenissen voor verschillende periodes en drempels (in m³/s) van het afvoerdeficit.

Jaar	PAA18				AA18			
	1 apr.-30 sep.		1 apr.-10 aug.		1 apr.-30 sep.		1 apr.-10 aug.	
	1800	1500	1800	1500	1800	1500	1800	1500
1976	621	535	763	685	293	238	366	313
1921	488	532	498	546	229	237	231	249
1959	67	74	80	85	41	44	48	52
1947	70	73	58	57	42	44	39	39
1949	44	44	28	24	31	32	24	21
1911	46	59	48	62	32	38	35	41
1943	8.6	6.8	5.0	3.5	8.7	7.0	5.2	3.6
1967	1.8	2.1	2.1	2.4	1.8	2.1	2.1	2.4
1969	1.5	1.5	1.5	1.7	1.5	1.5	1.6	1.7
1965	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0

ruwweg tussen de 30 en 40% met een uitschieter naar boven voor 1943 (meer dan een factor 2) en een kleinste range voor 1921 (10%).

Tabel 10. Afgeronde range van herhalingstijden van simultane gebeurtenissen (op basis van Tabel 9).

Jaar	PAA18	AA18
1976	535 – 765	240 – 365
1921	490 – 545	230 – 250
1959	65 – 85	40 – 50
1947	55 – 75	40 – 45
1949	25 – 45	20 – 30
1911	45 – 60	30 – 40
1943	4 – 9	4 – 9
1967	1.8 – 2.4	1.8 – 2.4
1969	1.5 – 1.7	1.5 – 1.7
1965	1.0	1.0

5. Discussie, conclusies en aanbevelingen

In de voorgaande paragrafen zijn de herhalingstijden voor de schadejaren op verschillende wijze geschat. Die schattingen lopen soms behoorlijk uiteen en we vragen ons dan natuurlijk af welke schattingen het meest betrouwbaar zijn en of deze schattingen überhaupt wel bruikbaar zijn. Beschouwen we eerst de resultaten op basis van de simulaties dan valt de simulatie PAA18 snel af vanwege de structurele onderschatting van de extreme afvoerdeficiten. Simulatie AA18 doet het op dit punt aanzienlijk beter maar in beide simulaties wordt ook de kans op extreme neerslagtekorten waarschijnlijk onderschat. Bij de getransformeerde normale verdelingen kunnen we die onderschatting voorkomen door de transformatieparameter λ gelijk aan -0.05 te kiezen. Een nadeel van de getransformeerde normale verdeling is dat deze de verdeling van de afvoerdeficiten niet goed weergeeft als de deficiten gebaseerd worden op een relatief lage drempelwaarde of een korter zomerseizoen. En de simulaties laten zien dat de herhalingstijden wel degelijk afhangen van de gekozen definitie van het afvoerdeficit. Dit is echter een algemeen probleem. Afhankelijk van de gekozen definitie van de droogte karakteristieken kunnen de schadejaren een verschillende rangorde krijgen waardoor de overschrijdingskansen en de herhalingstijden gaan verschillen.

Vanwege de bovengenoemde onderschatting van de extreme neerslagtekorten lijkt het niet verstandig om de gesimuleerde reeksen te gebruiken om de kans op simultane gebeurtenissen te schatten. De simulaties zijn echter wel degelijk bruikbaar omdat ze gebeurtenissen bevatten die veel extremer zijn dan die historisch zijn opgetreden. Bovendien is de ontwikkeling in de tijd van die extreme droge gebeurtenissen bekend zodat ze als invoer voor de schademodelen kunnen dienen (twee gesimuleerde extreem droge jaren zijn daarom in Appendix D opgenomen). De herhalingstijd van zo'n extreme gesimuleerde gebeurtenis zou vervolgens uit de getransformeerde 2d-normale verdeling van de historische data geschat kunnen worden, of ook uit een getransformeerde normale verdeling van de *geschatte* droogteschade.

Het gebruik van een 2d-normale verdeling heeft enigszins het bezwaar dat deze de afhankelijkheid tussen extreme neerslagtekorten en extreme afvoerdeficiten onderschat. Potentieel leidt dit tot een onderschatting van de kans op simultane extreme gebeurtenissen. Echter wanneer de overschrijdingskansen gebaseerd worden op een faalgebied zoals in paragraaf 4.3.4 valt deze onderschatting waarschijnlijk mee.

Een simpel alternatief voor het fitten van een 2-dimensionale verdeling aan maximale neerslagtekorten en afvoerdeficiten is dat alleen naar de verdeling van de *geschatte* droogteschade gekeken wordt. De getransformeerde normale verdeling blijkt deze verdeling redelijk goed te beschrijven.

Gegeven het bovenstaande en om uiteindelijk tot één schatting voor de herhalingstijd van elk schadejaar te komen is voor elk schadejaar de mediaan genomen van de herhalingstijden op basis van de *geschatte* droogteschade (Tabel 7) en die op basis van een faalgebied voor de 2d-normale verdelingen met verschillende correlaties (Tabel 8). De afgeronde medianen zijn gegeven in Tabel 11.

Tabel 11. Herhalingstijden (mediaan van acht schattingen).

Jaar	Mediaan
1976	190
1921	170
1959	50
1947	45
1949	30
1911	35
1943	7
1967	2
1969	1.5
1965	1.0

Een schatting van de onzekerheid is bewust niet gegeven. De reden hiervoor is dat elke onzekerheid of betrouwbaarheidsband sterk afhangt van de onderliggende aannames. In deze studie is hoofdzakelijk gekeken naar onzekerheden ten gevolge van de onzekerheid in de transformatieparameter λ en in beperkte mate naar onzekerheden ten gevolge van de gebruikte definitie van afvoerdeficit. Dit geeft echter een onvolledig beeld van de totale onzekerheid.

Historisch gezien zijn 1976 en 1921 de droogste jaren gevolgd door 1959 en 1947. Voor 1976 vinden we een herhalingstijd van bijna 200 jaar voor de simultane gebeurtenis (neerslagtekort en afvoerdeficit). Een herhalingstijd van bijna 200 jaar is aanzienlijk groter dan de herhalingstijd voor 1976 van 50 jaar die in de tweede en derde Nota waterhuishouding is gebruikt.

Bovengenoemde herhalingstijden zijn dus van toepassing op die delen van Nederland waarin naast een neerslagtekort ook de aanvoer van de Rijn een rol speelt. Indien de aanvoer van de grote rivieren geen rol van betekenis speelt zijn de herhalingstijden in Tabel 1 van toepassing. Het droogste jaar is dan wederom 1976 (met een herhalings-tijd van ongeveer 75 jaar) gevolgd door 1959, 1911 en 1921.

Naar aanleiding van de 1976 droogte heeft het KNMI een uitvoerige droogtestudie verricht (KNMI, 1976). In die studie zijn de Zwanenburg/Hoofddorp neerslagreeks (vanaf 1735) en de Braak reeks (gemiddelde neerslag over Nederland vanaf 1849) geanalyseerd. Voor beide reeksen is destijds de uitspraak gedaan dat een minstens even grote droogte als in 1976 gemiddeld eens in de 300 jaar⁹ voorkomt. Deze herhalingstijd is alleen op de neerslag gebaseerd (zonder de verdamping in rekening te brengen) en er is ook een iets andere zomerperiode gebruikt, namelijk maart t/m augustus. Door het gebruik van andere meteorologische gegevens en andere kansverdelingen is er een vrij groot verschil in herhalingstijd tussen deze studie en de droogtestudie uit 1976.

Kunnen we nu tevreden zijn? Zowel in de getransformeerde normale verdeling van het neerslagtekort als in de simulaties op basis van resampling wordt de kans op extreme neerslagtekorten (droge jaren) onderschat. Voor die gebieden in Nederland waarvoor de rivieraanvoer geen rol speelt zijn de herhalingstijden (van de neerslagtekorten alleen) daarom gebaseerd op een getransformeerde normale verdeling van het neerslagtekort met een lage schatting van de transformatieparameter. Deze verdeling geeft voor de (vijf) grootste neerslagtekorten op het oog de ‘beste’ fit maar doet het iets minder goed voor de kleinste en de middelgrote tot grote neerslagtekorten. Het dient daarom aanbeveling te onderzoeken of de simulatie van het neerslagtekort door middel van resampling verbeterd kan worden.

De uiteindelijke geschatte herhalingstijden voor de simultane gebeurtenissen (neerslagtekort en aanvoer Rijn) zijn voor een belangrijk deel op getransformeerde 2d-normale verdelingen gebaseerd. De aanname dat de getransformeerde neerslagtekorten en afvoerdeficiten 2d-normaal verdeeld zijn is een veel sterkere aanname dan dat alleen de getransformeerde neerslagtekorten normaal verdeeld zijn. De 2d-normale verdeling onderschat de afhankelijkheid tussen extreme neerslagtekorten en afvoerdeficiten. Bovendien wordt bij de verdeling van de afvoerdeficiten geen rekening gehouden met de theoretische bovengrens. Er kunnen ook andere 2-dimensionale verdelingen overwogen worden, met name extreme waarden verdelingen. Een voordeel van deze verdelingen is dat de afhankelijkheid tussen extreme neerslagtekorten en extreme afvoerdeficiten niet ‘instort’ zoals bij een 2d-normale verdeling. Daarnaast kan het nuttig zijn de relatie tussen schade, maximaal neerslagtekort en afvoerdeficit beter in kaart te brengen. Om daarbij buiten de range van historische schades te komen zouden extreme droge jaren uit de gesimuleerde reeksen gebruikt kunnen worden.

En tot slot lijkt het ons gewenst om de onzekerheid nader te kwantificeren, rekening houdend met de gevoeligheid van betrouwbaarheidsbanden voor aannames omtrent de onderliggende kansverdeling.

⁹ Hierbij wordt een 95% betrouwbaarheidsinterval van 100 tot 800 jaargenoemd. Het is echter niet duidelijk hoe dit betrouwbaarheidsinterval tot stand is gekomen.

Dankwoord

De auteurs zijn Rudmer Jilderda zeer erkentelijk voor het berekenen van de Makkink verdamping op basis van de zonneshijnduur.

Literatuur

Box, G.E.P. en D.R. Cox, 1964: An analysis of transformations (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, **26**, 211-246.

Braak, C., 1937: Het klimaat van Nederland. F. Zonneshijn en bewolking. *Mededeelingen en verhandelingen* No. 40, KNMI, De Bilt.

Braak, C., 1945: Invloed van den wind op regenwaarnemingen. *Mededeelingen en verhandelingen* No. 48, KNMI, De Bilt.

Buishand, T.A. en T. Brandsma, 2001: Multi-site simulation of daily precipitation and temperature in the Rhine basin by nearest-neighbor resampling. *Water Resources Research*, **37**, 2761-2776.

CHO (Commissie voor Hydrologisch Onderzoek TNO), 1988: Van Penman naar Makkink; Een nieuwe berekeningswijze voor de klimatologische verdampingsgetallen. Rapporten en nota's No. 19, CHO TNO, 's-Gravenhage.

Coles, S. en J. Tawn, 1994: Statistical methods for multivariate extremes: an application to structural design. *Applied Statistics*, **43**, 1-48.

Coles, S., J. Heffernan en J. Tawn, 1999: Dependence measures for extreme value analyses. *Extremes*, **2**, 339-365.

Frantzen, A.J. en W.R. Raaff, 1982: De relatie tussen de globale straling en de relatieve zonneshijnduur in Nederland. Wetenschappelijk rapport W.R. 82-5, KNMI, De Bilt.

KNMI, 1976: De droogte van 1976. Publicatie No. 154, KNMI, De Bilt.

Pulles, J.W., 1985: Beleidsanalyse voor de waterhuishouding in Nederland/PAWN. Rijkswaterstaat, 's-Gravenhage.

Shumway, R.H., A.S. Azari en P. Johnson, 1989: Estimating mean concentrations under transformation for environmental data with detection limits. *Technometrics*, **31**, 347-356.

APPENDIX A

Geschatte Makkink verdamping op basis van de zonneshijnduur

De schattingen van de globale straling zijn gebaseerd op de relaties tussen de globale straling en de relatieve zonneshijnduur in De Bilt zoals die worden aanbevolen door Frantzen en Raaff (1982). Hierin werd voor elk van de 36 decades een lineaire regressie opgesteld tussen de dagsommen van de globale straling en de dagelijkse waarden van de relatieve zonneshijnduur voor het tijdvak 1965 – 1977:

$$G = a_0 + a_1 S$$

met G de globale straling, S de relatieve zonneshijnduur en a_0 en a_1 de regressiecoëfficiënten. Op zonloze dagen is de globale straling gelijkgesteld aan G_c . Het seizoensverloop van de parameters G_c , a_0 en a_1 werd door Frantzen en Raaff (pag. 14) benaderd als:

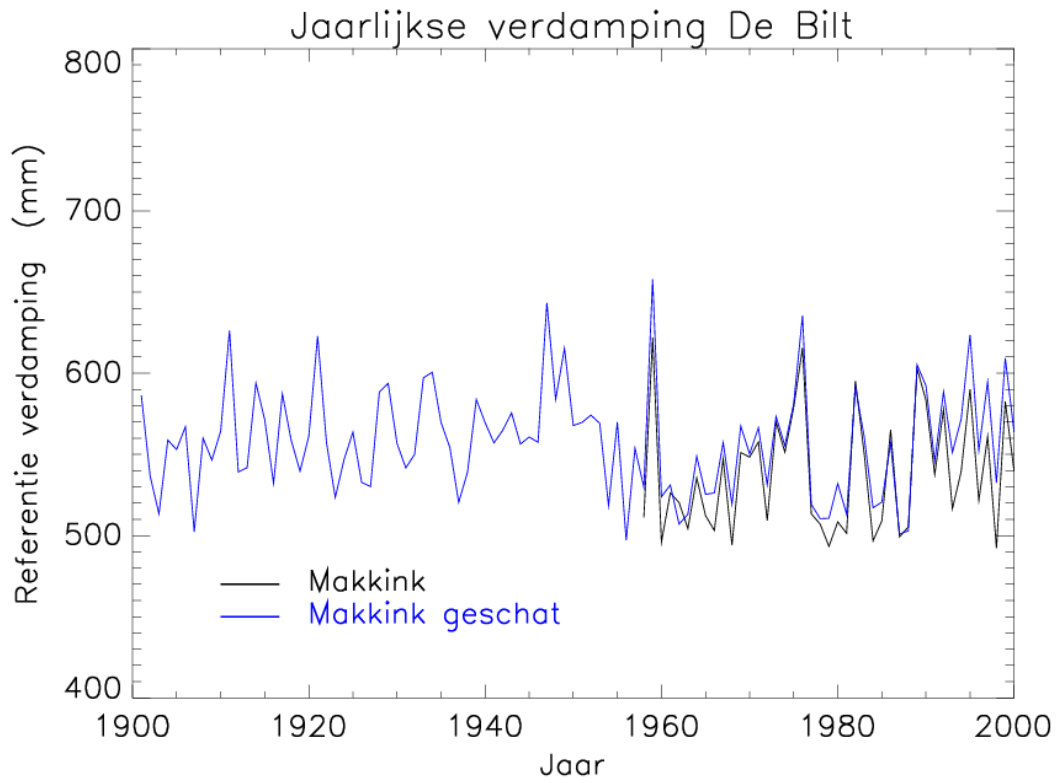
$$\left. \begin{aligned} G_c &= 43.0 + 33.3 \sin(10t - 86.04^\circ) && \text{voor } S = 0 \\ a_0 &= 65.1 + 47.0 \sin(10t - 86.47^\circ) \\ a_1 &= 142.0 + 107.6 \sin(10t - 82.29^\circ) \end{aligned} \right\} \text{voor } S > 0$$

met $t = 1, 2, \dots, 36$ het decadenummer.

Voor het begin van de 20^e eeuw zijn de zonneshijncijfers voor De Bilt uit de KNMI jaarboeken gecorrigeerd voor verschillen in de kwaliteit van de glazen bollen en het papier voor de Campbell-Stokes zonneshijngrafen (Braak, 1937).

Van de geschatte Makkink verdamping op basis van de temperatuur en de zonneshijnduur te De Bilt wordt aangenomen dat zij beschouwd kan worden als een bruikbare schatting van de gemiddelde referentie verdamping in Nederland. In Figuur A 1 zijn de jaarsommen van de werkelijke en de geschatte Makkink verdamping als tijdreeks weergegeven. In het overlappende tijdvak (1958 – 2000) zijn de jaarsommen van de geschatte Makkink verdamping gemiddeld 3% hoger dan die op basis van de gemeten globale straling. In het zomerhalfjaar (april t/m september) is de bias gemiddeld +2% en in het winterhalfjaar (oktober t/m maart) +6%; de root-mean-square (rms) fout van de dagsommen bedraagt in het zomerhalfjaar gemiddeld 12% en in het winterhalfjaar 25%; de rms fouten van de decadesommen bedragen gemiddeld respectievelijk 5 en 13%.

Tenslotte wordt nog opgemerkt dat de zonneshijnduur van De Bilt ontbreekt in de maand april 1945. De als gevolg daarvan ontbrekende verdamping voor april 1945 is geschat op 20 mm per decade (afgerond klimatologisch gemiddelde).



Figuur A 1. Jaarsommen van de werkelijke Makkink verdamping (vanaf 1958) en de Makkink verdamping geschat uit de relatieve zonneshijnduur.

APPENDIX B

Gemiddelden, standaard deviaties en autocorrelatie van de historische en gesimuleerde reeksen

Hier worden de gemiddelden, de standaard deviaties (Tabel B 1) en de autocorrelatie coëfficiënten (Tabel B 2) van de neerslag, verdamping en afvoer van de Rijn in het zomerhalfjaar in de gesimuleerde reeksen vergeleken met die in de historische reeksen. De gemiddelden worden in alle gevallen goed gereproduceerd, de verschillen met de historische gemiddelden zijn steeds minder dan 1%. Bij de standaard deviaties worden de grootste afwijkingen gevonden bij de standaard deviatie van de zomerhalfjaargemiddelde verdamping (17%). Dit houdt verband met het onderschatten van de autocorrelatie van de verdamping. Het niet meenemen van de neerslag in simulatie AA18 heeft vooral een positief effect op de autocorrelatie van de afvoer maar gaat ten koste van de autocorrelatie van de neerslag en de verdamping.

Merk op dat de gemiddelden en de standaard deviaties van de neerslag en de verdamping zijn gegeven in mm/decade. De gemiddelde decade-, maand- en zomerhalfjaarsommen en de bij behorende standaard deviaties (in mm) worden verkregen door de desbetreffende getallen te vermenigvuldigen met het aantal decades waarover dan gesommeerd wordt (respectievelijk 1, 3, en 18).

Tabel B 1. Gemiddelden en standaard deviaties van de decade-, maand- en zomerhalfjaargemiddelden van de neerslag, de verdamping en de afvoer van de Rijn in het zomerhalfjaar. De historische neerslag- en verdampingscijfers zijn uitgedrukt in mm/decade en die van de historische afvoer in m³/s. De gemiddelden en standaard deviaties voor de simulaties (PAA18 en AA18) zijn gegeven als procentuele verschillen ten opzichte van de historische waarden.

Historisch/simulatie	Gemiddelde	σ_{decade}	σ_{maand}	σ_{zomer}
<i>Neerslag</i>				
Historisch (mm/dec)	21.1	15.1	9.4	4.1
PAA18 (%)	0.9	0.4	0.0	-2.3
AA18 (%)	0.9	0.2	-3.3	-2.0
<i>Verdamping</i>				
Historisch (mm/dec)	25.2	5.1	3.3	1.7
PAA18 (%)	-0.2	-1.0	-5.0	-17.2
AA18 (%)	0.0	-1.5	-7.2	-17.1
<i>Afvoer Rijn</i>				
Historisch (m ³ /s)	2113.5	730.5	656.5	487.9
PAA18 (%)	0.6	-0.9	-0.7	-5.5
AA18 (%)	0.6	2.9	4.4	3.3

Tabel B 2. Eerste t/m vierde orde autocorrelatie coëfficiënten van de neerslag, de verdamping en de afvoer van de Rijn in het zomerhalfjaar. De autocorrelatie coëfficiënten voor de simulaties (PAA18 en AA18) zijn gegeven als (absolute) verschillen ten opzichte van de historische waarden.

Historisch/simulatie	r_1	r_2	r_3	r_4
<i>Neerslag</i>				
Historisch	0.111	-0.016	-0.010	-0.027
PAA18	-0.006	0.019	0.005	0.027
AA18	-0.065	0.032	0.025	0.037
<i>Verdamping</i>				
Historisch	0.194	0.065	0.069	0.007
PAA18	-0.076	-0.041	-0.060	0.002
AA18	-0.115	-0.030	-0.045	0.010
<i>Afvoer Rijn</i>				
Historisch	0.803	0.621	0.523	0.465
PAA18	-0.020	-0.021	-0.044	-0.068
AA18	-0.000	0.040	0.036	0.016

APPENDIX C

Parameterschatting bij getransformeerde normale verdelingen

C 1. Box-Cox transformatie

Stel er zijn N positieve waarden x_1, \dots, x_N . De parameters λ , μ en σ worden geschat door het maximaliseren van de likelihood:

$$L(\lambda, \mu, \sigma) = \prod_{i=1}^N f(x_i) .$$

De kansdichtheid $f(x)$ in deze likelihood wordt gegeven door:

$$f(x) = x^{\lambda-1} \varphi\left(\frac{x' - \mu}{\sigma}\right)$$

met $\varphi(x)$ de kansdichtheid van de standaard normale variabele:

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right)$$

en x' de getransformeerde waarde.

Stel nu dat we van de waarden x_{n+1}, \dots, x_N alleen de informatie willen meenemen dat ze kleiner zijn dan een gegeven drempelwaarde t (censoring). In dat geval wordt de likelihood:

$$L(\lambda, \mu, \sigma) = \prod_{i=1}^n f(x_i) \Pr(x < t)^{N-n}$$

waarbij we voor $\Pr(x < t)$ kunnen schrijven:

$$\Pr(x < t) = \Pr(x' < t') = \Phi\left(\frac{t' - \mu}{\sigma}\right)$$

met t' de getransformeerde drempelwaarde:

$$\begin{cases} t' = (t^\lambda - 1) / \lambda & \text{als } \lambda \neq 0 \\ t' = \ln t & \text{als } \lambda = 0 \end{cases}$$

en $\Phi(x)$ de verdelingsfunctie van de standaard normale variabele:

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(t) dt .$$

Het maximaliseren van de likelihood gebeurt in twee stappen. Eerst wordt $L(\lambda, \mu, \sigma)$ bij gegeven λ naar μ en σ gemaximaliseerd:

$$L^*(\lambda) = \max_{\mu, \sigma} L(\lambda, \mu, \sigma) .$$

Als er geen censoring plaatsvindt wordt het maximum bereikt als μ en σ gelijk zijn aan het gemiddelde en de steekproef standaard deviatie van de getransformeerde data. Bij censoring wordt bij het maximaliseren gebruik gemaakt van het Expectation Maximization (EM) algoritme in Shumway e.a. (1989). Daarna wordt $L^*(\lambda)$ naar λ gemaximaliseerd. Het maximum duiden we aan met L^*_{\max} . Het 95%-betrouwbaarheidsinterval voor λ is gebaseerd op de asymptotische verdeling van het quotiënt $L^*(\lambda) / L^*_{\max}$ (de likelihood ratio). Het bevat die waarden van λ waarvoor:

$$\ln L_{\max}^* - \ln L^*(\lambda) \leq \frac{1}{2} \chi_1^2(0.95)$$

met $\chi_1^2(0.95) = 3.84$ het 95%-punt van de chi-kwadrat verdeling met 1 vrijheidsgraad.

C 2. De correlatie coëfficiënt

De schatting van de correlatie coëfficiënt r is gebaseerd op de likelihood van de gestandaardiseerde waarden van x' (getransformeerd neerslagtekort) en y' (getransformeerde afvoerdeficit):

$$\begin{aligned}\tilde{x}' &= (x' - \mu_{x'}) / \sigma_{x'} \\ \tilde{y}' &= (y' - \mu_{y'}) / \sigma_{y'}.\end{aligned}$$

Voor jaren met een afvoerdeficit nul geldt dat $\tilde{y}' < \tilde{t}'$, waarbij:

$$\tilde{t}' = (t' - \mu_{y'}) / \sigma_{y'}.$$

De likelihood wordt nu gegeven door:

$$L(r) = \prod_{i=1}^n f(\tilde{x}'_i, \tilde{y}'_i) \prod_{i=n+1}^N \Pr(\tilde{y}' < \tilde{t}' | \tilde{x}' = \tilde{x}'_i) \varphi(\tilde{x}'_i)$$

met $f(x, y)$ de simultane kansdichtheid voor de standaard 2d-normale verdeling:

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-r^2}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-r^2)}(x^2 - 2rxy + y^2)\right].$$

Onder de conditie $\tilde{x}' = \tilde{x}'_i$ is \tilde{y}' normaal verdeeld met verwachtingwaarde $r\tilde{x}'_i$ en variantie $1-r^2$. Derhalve:

$$\Pr(\tilde{y}' < \tilde{t}' | \tilde{x}' = \tilde{x}'_i) = \Phi\left(\frac{\tilde{t}' - r\tilde{x}'_i}{\sqrt{1-r^2}}\right).$$

Het maximaliseren van $L(r)$ naar r geschiedt door iteratie. Laat L_{\max} het maximum zijn. Analoog aan het betrouwbaarheidsinterval voor λ volgt een benaderend 95%-betrouwbaarheidsinterval voor r uit:

$$\ln L_{\max} - \ln L(r) \leq \frac{1}{2} \chi_1^2(0.95).$$

APPENDIX D

Tijdreeksen voor karakteristieke jaren

Voor de schadejaren 1976, 1969, 1959 en 1949, het extreme jaar 1921 en twee gesimuleerde extreem droge jaren zijn de tijdreeksen van de decadewaarden van de neerslag, de verdamping en de afvoer van de Rijn bij Lobith weergegeven in de Tabellen D 1 t/m D 7. Beide gesimuleerde extreme jaren zijn afkomstig uit de simulatie AA18. Het eerste gesimuleerde jaar betreft het jaar met het grootste afvoerdeficit (jaar 13957) en het tweede gesimuleerde jaar is het jaar met het grootste maximale neerslagtekort (jaar 19044).

Voor de zeven geselecteerde karakteristieke jaren is de ontwikkeling van de afvoer bij Lobith, van het afvoerdeficit en van het doorlopende neerslagtekort respectievelijk weergegeven in Figuren D 1 t/m D 3.

Tabel D 1. Tijdreeksen voor 1976.

Decade	Neerslag (mm)	Verdamping (mm)	Afvoer (m ³ /s)
1	56.1	1.3	1627.2
2	16.5	3.0	2279.4
3	25.4	3.6	2876.7
4	3.5	2.4	1724.3
5	17.3	5.1	1970.5
6	1.6	6.8	1797.4
7	4.5	12.8	1548.7
8	9.1	9.6	1264.6
9	14.3	13.1	1187.1
10	3.8	16.6	1166.7
11	1.4	26.3	1168.4
12	1.0	24.2	1054.8
13	4.5	31.3	1147.3
14	10.1	30.9	1140.6
15	19.9	29.2	1210.3
16	8.5	34.9	1389.4
17	14.4	32.8	1333.2
18	5.4	49.9	1092.2
19	0.0	51.0	855.2
20	12.0	30.2	836.5
21	23.0	28.9	1149.1
22	9.2	28.8	1466.5
23	1.6	35.8	1066.9
24	9.7	34.8	913.0
25	36.0	19.3	900.6
26	21.4	15.0	990.4
27	11.7	14.4	1171.7
28	22.4	10.6	1081.1
29	12.1	9.6	1093.9
30	8.0	7.1	1031.8
31	18.1	3.9	957.2
32	12.2	2.8	1024.9
33	24.6	2.7	1000.3
34	48.8	3.4	1762.8
35	25.0	1.6	2280.8
36	14.8	2.7	1426.7

Tabel D 2. Tijdreeksen voor 1969.

Decade	Neerslag (mm)	Verdamping (mm)	Afvoer (m ³ /s)
1	6.8	1.6	1925.2
2	21.1	2.2	1879.8
3	16.2	3.2	2340.5
4	27.8	4.5	2784.7
5	19.7	3.4	1903.0
6	7.1	4.3	2545.1
7	0.9	9.8	3129.9
8	41.3	5.5	3650.1
9	5.7	13.1	3199.5
10	14.3	23.6	2847.9
11	34.9	17.0	2530.1
12	25.8	21.7	3796.9
13	14.1	21.0	3727.4
14	39.2	24.7	3359.5
15	17.9	30.7	2573.7
16	29.9	33.1	2669.9
17	10.6	36.4	2649.7
18	12.1	26.0	2704.6
19	32.4	28.0	2814.5
20	8.9	31.5	2372.6
21	10.0	33.1	1943.0
22	13.5	38.9	1748.6
23	37.5	23.3	1488.5
24	99.1	20.6	2413.1
25	0.6	22.0	2887.7
26	3.5	21.2	1844.4
27	6.4	16.6	1526.6
28	6.2	13.8	1247.6
29	0.6	12.5	1085.9
30	16.2	7.4	1009.0
31	35.2	4.4	982.8
32	35.2	3.6	1458.6
33	27.8	2.7	1508.9
34	15.6	2.9	1629.3
35	11.4	1.5	1314.5
36	12.9	1.7	1418.8

Tabel D 3. Tijdreeksen voor 1959.

Decade	Neerslag (mm)	Verdamping (mm)	Afvoer (m ³ /s)
1	56.7	2.8	3376.0
2	27.8	1.6	3970.0
3	16.0	6.3	4048.6
4	0.3	4.6	2578.0
5	1.0	2.5	1805.0
6	4.3	6.5	1574.4
7	12.8	12.1	1558.5
8	14.6	10.7	1913.0
9	28.6	13.9	1730.0
10	15.3	15.1	1614.5
11	14.3	22.6	1774.5
12	21.5	19.6	1783.0
13	7.8	30.8	2055.5
14	7.0	34.6	1776.5
15	2.7	36.1	1669.1
16	7.6	36.7	1497.0
17	1.9	43.5	1536.5
18	21.4	33.0	1521.5
19	13.4	38.6	1802.5
20	6.3	40.2	1640.5
21	24.1	35.8	1457.7
22	17.1	24.9	1343.0
23	21.2	29.5	1237.5
24	5.6	30.3	1250.5
25	0.0	31.9	1044.5
26	0.3	21.4	889.0
27	3.8	18.2	827.0
28	0.0	18.7	778.0
29	10.5	10.5	736.5
30	58.9	7.1	739.1
31	24.6	4.4	893.0
32	17.0	4.4	846.5
33	7.3	2.6	906.5
34	11.7	1.6	824.5
35	14.0	1.8	791.5
36	38.2	3.0	1134.5

Tabel D 4. Tijdreeksen voor 1949.

Decade	Neerslag (mm)	Verdamping (mm)	Afvoer (m ³ /s)
1	24.1	2.4	1075.5
2	8.3	2.6	1111.0
3	4.7	5.6	1695.0
4	11.5	5.3	1146.5
5	6.4	5.1	1149.5
6	9.8	7.8	1153.8
7	12.8	10.1	1340.0
8	20.4	9.4	1627.5
9	1.3	20.8	1995.5
10	34.7	17.0	1339.0
11	7.0	25.2	1660.5
12	17.9	24.2	1433.5
13	7.4	25.6	1486.0
14	8.4	24.2	1395.0
15	36.1	29.5	1580.5
16	16.4	34.7	1688.0
17	10.2	24.5	2020.0
18	0.2	36.4	1514.0
19	8.8	32.5	1137.5
20	29.9	34.5	949.5
21	2.1	38.5	950.9
22	38.6	31.2	856.0
23	11.5	26.1	818.5
24	7.1	29.9	775.0
25	14.2	25.5	787.5
26	36.4	20.7	776.5
27	9.3	15.0	782.0
28	3.3	13.2	737.0
29	20.3	11.9	701.0
30	54.9	7.3	693.6
31	24.0	6.3	657.0
32	40.7	4.2	745.5
33	33.7	1.9	842.5
34	49.4	1.8	1160.5
35	22.5	2.6	1308.5
36	11.5	1.9	1750.0

Tabel D 5. Tijdreeksen voor 1921.

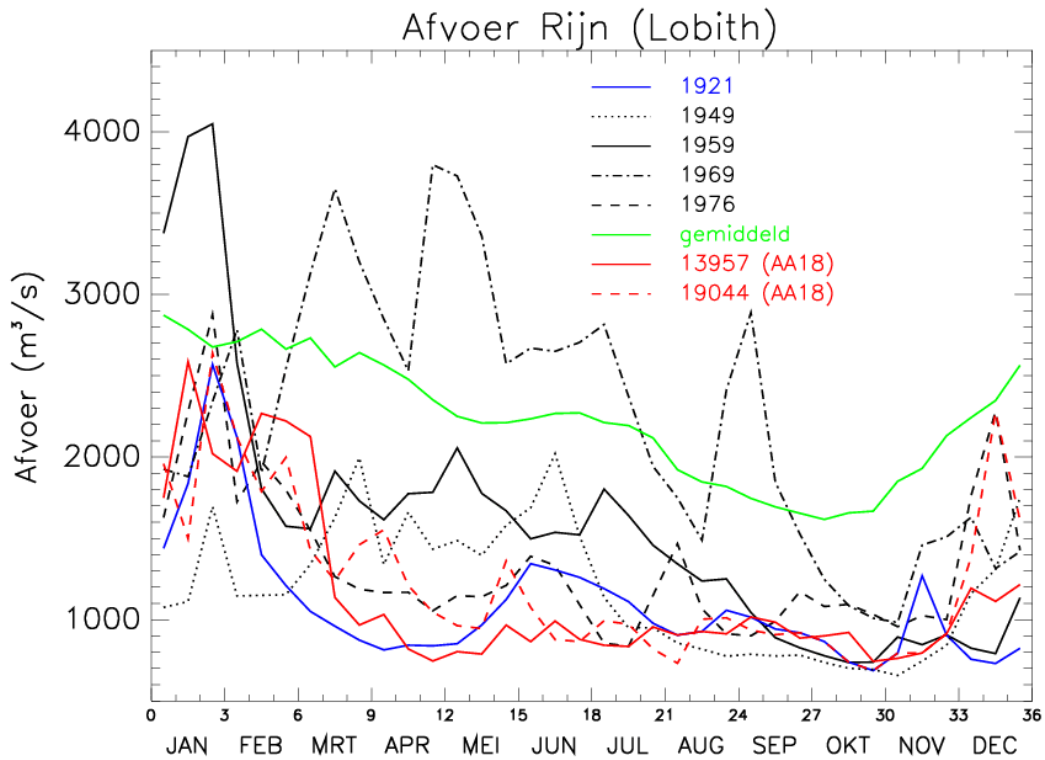
Decade	Neerslag (mm)	Verdamping (mm)	Afvoer (m ³ /s)
1	29.9	1.7	1438.5
2	40.2	3.7	1837.0
3	14.2	2.9	2568.6
4	2.2	3.0	2121.5
5	6.8	5.9	1399.0
6	0.7	8.6	1209.4
7	10.6	9.3	1050.5
8	5.8	17.6	960.0
9	12.2	16.4	874.1
10	1.0	22.6	814.0
11	19.1	20.5	843.0
12	6.5	23.4	839.0
13	14.9	20.5	852.0
14	2.2	32.0	967.0
15	8.0	41.0	1123.6
16	17.7	34.6	1344.0
17	6.3	25.0	1305.5
18	8.3	28.2	1260.0
19	5.2	32.1	1190.5
20	2.6	40.5	1110.5
21	11.0	37.1	977.7
22	10.3	32.5	904.5
23	15.0	25.8	928.0
24	19.1	28.2	1057.7
25	1.2	22.9	1015.0
26	30.4	17.1	942.5
27	0.7	17.1	919.5
28	6.5	16.4	865.5
29	2.1	11.7	739.0
30	21.6	6.9	686.8
31	47.5	4.6	793.5
32	0.1	3.4	1269.5
33	0.1	4.2	905.0
34	4.8	2.3	756.5
35	8.3	1.3	730.5
36	43.2	1.8	824.1

Tabel D 6. Tijdreeksen voor gesimuleerd jaar 13957 (AA18).

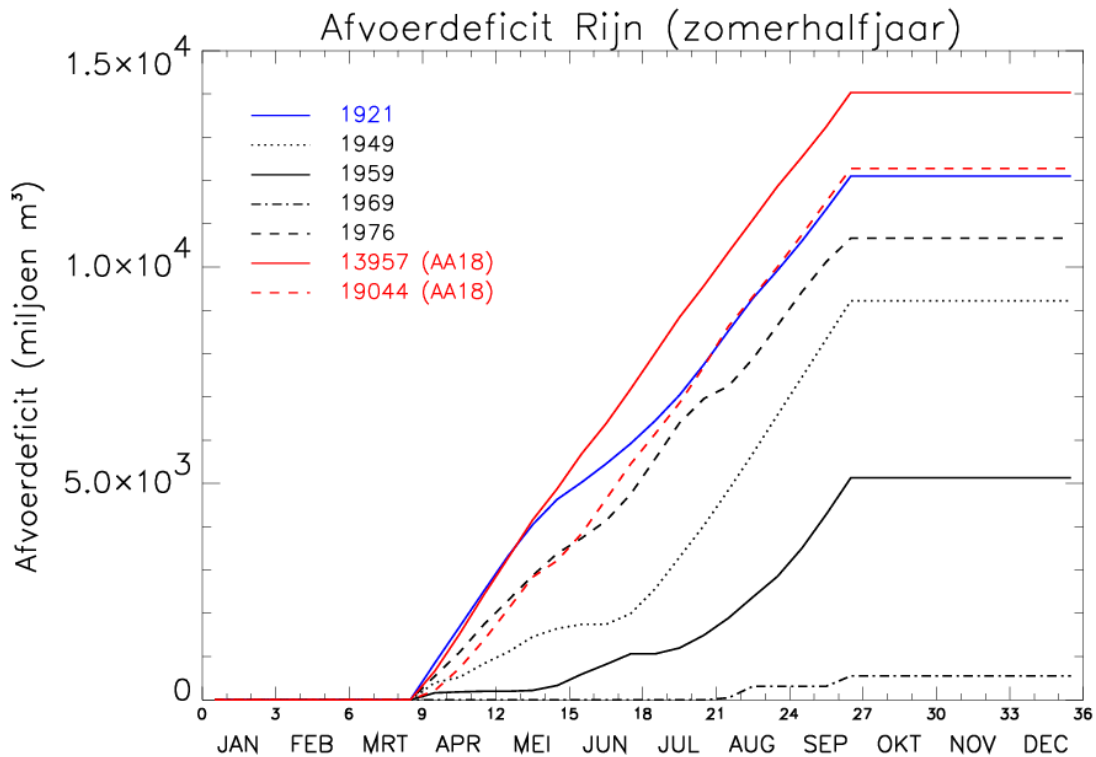
Decade	Neerslag (mm)	Verdamping (mm)	Afvoer (m ³ /s)
1	28.1	1.6	1749.0
2	19.3	2.1	2586.8
3	10.0	3.6	2020.6
4	7.9	4.9	1912.7
5	20.0	5.9	2267.7
6	10.8	6.7	2221.4
7	1.0	7.6	2125.4
8	0.8	12.3	1136.5
9	5.6	11.9	966.9
10	13.6	12.6	1031.4
11	9.8	21.4	820.1
12	0.9	31.1	745.6
13	6.9	26.9	803.3
14	7.1	29.9	788.6
15	31.5	32.1	966.3
16	0.0	50.9	864.8
17	30.5	31.1	991.1
18	0.0	49.2	879.0
19	10.2	31.6	842.7
20	12.0	30.2	835.6
21	17.1	38.7	955.0
22	10.3	32.6	905.3
23	15.0	25.8	927.2
24	17.8	26.3	913.0
25	14.9	22.3	1016.1
26	1.4	18.9	983.9
27	5.9	20.2	886.6
28	29.9	11.7	900.2
29	0.7	11.0	921.0
30	2.6	9.7	743.6
31	19.8	4.6	762.4
32	21.0	3.5	795.1
33	43.6	2.5	914.2
34	9.9	2.9	1193.0
35	3.3	2.2	1112.6
36	3.6	2.4	1215.4

Tabel D 7. Tijdreeksen voor gesimuleerd jaar 19044 (AA18).

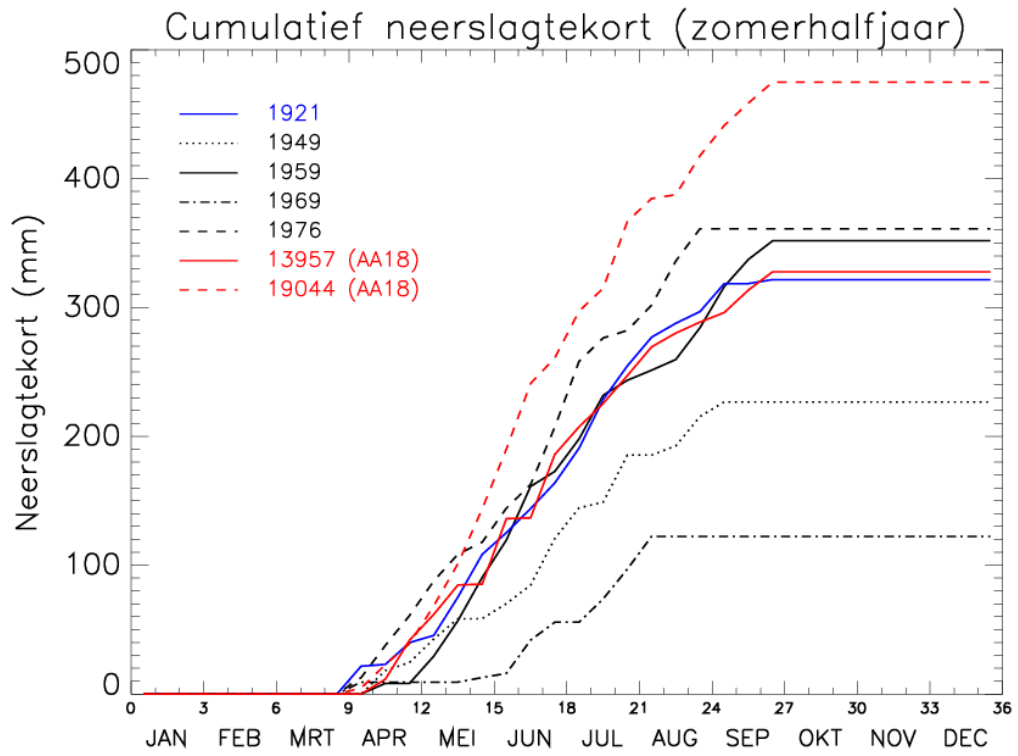
Decade	Neerslag (mm)	Verdamping (mm)	Afvoer (m ³ /s)
1	11.1	1.9	1958.7
2	20.3	2.5	1498.1
3	27.6	3.3	2638.8
4	22.0	5.1	2121.3
5	9.3	5.2	1788.5
6	4.9	6.1	1997.7
7	34.3	9.7	1426.1
8	18.8	11.3	1241.2
9	21.6	13.4	1460.9
10	11.1	15.6	1552.2
11	0.5	18.7	1209.1
12	7.5	23.8	1046.6
13	1.4	30.7	963.0
14	1.4	34.1	945.5
15	0.0	42.4	1362.0
16	5.1	51.6	1074.9
17	0.0	50.9	877.7
18	10.6	30.4	865.4
19	1.7	37.9	993.1
20	12.1	30.0	971.6
21	0.0	51.9	819.5
22	10.8	28.6	732.3
23	20.7	23.6	1003.0
24	0.9	31.2	1011.3
25	5.6	29.0	935.8
26	6.6	24.0	907.7
27	0.7	17.1	919.7
28	6.5	16.4	866.2
29	2.1	11.7	738.8
30	21.6	6.9	686.9
31	47.5	4.6	793.9
32	21.0	3.5	795.1
33	43.6	2.5	914.2
34	31.7	1.6	1383.6
35	17.5	2.2	2276.8
36	20.8	2.0	1610.3



Figuur D 1. Tijdreeksen van de afvoer van de Rijn bij Lobith voor verschillende karakteristieke jaren.



Figuur D 2. Ontwikkeling van het afvoerdeficit voor verschillende karakteristieke jaren.



Figuur D 3. Ontwikkeling van het neerslagtekort in verschillende karakteristieke jaren.