



Koninklijk Nederlands  
Meteorologisch Instituut  
Ministerie van Infrastructuur en Waterstaat

**HKV**  
LIJN IN WATER

**stowa**

# NEERSLAGSTATISTIEK EN -REEKSEN VOOR HET WATERBEHEER 2019



RAPPORT

2019  
19

NEERSLAGSTATISTIEK EN -REEKSEN  
VOOR HET WATERBEHEER 2019

RAPPORT

2019

19

ISBN 978.90.5773.860.9



# COLOFON

UITGAVE Stichting Toegepast Onderzoek Waterbeheer  
Postbus 2180  
3800 CD Amersfoort

AUTEURS Jules Beersma (KNMI)  
Hans Hakvoort (HKV)  
Rudmer Jilderda (KNMI)  
Aart Overeem (KNMI)  
Rudolf Versteeg (HKV)

## BEGELEIDINGSCOMMISSIE

Frank van der Bolt (Waterschap Aa en Maas)  
Marinus van Dijk (Waterschap Vallei en Veluwe)  
Paul Fortuin (Rijkswaterstaat)  
Jochem Fritz (Hoogheemraadschap van Delfland)  
Joost Heijkers (Hoogheemraadschap De Stichtse Rijnlanden)  
Jeroen Hermans (Hoogheemraadschap Hollands Noorderkwartier)  
Peter Hulst (Waterschap Limburg)  
Ilmar Kelderman (Waterschap Rijn en IJssel)  
Harry van Lujtelaar (Stichting RIONED)  
Kees Peerdeman (Waterschap Brabantse Delta), voorzitter  
Kristiaan Petie (Waterschap Zuiderzeeland)  
Chantal Raes (Waterschap Scheldestromen)  
Jan Jelle Reitsma (Hoogheemraadschap van Rijnland)  
Arne Roelevink (Waterschap Noorderzijlvest)  
Pier Schaper (Wetterskip Fryslân)  
Jeroen van der Scheer (Waterschap Vechtstromen)  
Michelle Talsma (STOWA)  
Gerben Tromp (Waterschap Drents Overijsselse Delta)

FOTO OMSLAG Jannes Wiersema & iStock  
DRUK Kruyt Grafisch Adviesbureau  
STOWA STOWA 2019-19  
ISBN 978.90.5773.860.9

Copyright Teksten en figuren uit dit rapport mogen alleen worden overgenomen met bronvermelding.  
Disclaimer Deze uitgave is met de grootst mogelijke zorg samengesteld. Niettemin aanvaarden de auteurs en de uitgever geen enkele aansprakelijkheid voor mogelijke onjuistheden of eventuele gevolgen door toepassing van de inhoud van dit rapport.

# TEN GELEIDE

## **OVERAL IN NEDERLAND, IN ZOMER EN WINTER, NU ÉN IN DE TOEKOMST: EEN BETROUWBAAR BEELD VAN EXTREME NEERSLAGHOEVEELHEDEN.**

Het KNMI en HKV hebben in opdracht van STOWA een complete set extreme neerslaghoeveelheden opgeleverd. Waterbeheerders kunnen hiermee optimaal inzicht krijgen in de waterbestendigheid van stad en ommeland, en het effect van mogelijke maatregelen doorrekenen. Deze kennis is de basis voor het uitvoeren van de Stresstest voor wateroverlast.

Hoe kwetsbaar is een woonwijk voor extreme neerslag? Hoeveel neerslag kan deze polder aan voordat die inundeert? Bij welke neerslaghoeveelheden treedt deze beek buiten haar oevers en lopen aangrenzende gronden onder water? Welke maatregelen kunnen we nemen om dat alles te voorkomen? Dergelijke vragen worden steeds belangrijker, nu we door klimaatverandering vaker te maken krijgen met extreme neerslaggebeurtenissen.

Maar hoeveel neerslag kun je precies verwachten? Zijn er regionale verschillen? Verschillen tussen zomer en winter? En hoe is de hoeveelheid neerslag verdeeld over de tijd?

Hoe beter wij het antwoord op dit soort vragen weten, hoe beter we ons kunnen voorbereiden op extreme neerslagsituaties en maatregelen nemen.

Met deze opgeleverde producten beschikken waterbeheerders over een actueel en samenhangend pakket aan kennis om deze vragen te beantwoorden. Met de producten kan berekend worden hoe gevoelig een specifieke plaats of gebied is voor wateroverlast. Nu maar ook in de toekomst. De complete set gereedschap biedt een goede basis voor het uitvoeren van stresstesten voor wateroverlast.

In dit rapport dat is opgedeeld in deelrapporten leest u alles over de vernieuwde neerslagproducten. Hoe deze tot stand zijn gekomen en welke uitgangspunten daarbij zijn gehanteerd. De hier gepresenteerde neerslagstatistieken borduren voort op die uit 2018 en 2015. De kennis is nu in samenhang gebracht en de verschillen in de statistieken zijn klein.

Met deze nieuwe neerslagproducten kunnen waterbeheerders aan de slag om hun watersystemen te analyseren op wateroverlast en aan het werk om deze klimaatbestendig in te richten. De volgende actualisatie van de neerslagproducten zal plaatsvinden bij de oplevering van de nieuwe KNMI-klimaatsscenario's. Deze scenario's worden in 2023 verwacht.

Joost Buntsma  
Directeur STOWA

# VOORWOORD EN LEESWIJZER

Voor het waterbeheer in Nederland zijn inzichten in de kenmerken van de neerslag voor zowel het huidige als toekomstige klimaat van groot belang. Het is immers de neerslag die sterk bepalend is voor het gedrag van watersystemen en de wijze waarop de Nederlandse watersystemen worden ingericht en beheerd en de daarmee gepaard gaande kosten. Als gevolg van klimaatverandering veranderen de kenmerken van onder andere neerslag en verdamping. Daarom moeten de inzichten in de kenmerken periodiek worden geactualiseerd.

KNMI en HKV hebben in de afgelopen jaren in opdracht van STOWA onderzoek uitgevoerd op het gebied van meteo-informatie ten behoeve van het waterbeheer. Met deze studie is de complete set aan weerkarakteristieken die relevant is voor de planvorming en ontwerp in het waterbeheer geactualiseerd.

## NEERSLAGINFORMATIE

Het is voor het eerst dat deze kennis compleet en in samenhang wordt opgeleverd. De samenhang houdt in dat alle onderdelen zijn afgestemd op de statistiek van extreme neerslag voor duren van 10 minuten tot 10 dagen voor het hele jaar. Deze complete set aan meteo-informatie bestaat uit:

- Statistiek van extreme neerslag;
  - voor duren van 10 minuten tot 10 dagen (basisstatistiek 2019);
  - voor het hele jaar en voor de winter (zomerstatistiek is vrijwel gelijk aan de jaarstatistiek);
  - voor verschillende regio's in Nederland;
  - voor het huidige én het toekomstige klimaat volgens de KNMI'14 klimaatscenario's;
  - neerslagpatronen ten behoeve van de stochastenmethode;
  - gebiedsreductiefactoren/statistiek van extreme gebiedsneerslag.
- Langjarige neerslagreeksen (uurwaarden);
  - gedetrend voor het klimaat rond 2014;
  - consistent met de neerslagstatistiek;
  - te gebruiken in combinatie met bijpassende verdampingsreeksen;
  - voor verschillende regio's in Nederland;
  - voor het huidige én het toekomstige klimaat.
- Selectie van extreme neerslaggebeurtenissen voor stedelijk gebied (tijdstep van 10 minuten).

## GEBRUIK VAN DE KENNIS

Statistiek van extreme neerslag, of anders gezegd: neerslagstatistiek, wordt in het waterbeheer regelmatig gebruikt. Het wordt onder andere gebruikt bij de bepaling van de kans op hoge waterstanden en afvoeren, overstromingen en inundaties voor polders, boezems, kanalen en beeksystemen. Voor diezelfde vraagstukken worden ook de langjarige neerslagreeksen gebruikt. Bij deze analyses wordt ook vaak naar de gevolgen van klimaatverandering rond 2030, 2050 en 2085 gekeken.

Een ander gebruik van de neerslagstatistiek is het duiden van de herhalingstijd van een opgetreden neerslaggebeurtenis die heeft geleid tot wateroverlast. Dit geeft een indruk hoe vaak

de wateroverlast die is opgetreden tijdens de gebeurtenis kan worden verwacht en hoe dit zich verhoudt tot de ontwerppuntgangspunten van de waterhuishouding.

Daarnaast is de statistiek van belang bij het herijken van ontwerpgegevens die gebruikt worden voor het dimensioneren van water- en rioleringsystemen.

In al deze gevallen kan gebruik worden gemaakt van de regionale verschillen in de kans op extreme neerslag en als naar relatief grote stroomgebieden wordt gekeken wordt vaak rekening gehouden met de zogenaamde gebiedsreductiefactor, oftewel de statistiek van extreme gebiedsneerslag.

De toepassingsmogelijkheden van de totale set zijn divers. Het is aan de gebruiker om te bepalen welke informatie bruikbaar is voor de beoogde toepassing. De tabellen en reeksen die voor al deze toepassingen nodig zijn, zijn te vinden op [Meteobase.nl](http://Meteobase.nl). De achtergronden en betekenis van de gegevens zijn beschreven in de verschillende delen van dit rapport.

### UPDATE

In 2015 is een onderzoek uitgevoerd waarin de beschikbare neerslag- en verdampingsreeksen van De Bilt zijn gecorrigeerd (*gedetrend*) voor de al opgetreden klimaat effecten. Rekening houdend met een trend in de extreme neerslag is een nieuwe neerslagstatistiek voor duren van 2 uur tot 10 dagen afgeleid en opgeleverd (STOWA2015). Uit dit onderzoek bleek dat de neerslag bij eenzelfde herhalingstijd met circa 10% toe is genomen ten opzichte van de tot dan toe gebruikte statistiek (STOWA2004) en in de winter zelfs met meer dan 15%.

Op grond hiervan heeft STOWA aan HKV en KNMI gevraagd onderzoek te doen naar het volgende:

- Neerslagstatistiek voor korte duren;
- Statistiek van extreme gebiedsneerslag;
- Regionale verschillen in extreme neerslag en
- Neerslagpatronen.

Het eerste onderdeel - Neerslagstatistiek voor korte duren - is begin 2018 opgeleverd (STOWA2018). Belangrijkste nieuwe resultaten:

1. neerslagstatistiek voor korte duren specifiek voor het winterseizoen (was eerder niet beschikbaar) en
2. het inzicht dat voor de korte duren de toenames van de neerslaghoeveelheden ten opzichte van de gangbare statistiek (Buishand en Wijngaard, 2007) nog duidelijk groter waren (toenames van 15 tot ruim 70 % afhankelijk van de duur en de herhalingstijd) dan voor duren langer dan 2 uur.

Met name dit laatste inzicht is aanleiding geweest om in 2018 een vervolgonderzoek te beginnen. Het bleek dat de neerslagstatistiek voor lange duren uit 2015 op bepaalde punten zou moeten worden herzien om volledig consistent te zijn met de nieuwe neerslagstatistiek voor korte duren. Die aanpassing komt tot uiting in de neerslaghoeveelheden behorend bij herhalingstijden langer dan 50 à 100 jaar. En voor deze lange herhalingstijden leidt dit automatisch ook tot een aanpassing van de in 2015 opgeleverde neerslagstatistiek passend bij de KNMI'14 klimaatscenario's. Er is ook een nadrukkelijke behoefte om te beschikken over neerslagstatistiek voor korte duren passend bij de KNMI'14 klimaatscenario's (die nog ontbrak). Tot slot is in de vorm van een selectie van opgetreden gebeurtenissen data beschikbaar

gekomen die voor stedelijk gebied en snel reagerende systemen bruikbaar is als alternatief voor de neerslagreeksen van De Bilt.

Het voorliggend rapport beschrijft de resultaten van de onderzoeken die in het kader van de “Kennisagenda Meteo in het Waterbeheer” zijn uitgevoerd. Het onderzoek bestaat uit zeven verschillende (zelfstandige) onderwerpen die in eveneens zeven deelrapporten worden beschreven. In de leeswijzer die hieronder volgt wordt nader op de zeven onderdelen ingegaan.

### LEESWIJZER RAPPORTAGE

Dit rapport is opgebouwd uit 7 op zichzelf staande deelrapporten. De onderwerpen in de verschillende deelrapporten hangen wel nauw met elkaar samen. De titels (onderwerpen) van de deelrapporten zijn:

Deelrapport
1. Basisstatistiek voor extreme neerslag in Nederland
2. Statistiek voor extreme neerslag voor klimaatscenario's
3. Regionale statistiek voor extreme neerslag
4. Statistiek van extreme gebiedsneerslag
5. Neerslagpatronen
6. Neerslagreeksen voor het waterbeheer
7. Neerslaggebeurtenissen stedelijk gebied

Elk deelrapport begint met een korte inleiding waarin de aanleiding en doelstelling van het onderzoek geschetst wordt. De deelrapporten zijn zo opgezet dat ze zelfstandig (en in principe in willekeurige volgorde) gelezen kunnen worden. Wel wordt in het ene deelrapport gebruik gemaakt van resultaten van een ander deelrapport. Waar dat het geval is, maar ook in andere gevallen waar dat relevant is, verwijzen de deelrapporten onderling naar elkaar. In het rapport zijn tabellen met resultaten voor geselecteerde neerslagduren, herhalingstijden, etc. gegeven. Deze tabellen dienen ter illustratie en streven geen volledigheid na. Een meer volledige set resultaten, die niet in tabellen in het rapport opgenomen zijn, is ontsloten via [www.meteobase.nl](http://www.meteobase.nl).

De resultaten in de deelrapporten leveren een schat aan nieuwe en/of geactualiseerde informatie op. De belangrijkste resultaten per deelrapport zijn:

1. Basisstatistiek voor extreme neerslag in Nederland. De neerslagstatistieken voor korte en lange durren (respectievelijk geüpdatet in 2018 en 2015) zijn consistent met elkaar gemaakt. Deze gecombineerde neerslagstatistiek die nu neerslagduren van 10 minuten tot 10 dagen omvat speelt vanaf nu een prominente rol in de andere statistiekproducten. Mede daarom wordt deze neerslagstatistiek vanaf nu met de term basisstatistiek aangeduid. De nieuwe basisstatistiek is representatief voor het klimaat rond 2014.
2. Statistiek voor extreme neerslag voor klimaatscenario's. Volledig nieuw zijn de (KNMI'14) klimaatscenario-statistieken geproduceerd voor neerslagduren korter dan 2 uur. Daarnaast zijn de eerdere klimaatscenario-statistieken voor durren langer dan 2 uur consistent gemaakt met de (gedeeltelijk) vernieuwde basisstatistiek.
3. Regionale statistiek voor extreme neerslag. De nieuwe basisstatistiek (representatief voor een punt/station) kan met behulp van de resultaten in dit deelrapport vertaald worden naar een willekeurige locatie in Nederland. Voor de jaarstatistiek betreft dit een update van de oude regionale statistiek (Buishand, e.a. 2009). Ten gevolge van het samenvoegen van de twee hoogste regimes in KNMI2009 worden voor de regionalisatie van de jaarstatistiek nu 3

(in plaats van 4) regimes onderscheiden en door de geschatte trend zien de regio's waarvoor de verschillende regimes gelden er ook anders uit. Volledig nieuw is een regionalisatie van de basisstatistiek specifiek voor het winterseizoen. De regionalisatie van de winterstatistiek wijkt duidelijk af van die voor de jaarstatistiek, waarmee de motivatie voor een afzonderlijke regionalisatie voor het winterseizoen wordt bevestigd.

4. Statistiek van extreme gebiedsneerslag (gebiedsreductiefactor). De basisstatistiek (voor het jaar) kan met behulp van de resultaten in dit deelrapport omgerekend worden naar grotere gebieden (tot ~1700 km<sup>2</sup>), waarbij de nieuwe resultaten zijn gebaseerd op een langere dataset van radargegevens (19 jaar in plaats van 11 jaar) waardoor de gebiedsstatistiek nu ook beschikbaar is voor langere herhalingstijden (50 jaar in plaats van 30 jaar). De gebiedsstatistiek is geüpdatet voor duren van 15 minuten tot en met 24 uur. Nieuw is dat de gebiedsstatistiek is uitgebreid met duren langer dan 24 uur, en wel tot en met 9 dagen.
5. Neerslagpatronen. Neerslagpatronen zijn bedoeld om een bepaald volume neerslag volgens de basisstatistiek, te verdelen over de duur waarvoor het geldt. De neerslagpatronen zijn nu – naast de bestaande voor het gehele jaar – ook afgeleid voor de zomer en de winter. De neerslagpatronen voor de winter zijn duidelijk minder gepiekt dan de neerslagpatronen voor het jaar en de zomer.
6. Langjarige neerslagreeksen voor het waterbeheer. Met de langjarige neerslagreeksen kunnen hydrologische modellen worden doorgerekend. De reeksen zijn aangepast conform de resultaten uit bovengenoemde deelrapporten. Zo is er:
  - Een aangepaste basis(uur)reeks gemaakt waarin de extremen voor de korte duren zijn toegenomen conform de resultaten/aanpassingen in Deelrapport 1.
  - Met deze aangepaste basis(uur)reeks zijn ook bijbehorende klimaatscenario (uur)reeksen geüpdatet. Verder is in die reeksen nu beter, dat wil zeggen expliciet, rekening gehouden met het verschil in de toename van de extreme neerslag voor de lange neerslagduren (24 uur en langer) en voor de korte duren (tot en met 2 uur) volgens de KNMI'14 klimaatscenario's. Vooral voor duren korter dan 24 uur leidt dit in de geüpdatete (uur)reeksen tot grotere toename in de extremen ten opzichte van de reeksen uit STOWA2015.
7. Neerslaggebeurtenissen stedelijk gebied. In STOWA2018 is een grote set van neerslaggegevens met subuurlijkse waarnemingen (tijdstep van 10 minuten) beschikbaar gekomen. De neerslaggebeurtenissen die we hebben geselecteerd uit die gegevens kunnen als alternatief voor de (uur)reeks van De Bilt worden gebruikt voor stedelijke en snel reagerende gebieden. De neerslaggebeurtenissen geven doordat het gepoolde gegevens (d.w.z. gegevens van meerdere stations) betreft informatie over herhalingstijden langer dan 100 jaar en voor herhalingstijden rond 50 tot 100 jaar is de informatie betrouwbaarder dan die op basis van de iets meer dan 100 jaar lange reeks van De Bilt.



# DE STOWA IN HET KORT

STOWA is het kenniscentrum van de regionale waterbeheerders (veelal de waterschappen) in Nederland. STOWA ontwikkelt, vergaart, verspreidt en implementeert toegepaste kennis die de waterbeheerders nodig hebben om de opgaven waar zij in hun werk voor staan, goed uit te voeren. Deze kennis kan liggen op toegepast technisch, natuurwetenschappelijk, bestuurlijk-juridisch of sociaalwetenschappelijk gebied.

STOWA werkt in hoge mate vraaggestuurd. We inventariseren nauwgezet welke kennisvragen waterschappen hebben en zetten die vragen uit bij de juiste kennisleveranciers. Het initiatief daarvoor ligt veelal bij de kennisvragende waterbeheerders, maar soms ook bij kennisinstellingen en het bedrijfsleven. Dit tweerichtingsverkeer stimuleert vernieuwing en innovatie.

Vraaggestuurd werken betekent ook dat we zelf voortdurend op zoek zijn naar de 'kennisvragen van morgen' – de vragen die we graag op de agenda zetten nog voordat iemand ze gesteld heeft – om optimaal voorbereid te zijn op de toekomst.

STOWA ontzorgt de waterbeheerders. Wij nemen de aanbesteding en begeleiding van de gezamenlijke kennisprojecten op ons. Wij zorgen ervoor dat waterbeheerders verbonden blijven met deze projecten en er ook 'eigenaar' van zijn. Dit om te waarborgen dat de juiste kennisvragen worden beantwoord. De projecten worden begeleid door commissies waar regionale waterbeheerders zelf deel van uitmaken. De grote onderzoeklijnen worden per werkveld uitgezet en verantwoord door speciale programmacommissies. Ook hierin hebben de regionale waterbeheerders zitting.

STOWA verbindt niet alleen kennisvragers en kennisleveranciers, maar ook de regionale waterbeheerders onderling. Door de samenwerking van de waterbeheerders binnen STOWA zijn zij samen verantwoordelijk voor de programmering, zetten zij gezamenlijk de koers uit, worden meerdere waterschappen bij één en het zelfde onderzoek betrokken en komen de resultaten sneller ten goede aan alle waterschappen.

De grondbeginselen van STOWA zijn verwoord in onze missie:

*Het samen met regionale waterbeheerders definiëren van hun kennisbehoeften op het gebied van het waterbeheer en het voor én met deze beheerders (laten) ontwikkelen, bijeenbrengen, beschikbaar maken, delen, verankeren en implementeren van de benodigde kennis.*

# NEERSLAGSTATISTIEK EN -REEKSEN VOOR HET WATERBEHEER 2019

## INHOUD

TEN GELEIDE  
VOORWOORD EN LEESWIJZER  
DE STOWA IN HET KORT

<b>DEELRAPPORT 1</b>		
Basisstatistiek voor extreme neerslag in Nederland		1
<b>DEELRAPPORT 2</b>		
Statistiek voor extreme neerslag voor klimaatscenario's		35
<b>DEELRAPPORT 3</b>		
Regionale statistiek voor extreme neerslag		49
<b>DEELRAPPORT 4</b>		
Statistiek van extreme gebiedsneerslag		113
<b>DEELRAPPORT 5</b>		
Neerslagpatronen		147
<b>DEELRAPPORT 6</b>		
Neerslagreeksen voor het waterbeheer		167
<b>DEELRAPPORT 7</b>		
Neerslaggebeurtenissen stedelijk gebied		189

BASISSTATISTIEK VOOR EXTREME  
NEERSLAG IN NEDERLAND

2019

**19**

**RAPPORT**

**DEELRAPPORT 1**



## DEELRAPPORT 1

BASISSTATISTIEK VOOR EXTREME  
NEERSLAG IN NEDERLAND

AUTEURS Jules Beersma (KNMI)  
Rudolf Versteeg (HKV)

## INHOUD

<b>1</b>	<b>INLEIDING EN DOELSTELLING</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>AANPASSINGEN JAARSTATISTIEK</b>	<b>3</b>
<b>2.1</b>	De GEV en GLO verdelingen	4
2.1.1	GEV (Generalized Extreme Value) verdeling	4
2.1.2	GLO (Generalized LOGistic) verdeling	5
<b>2.2</b>	De GEV vormparameter	5
<b>2.3</b>	De GLO vormparameter	7
<b>2.4</b>	De GEV dispersiecoëfficiënt	10
<b>2.5</b>	De GEV locatieparameter	11
<b>2.6</b>	Geactualiseerde basisstatistiek jaar	11
2.6.1	Regressievergelijkingen voor de basisstatistiek	12
2.6.2	Tabellen basisstatistiek voor het jaar	14
<b>2.7</b>	Overschrijdingen van hoge terugkeerniveaus	15
2.7.1	Motivatie voor het gebruik van de bootstrap simulaties	16
2.7.2	Optimaliseren van de nauwkeurigheid van het tellen van overschrijdingen	16
2.7.3	Methode en resultaten bootstrap simulatie	17

3	AANPASSING WINTERSTATISTIEK	19
4	LINK MET ANDERE STATISTIEK PRODUCTEN	24
4.1	Regionale statistiek voor extreme neerslag	24
4.2	Statistiek van extreme gebiedsneerslag	25
4.3	Statistiek voor extreme neerslag voor klimaatscenario's	25
5	DISCUSSIE EN CONCLUSIES	27
	DANKWOORD	31
	LITERATUUR	32

# 1

## INLEIDING EN DOELSTELLING

In voorgaande STOWA studies zijn nieuwe neerslagstatistieken afgeleid voor zowel de ‘lange duren’, 2 uur t/m 10 dagen, als voor de ‘korte duren’, 10 minuten t/m 12 uur<sup>1</sup>, respectievelijk gepubliceerd in Beersma e.a. (2015) en Beersma e.a. (2018). Deze beide STOWA rapporten zullen hierna in dit deelrapport met de acroniemen STOWA2015 en STOWA2018 aangeduid worden.

De aansluiting tussen de statistieken in beide rapporten is echter niet ideaal wat zich uit in een duidelijke sprong in de neerslaghoeveelheden in de regenduurlijnen die de volledige duurspanne, van 10 minuten tot 10 dagen opspannen. Die sprong doet zich voor bij duren tussen de 2 en 12 uur en met name bij herhalingstijden van 50 jaar en langer. Nieuwe inzichten opgedaan in STOWA2018 (op basis van neerslaggegevens van ~30 stations in Nederland) gaven aan dat in STOWA2015 (op basis van neerslaggegevens van voornamelijk station De Bilt) een kansverdeling met een te dunne staart is gefit met als gevolg dat voor herhalingstijden vanaf ongeveer 50 jaar de neerslagvolumes onderschat worden. Deze onderschatting is relatief het grootst voor de kortste neerslagduren beschreven in STOWA2015. In dit deelrapport wordt deze discrepantie tussen STOWA2015 en STOWA2018 gerepareerd. Met deze reparatie worden de STOWA2015 en STOWA2018 neerslagstatistieken samengevoegd tot één nieuwe consistente neerslagstatistiek die verder wordt aangeduid met “Basisstatistiek 2019” en wordt beschreven in dit deelrapport, hierna ook wel met STOWA2019-DR1 aangeduid. Vergeleken met de aanpassingen van de jaarstatistiek zijn de benodigde aanpassingen voor de winterstatistiek beperkt.

De doelstelling van de in dit deelrapport beschreven (punt<sup>2</sup>) neerslagstatistiek is:

- Een consistente basisstatistiek voor alle neerslagduren (10 minuten tot 10 dagen) voor het gehele jaar en idem voor de door STOWA gebruikte winterperiode (NDJF).

Nieuw is dat deze geactualiseerde basisstatistiek een sleutelrol speelt in andere statistiek producten die in andere deelrapporten worden gepresenteerd:

- Deze basisstatistiek vormt de referentie voor de klimaatscenario statistiek beschreven in Deelrapport 2.
- De basisstatistieken voor respectievelijk het jaar en de winterperiode vormen ook de referentie statistieken voor de geregionaliseerde neerslagstatistieken voor het jaar en de winter die worden beschreven in Deelrapport 3 (voor duren vanaf 24 uur).
- De basisstatistiek voor het jaar vormt de referentie statistiek voor de gebiedsstatistiek afgeleid uit neerslagradar data en beschreven in Deelrapport 4.

- 1 Zoals uit deze beide duurranges al blijkt is er geen harde grens tussen korte- en lange neerslagduren te geven, daarom zijn ook de aanhalingstekens bij ‘korte duren’ en ‘lange duren’ gebruikt. Duren tussen een (paar) uur en een dag kunnen zowel kort als lang genoemd worden en vormen daarmee een ‘grijs gebied’. In dit deelrapport ligt de grens tussen ‘korte duren’ en ‘lange duren’ bij een duur van 12 uur (en dit is met name een methodische grens). Bij de gebiedsstatistiek (o.b.v. de radardata) (Deelrapport 4) wordt deze grens ook aangehouden. Bij de klimaatscenario statistieken (Deelrapport 2), is vanwege de KNMI klimaatscenario informatie, de scheiding strikter; duren van een uur en minder zijn ‘kort’ en duren van een dag en meer zijn ‘lang’. Alle duren er tussenin vallen klimaatscenario technisch in een grijs gebied.
- 2 Met punt(neerslag)statistiek wordt bedoeld dat deze representatief is voor een oppervlak ter grootte van een regenmeter op een neerslagstation.

Met één basisstatistiek voor alle verschillende neerslagstatistiek producten in dit rapport, punt statistiek, regionale statistiek, gebiedsstatistiek en klimaatscenario statistiek wordt bewerkstelligd dat al deze neerslagstatistiek producten consistent met elkaar zijn en ook dat, bijvoorbeeld, de regionale statistiek en de klimaatscenario statistiek gemakkelijk gecombineerd kunnen worden tot een 'regionale klimaatscenario statistiek'.

# 2

## AANPASSINGEN JAARSTATISTIEK

Dat de terugkeerniveaus voor de korte duren en de lange duren in de jaarstatistiek, respectievelijk beschreven in STOWA2018 en STOWA2015 voor met name de lange herhalingstijden niet goed op elkaar aansluiten wordt onmiddellijk duidelijk uit figuur 1. De regenduurlijnen voor de korte duren (STOWA2018) beginnen links in deze figuur en de regenduurlijnen voor lange duren eindigen rechts. Voor duren tussen 2 uur en 12 uur is er zowel een STOWA2018 als een STOWA2015 resultaat waarbij het STOWA2018 resultaat vooral bij herhalingstijden boven de 50 jaar duidelijk hoger ligt. STOWA2018 ligt voor deze duren hoger vanwege het nieuwe inzicht in STOWA2018 over de grootte van vormparameter van de kansverdeling. In STOWA2018 is gebleken dat een kansverdeling nodig is met een ‘dikkere staart<sup>3</sup>’ om te neerslagextremen in dit duurbereik goed te beschrijven. Dit inzicht is mede gerelateerd aan de nadruk op de meest recente jaren waardoor ook de geschatte vormparameter als meer representatief voor de recente historische jaren beschouwd kan worden<sup>4</sup>.

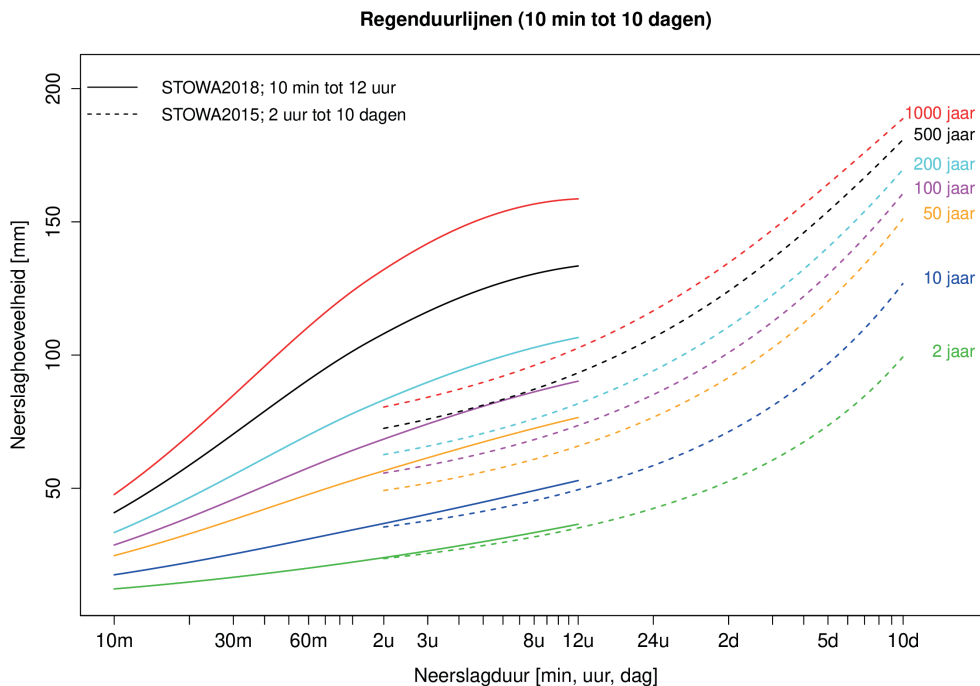
De langste duur die in STOWA2018 gegeven wordt is 12 uur maar het ligt voor de hand dat die dikkere staart ook nog van invloed is op duren langer dan 12 uur. Dit werd in STOWA2018 ook al onderkend: “Tabel 7 [in STOWA2018] eindigt weliswaar bij een duur van 12 uur maar ook bij langere duren zal er met het huidige inzicht nog een verschil met STOWA2015 blijven bestaan. Het relatieve verschil zal bij nog langere duren naar verwachting weer kleiner worden maar om dit verder te kwantificeren is aanvullend onderzoek nodig.” Die analyse is hier nu uitgevoerd waarbij dankbaar gebruik kon worden gemaakt van de analyse op basis van de 219 handregenmeterstations met dag aftappingen van de neerslag die zijn gebruikt in Deelrapport 3, “Regionale statistiek voor extreme neerslag”. Deze analyse bevestigt dat er ook sprake is van een dikkere staart voor duren vanaf 12 uur (ten opzichte van de staart in STOWA2015). Voor duren vanaf 12 uur is de aanpassing van de staart (de vormparameter) de belangrijkste aanpassing om een goede aansluiting te realiseren bij de STOWA2018 resultaten tot en met 12 uur. De details van de aanpassing van de staart voor duren langer dan 12 uur worden verderop in dit hoofdstuk besproken, evenals de andere benodigde aanpassingen van de kansverdelingen voor duren langer dan 12 uur.

3 Een kansverdeling met een dikkere (of dunnere) staart wordt ook wel aangeduid als een kansverdeling met een langere (of kortere) staart.

4 In STOWA2018 wordt ook nog een indirecte aanwijzing voor een dikkere staart genoemd. Voor extreme neerslaggebeurtenissen bij hogere dauwpuntstemperaturen wordt een dikkere staart gevonden dan voor gebeurtenissen bij lagere dauwpuntstemperaturen. De gemiddelde dauwpuntstemperatuur is ongeveer evenveel toegenomen als de gemiddelde temperatuur, beide als gevolg van antropogene klimaatverandering.



FIGUUR 1 REGENDUURLIJNEN STOWA2018 EN STOWA2015



De aanpassing van de vormparameter voor de lange durren wordt in paragraaf 2.2 besproken, de andere aanpassingen komen in de daarop volgende paragrafen aan bod. Daarnaast zal blijken dat er ook nog een lichte aanpassing van de vormparameter voor de korte durren (maar uitsluitend voor durren tussen 90 minuten en 12 uur) nodig is. De lezer die niet geïnteresseerd is in het hoe en waarom van deze aanpassingen kan direct doorgaan naar het eindresultaat in paragraaf 2.6 en vervolgens ook de onderbouwing in paragraaf 2.7 overslaan. In de eerstvolgende paragraaf (2.1) worden de voor de neerslagstatistiek gebruikte kansverdelingen geïntroduceerd.

## 2.1 DE GEV EN GLO VERDELINGEN

In dit deelrapport worden twee kansverdelingen gebruikt om de neerslagdata te beschrijven: de GEV (Generalized Extreme Value) verdeling en de GLO (Generalized LOGistic) verdeling. Deze kansverdelingen worden beschreven met onderstaande vergelijkingen.

### 2.1.1 GEV (GENERALIZED EXTREME VALUE) VERDELING

De GEV verdeling is een kansverdeling met 3 parameters; de locatieparameter ( $\xi$ ), de schaalparameter ( $\alpha$ ) en de vormparameter ( $\kappa$ )<sup>5</sup>, (voor een goede inleiding zie bijvoorbeeld Coles, 2001). De GEV verdeling kan gedefinieerd worden door zijn cumulatieve verdelingsfunctie  $F_{\text{GEV}}(x) = \Pr(X \leq x)$ , waarbij de notatie van de vormparameter in Smits e.a. (2004), hierna STOWA2004, en in STOWA2015 wordt aangehouden<sup>6</sup>:

- 5 De locatieparameter correspondeert met de neerslaghoeveelheid die gemiddeld ongeveer 1 keer per jaar wordt overschreden, de schaalparameter bepaalt hoe sterk de neerslaghoeveelheid toeneemt met de herhalingstijd (ofwel correspondeert met de helling van de GEV verdeling in een Gumbel waarschijnlijkheidsplot) en de vormparameter, tenslotte, bepaalt de mate van afbuiging (naar boven of naar beneden) in een Gumbel waarschijnlijkheidsplot. Merk op dat in STOWA2018 en STOWA2015 andere mathematische symbolen zijn gebruikt, namelijk  $\lambda$  i.p.v.  $\xi$  voor de locatieparameter,  $\beta$  i.p.v.  $\alpha$  voor de schaalparameter en  $\theta$  i.p.v.  $\kappa$  voor de vormparameter. De dispersiecoëfficiënt  $\alpha/\xi$  is steeds met  $\gamma$  aangeduid. De symbolen  $\xi$ ,  $\alpha$ ,  $\gamma$  en  $\kappa$  worden ook in de Deelrapporten 3 en 4 gebruikt.
- 6 In deze notatie heeft de vormparameter het tegenovergestelde teken van zoals algemeen gebruikelijk in de statistische literatuur (bijvoorbeeld Coles, 2001), maar is conform de notatie in STOWA2004, STOWA2015 en STOWA2018.

$$\begin{aligned}
 F_{GEV}(x) &= \exp\left\{-\left[1 - \kappa \left(\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right]^{1/\kappa}\right\} && \text{voor } \kappa \neq 0 \text{ en} \\
 &= \exp\left\{-\exp\left[-\left(\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right]\right\} && \text{voor } \kappa = 0.
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

De GEV verdeling met  $\kappa = 0$  staat bekend als de Gumbel verdeling.

### 2.1.2 GLO (GENERALIZED LOGISTIC) VERDELING

De GLO verdeling is ook een kansverdeling met een locatieparameter ( $\xi$ ), een schaalparameter ( $\alpha$ ) en een vormparameter ( $\kappa$ ). De GLO verdeling is een cumulatieve kansverdeling die als volgt is gedefinieerd:

$$\begin{aligned}
 F_{GLO}(x) &= \left\{1 + \left[1 - \kappa \left(\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right]^{1/\kappa}\right\}^{-1} && \text{voor } \kappa \neq 0 \text{ en} \\
 &= \left\{1 + \exp\left[-\left(\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right]\right\}^{-1} && \text{voor } \kappa = 0.
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

De GLO verdeling met  $\kappa = 0$  staat bekend als de logistische verdeling. In vergelijking met de GEV verdeling geeft de GLO verdeling hogere extremen, waarmee bedoeld wordt dat de kans op extreme waarden naar verhouding groter is voor de GLO verdeling dan voor de GEV verdeling.

In dit deelrapport wordt (net als in de Deelrapporten 3 en 4) in plaats van de schaalparameter  $\alpha$  de dispersiecoëfficiënt  $\gamma$  gebruikt waarbij  $\gamma$  is gedefinieerd als  $\gamma = \alpha/\xi$  ofwel  $\alpha = \gamma\xi$ .

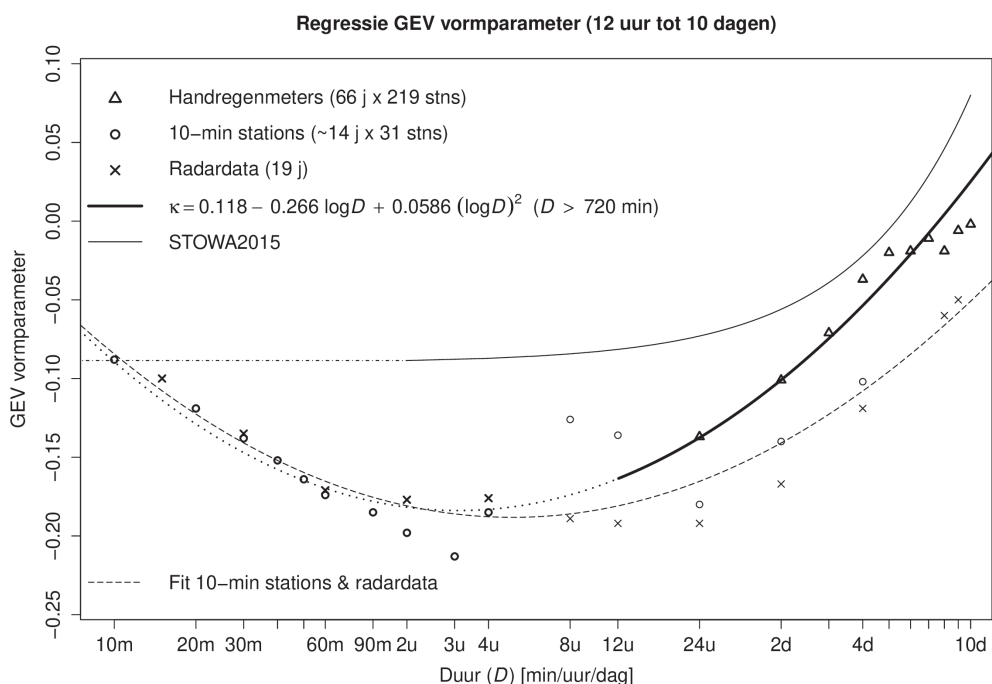
## 2.2 DE GEV VORMPARAMETER

In STOWA2018 is – voor duren tot en met 12 uur – de GLO verdeling in plaats van de GEV verdeling gebruikt. De GLO verdeling heeft zoals gezegd een nog iets dikkere staart dan de GEV verdeling. Voor duren rond de 2 uur blijkt de dikte van de ‘GLO staart’ maximaal te zijn (zie figuur 4 in paragraaf 2.3). Voor langere duren neemt de dikte van de staart weer af en bij duren vanaf ongeveer 24 uur is het beter om weer een GEV verdeling te gebruiken (net als in STOWA2015). Daar STOWA2018 niet verder gaat dan een duur van 12 uur is er feitelijk geen andere mogelijkheid dan de overgang van GLO naar GEV verdeling bij een duur van 12 uur (of eerder) te leggen. Echter, de staart van de GEV verdeling bij een duur van 12 uur in STOWA2015 is duidelijk dunner dan die van de GLO verdeling bij een duur van 12 uur in STOWA2018. Het verschil in staartdikte wordt niet zozeer door het verschil tussen het GLO en GEV type veroorzaakt maar vooral door het feit dat in STOWA2015 de grootte van de vormparameter – als functie van de duur – was voorgeschreven, op basis van literatuurwaarden die ook al in STOWA2004 werden gebruikt. De STOWA2015 waarden voor de GEV vormparameter blijken nu systematisch te hoog, d.w.z. niet negatief genoeg, met als gevolg een te dunne (GEV) staart.

Figuur 2 toont, naast de voorgeschreven GEV vormparameter als functie van de duur gebruikt in STOWA2015, de schattingen van de GEV vormparameter (voor individuele duren) gebaseerd op 3 verschillende databronnen: i) de 10-minuten neerslagdata van 31 stations voor een periode van 14 jaar (gebruikt in STOWA2018, de zwarte rondjes), ii) de 15-minuten radardata van radarpixels van 6 km<sup>2</sup> voor een tijdvak van 19 jaar (gebruikt en beschreven in Deelrapport 4, de zwarte kruisjes), en iii) de dagaftappingen van de neerslag van 219 hand-regenmeter stations voor een periode van 66 jaar (gebruikt en beschreven in Deelrapport 3, de zwarte driehoekjes).

FIGUUR 2

GEV VORMPARAMETER ALS FUNCTIE VAN DE DUUR TOEGEPAST IN STOWA2015 EN DE STOWA2019-DR1 REGRESSIE VAN DE VORMPARAMETER OP BASIS VAN 3 VERSCHILLENDE DATABRONNEN (DIT DEELRAPPORT)



Figuur 2 laat zien dat de GEV vormparameter schattingen op basis van de 3 databronnen systematisch negatiever zijn dan gegeven door de vormparameter-duur relatie gebruikt in STOWA2015. Bij de duur waar de overgang van de GLO naar de GEV verdeling voorzien is, 12 uur, is het verschil tussen STOWA2015 en de andere 3 schattingen groot (maar minder groot dan bij 4 of 8 uur). Dit verklaart in belangrijke mate het grote verschil in STOWA2018 en STOWA2015 regenduurlijnen bij dueren tot 12 uur (bij herhalingstijden langer dan 50 jaar) in figuur 1. Kortom, ook voor dueren vanaf 12 uur is (zoals verwacht en reeds geconstateerd in STOWA2018) de staart van de kansverdeling dikker dan in STOWA2015 is verondersteld.

Voor het aanpassen van de GEV vormparameter lijkt een regressie met de duur op basis van de schattingen uit de 14 jaar gepoolde 10-minuten stationsdata samen met de 19 jaar radardata een goede eerste kandidaat (zie gestreepte zwarte lijn, aangeduid met 'Fit 10-min stations & radardata'). Deze keuze blijkt echter niet geschikt indien wordt gekeken naar het aantal overschrijdingen van terugkeerniveaus voor herhalingstijden van 200 jaar en langer.

In een reeks van  $N$  stationsjaren verwacht je gemiddeld  $N/T$  overschrijdingen van de neerslaghoeveelheid corresponderend met een herhalingstijd van  $T$  jaar. Dit is onafhankelijk van het feit of de neerslagextremen al dan niet onderling gecorreleerd zijn. Stel  $N = 5000$  en  $T = 500$  jaar dan is het aantal overschrijdingen in theorie 10. Op basis van de GEV parameters (met de hierboven genoemde aanpassing van de vormparameter en gefitte locatieparameter en dispersiecoëfficiënt) hebben we een schatting van deze 500-jaar gebeurtenis. Door toeval zal het werkelijke aantal overschrijdingen meestal niet gelijk aan het theoretische aantal zijn, maar sterke afwijkingen wijzen op een te dunne of te dikke staart van de gefitte GEV verdeling. Met behulp van een bootstrap simulatie (voor details zie paragraaf 2.7) kan wel de spreiding in het aantal overschrijdingen als gevolg van toevallige fluctuaties bepaald worden en uit die onzekerheid kan afgeleid worden of het werkelijke aantal overschrijdingen consistent is met het theoretische aantal. Het tellen van overschrijdingen werkt alleen wanneer  $N$  een

aantal malen groter is dan  $T$ . En, als we de geschiktheid van de vormparameter ook voor  $T = 1000$  jaar willen controleren, dan dient  $N$  dus duidelijk groter dan 1000 te zijn.

De hierboven genoemde kandidaat vormparameter is representatief voor de 19 jaren 1998 – 2016. De overige GEV parameters en het tellen van het aantal overschrijdingen zouden uit het oogpunt van consistentie dan ook op dit zelfde tijdvak gebaseerd moeten worden. In Deelrapport 3 worden de dagaftappingen van 219 handregenmeter stations in het tijdvak 1951 – 2016 gebruikt. Wanneer hiervan dezelfde 19 jaren (1998 – 2016) als voor de kandidaat vormparameter worden gebruikt voor het schatten van de beide andere GEV parameters en voor het tellen van de overschrijdingen dan zijn hiervoor  $N = 19 \times 219 = 4161$  stationsjaren beschikbaar. Bij  $T = 200$  en 1000 jaar is het verwachte aantal overschrijdingen dan respectievelijk 20.8 en 4.2 (onafhankelijk van de neerslagduur). Voor duren van 1, 4 en 9 dagen en voor herhalings tijden van 200, 500 en 1000 jaar geeft tabel 1 het theoretische aantal overschrijdingen en het werkelijke aantal overschrijdingen bij gebruik van een GEV verdeling met de kandidaat vormparameter (o.b.v. 14 jaar 10-min stationsdata en 19 jaar radardata). In vier van deze gevallen geeft de kandidaat vormparameter systematisch te lage aantallen en voor  $T = 1000$  jaar is dit zelfs voor alle drie gevallen het geval. Systematisch te laag betekent dat in 97.5% van de 1000 bootstrap samples het aantal overschrijdingen lager is dan het theoretische aantal. In paragraaf 2.7 wordt de bootstrap simulatie uitvoerig besproken en ook toegepast om de in STOWA2015 gebruikte waarden van de GEV vormparameter en het hieronder volgende alternatief te controleren.

**TABEL 1** THEORETISCH (REF #) EN WERKELIJK AANTAL OVERSCHRIJDINGEN BIJ GEBRUIK VAN DE KANDIDAAT GEV VORMPARAMETER (14 JAAR 10-MIN STATIONS DATA EN 19 JAAR RADAR DATA) VOOR DRIE HERHALINGSTIJDEN EN DRIE NEERSLAGDUREN OP BASIS VAN 19 JAAR HANDREGENMETER DATA (219 STATIONS). INDIEN IN 97.5% VAN DE 1000 BOOTSTRAP SAMPLES (ZIE PARAGRAAF 2.7) HET AANTAL OVERSCHRIJDINGEN LAGER IS DAN HET THEORETISCHE AANTAL DAN IS DIT MET EEN “\*” AANGEDUID EN WIJST DIT OP EEN SYSTEMATISCH TE LAAG AANTAL OVERSCHRIJDINGEN

$T$ [jaar]	Ref #	Duur [dagen]		
		1	4	9
200	20.8	15	17	5
500	8.3	5	2	0 *
1000	4.2	0 *	0 *	0 *

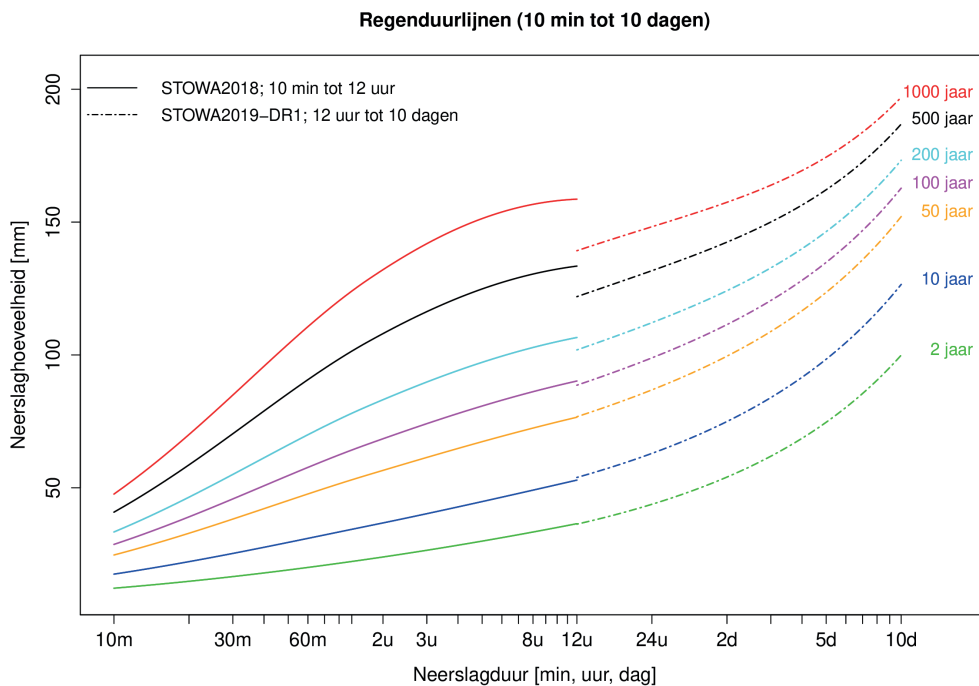
Er is daarom naar een alternatieve aanpassing van de GEV vormparameter zonder deze onderschatting gezocht. In Deelrapport 3 worden de dagaftappingen van 219 handregenmeter stations in het 66-jarige tijdvak 1951 – 2016 gebruikt om voor alle stations een gemeenschappelijke GEV vormparameter te schatten voor duren van 1 tot en met 10 dagen. Dit zijn de (zwarte) driehoekjes in figuur 2. Deze zijn samen met de schattingen, voor duren tot en met 12 uur, op basis van zowel de 10-minuten stations als de radardata (de rondjes en kruisjes in figuur 2) gebruikt om een regressielijn passend bij de desbetreffende schattingen af te leiden. Deze regressierelatie voor de GEV vormparameter wordt in de rest van dit rapport gebruikt voor duren vanaf 12 uur. In figuur 2 is deze relatie getekend als het niet-gestippelde deel van de regressielijn, aangeduid met  $\kappa = 0.118 - 0.266 \log D + 0.0586 (\log D)^2$ .

### 2.3 DE GLO VORMPARAMETER

Nu de dikte van de staart van de GEV verdeling die vanaf een duur van 12 uur gebruikt wordt is aangepast (middels de GEV vormparameter) dient nog gecontroleerd te worden in hoeverre deze aanpassing correspondeert met de dikte van de staart van de GLO verdeling die gebruikt wordt voor duren tot en met 12 uur en, met name, hoe hiermee de regenduurlijnen bij een

duur van 12 uur op elkaar aansluiten. Vergeleken met figuur 1 is het effect van de aanpassing van de GEV vormparameter, getoond in figuur 3, goed te zien. Bij een duur van 12 uur en met name voor  $T = 500$  en  $1000$  jaar is de aansluiting met de STOWA2018 lijn, gebruikt voor duren tot en met 12 uur, echter nog onbevredigend.

FIGUUR 3 REGENDUURLIJNEN STOWA2018 (TOT 12 UUR) EN VOOR DUREN VANAF 12 UUR OP BASIS VAN DE GEV MET AANGEPASTE VORMPARAMETER AANGEDUID MET STOWA2019-DR1 (DIT DEELRAPPORT, PARAGRAAF 2.2)

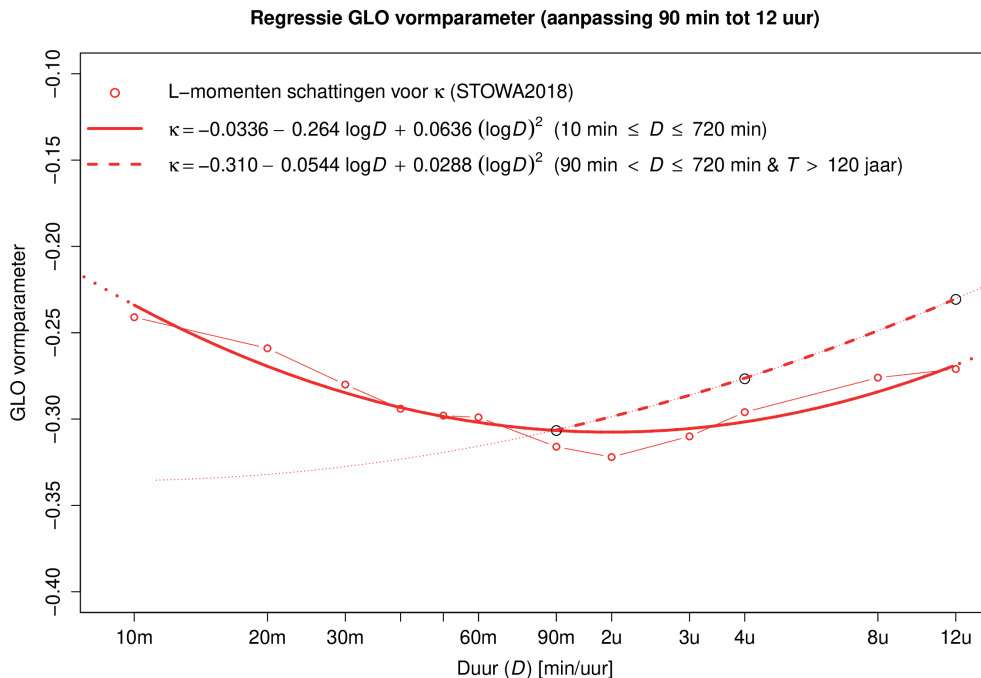


De volgende, voor de hand liggende, stap is om de staart van de GLO verdeling bij een duur van 12 uur wat dunner te maken zodat die zo goed mogelijk correspondeert met de staart van de GEV verdeling bij een duur van 12 uur, met als beoogd eindresultaat een set regenduurlijnen zonder duidelijke sprongen bij een duur van 12 uur, noch bij andere duren.

Bij het dunner maken van de staart van de GLO verdeling is er echter 1 ding waarvoor opgepast dient te worden. Vanaf een duur van ongeveer 2 uur (120 min) wordt de GLO-vormparameter minder negatief (zie figuur 4), met andere woorden de dikte van de staart neemt vanaf 2 uur geleidelijk af. Afname van de dikte van de staart met toenemende duur betekent theoretisch dat in waarschijnlijkheidsplots kansverdelingen voor opeenvolgende duren een snijpunt hebben bij een zekere herhalingstijd. Voorbij zo'n snijpunt is het neerslagvolume bij een bepaalde herhalingstijd voor een kortere neerslagduur groter dan die voor een langere neerslagduur, en dit is fysisch inconsistent. Deze theoretische inconsistentie hoeft echter in de praktijk niet bezwaarlijk te zijn mits het snijpunt maar bij een voldoende lange herhalingstijd ligt, bijvoorbeeld bij een herhalingstijd van meer dan 10 000 jaar. Waar nu voor opgepast dient te worden is dat door het handmatig dunner maken van de staart van de GLO verdeling (in de range waar de dikte van de staart al met de duur afneemt waardoor de afname van de dikte met de duur versterkt wordt) zulke snijpunten eerder, d.w.z. bij kortere herhalingstijden, optreden, en voorkomen moet worden dat zo'n snijpunt zich voordoet in het herhalingstijdenbereik waarvoor de statistiek wordt afgeleid (voor STOWA in elk geval niet bij een herhalingstijd korter dan 1000 jaar).

FIGUUR 4

GLO VORMPARAMETER ALS FUNCTIE VAN DE DUUR IN STOWA2018 (DOORGETROKKEN LIJN), EN DE AANPASSING VAN DEZE FUNCTIE VOOR DUREN GROTER DAN 90 MINUTEN (GESTREEPTE LIJN; DIT DEELRAPPORT, PARAGRAAF 2.3). NB DEZE AANPASSING WORDT ALLEEN TOEGEPAST BIJ HERHALINGSTIJDEN GROTER DAN 120 JAAR (DIT DEELRAPPORT, PARAGRAAF 2.5)



Om bij een duur van 12 uur (720 min) een soepele aansluiting te bereiken tussen de GLO verdeling (tot en met 12 uur) en de aangepaste GEV verdeling (langer dan 12 uur) is een ongeveer 0.04 grotere (minder negatieve) GLO vormparameter nodig. Twaalf uur is de langste duur voor de aanpassing van de GLO vormparameter en dit is ook de duur waarbij de benodigde aanpassing van de vormparameter het grootst is. Bij een duur van 4 uur kan de benodigde aanpassing al kleiner zijn en er is voor gekozen<sup>7</sup> om de aanpassing te laten eindigen bij een duur van 90 minuten (m.a.w. voor duren van 90 minuten en korter is de aanpassing van de vormparameter nul). Bij een aanpassing van de vormparameter bij 12 uur met +0.038, bij 4 uur met +0.025<sup>8</sup> en bij 90 minuten dus met +0 – en een nieuwe kwadratische regressie door deze 3 aangepaste punten (zie de gestreepte rode lijn in figuur 4) – komen de snijpunten van de waarschijnlijkheidsplot voor 12 uur met die voor de waarschijnlijkheidsplots voor 4 uur, 8 uur en 24 uur voorbij een herhalingsstijd van 2000 jaar te liggen. Verder komen de snijpunten van de waarschijnlijkheidsplot voor een duur van 4 uur met de waarschijnlijkheidsplots voor duren van 2 en 8 uur ook voorbij  $T = 2000$  jaar te liggen.

Met deze aanpassing van de GLO vormparameter – waarvan in paragraaf 2.5 zal blijken dat die uitsluitend bij herhalingsstijden groter dan 120 jaar toegepast hoeft te worden – ontstaat er een knikje in de regressierelatie tussen de duur en de GLO vormparameter. Dit knikje in de vormparameter (bij 90 minuten) vertaalt zich in een knikje in de regenduurlijnen (bij 90 minuten), zie figuur 6 (in paragraaf 2.6).

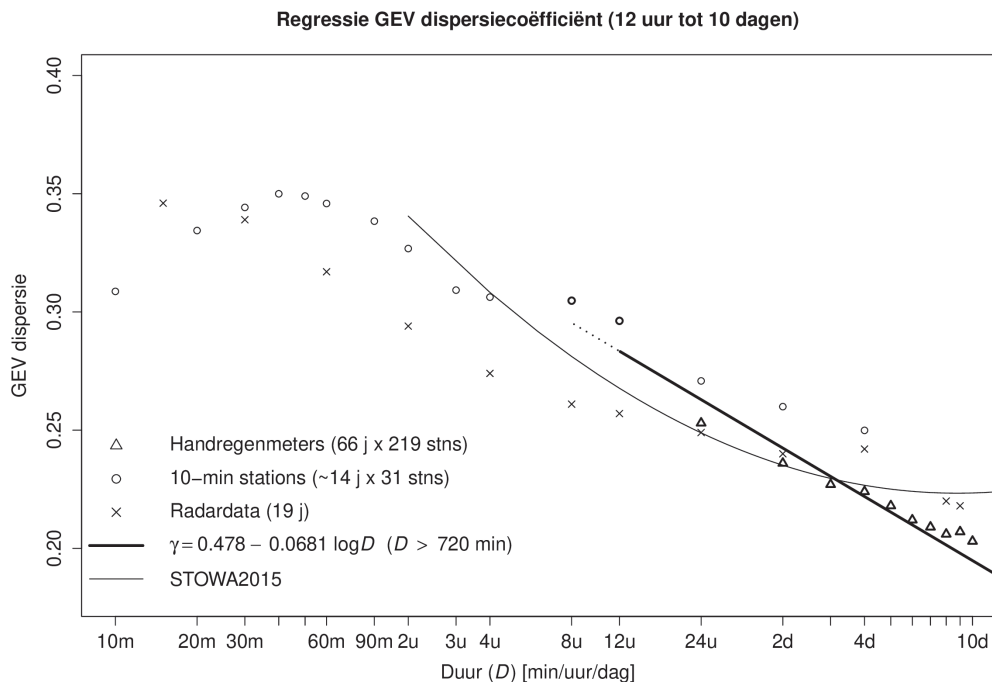
- 7 Tijdens het overleg met de STOWA begeleidingsgroep op 18 januari 2019 is besloten de benodigde aanpassing van de kansverdelingen voor de korte duren (GLO verdeling) te eindigen bij een duur van 90 minuten. De kortste duur die nog aangepast wordt verleggen van 90 naar bijvoorbeeld 60 minuten zou een iets minder duidelijke 'knik' in de regenduurlijnen geven (zie Figuur 6). Maar aanpassen van de STOWA2018 statistiek tussen 60 en 90 minuten werd als onwenselijk gezien.
- 8 Deze aanpassingen zijn door middel van trial-and-error bepaald, in de wetenschap dat de waarschijnlijkheidsplots voor de verschillende duren elkaar per definitie zullen gaan snijden (doordat de staart van de kansverdeling in dit duurbereik dunner wordt bij toenemende duur), en alleen snijpunten voorbij  $T = 2000$  jaar te accepteren.

## 2.4 DE GEV DISPERSIECOËFFICIËNT

De schattingen van de vormparameter (die de ‘kromming’ van de lijn die de kansverdeling in een Gumbel waarschijnlijkheidsplot weergeeft bepaalt) en die van de dispersiecoëfficiënt (die in belangrijke mate de helling van die lijn bepaalt) zijn niet helemaal onafhankelijk<sup>9</sup>. Een aanpassing van de vormparameter zal daardoor tot een iets andere schatting van de dispersiecoëfficiënt leiden. In plaats van een nieuwe schatting van de dispersiecoëfficiënt op basis van de 109-jarige De Bilt reeks (analoog aan STOWA2015) is in dit deelrapport uitgegaan van de schattingen van de dispersiecoëfficiënt op basis van de dagaftappingen van de 219 handregenmeter stations (gebruikt en beschreven in Deelrapport 3). Behalve dat deze passen bij de gekozen GEV vormparameter (paragraaf 2.2 en figuur 2) hebben deze een ongeveer 2 keer zo kleine ‘schattingsfout’ dan de schattingen op basis van de 109-jarige reeks van De Bilt (zie Deelrapport 3, appendix D)<sup>10</sup>. Figuur 5 toont de regressierelatie van de dispersiecoëfficiënt als functie van (de logaritme van) de duur voor deze ‘handregenmeter schattingen’ naast de in STOWA2015 afgeleide relatie tussen de dispersiecoëfficiënt en de duur. Bij deze regressie op basis van de handregenmeterdata voor duren van 24 uur en langer is ook gebruik gemaakt van twee schattingen voor de gepoolde 10-minuten data, namelijk die voor duren van 8 en 12 uur<sup>11</sup>. De schattingen voor deze laatste twee duren zijn gebruikt om een betrouwbaardere regressie voor duren vanaf 12 uur te krijgen ten opzichte van een extrapolatie van de regressie die uitsluitend op duren van 1 t/m 10 dagen is gebaseerd. Vergeleken met de regressie afgeleid in STOWA2015 geeft deze regressie (die lineair in  $\log D$  is) een wat hogere dispersiecoëfficiënt voor duren tussen 12 uur en 2 dagen en lagere waarden voor duren vanaf 5 dagen.

- 9 Beide hebben ook invloed op de dikte van de staart van de kansverdeling, een lagere dispersiecoëfficiënt kan voor een deel het effect van een dikkere staart (door een meer negatieve vormparameter) compenseren, en omgekeerd. Dit zien we bijvoorbeeld terug bij duren vanaf 4 dagen waarvoor, vergeleken met STOWA2015, de vormparameter negatiever wordt en tegelijkertijd de dispersiecoëfficiënt kleiner. Het totale effect op de dikte van de staart vergeleken met STOWA2015 is daardoor (duidelijk) kleiner dan voor duren korter dan 2 dagen waarvoor de vormparameter kleiner wordt en de dispersiecoëfficiënt juist groter.
- 10 Voor een 66-jarige reeks van een enkel station bedraagt de relatieve standaarddeviatie van de geschatte dispersiecoëfficiënt ongeveer 9%. Voor een enkele 109-jarige reeks reduceert dat (met een factor  $\sqrt{109/66}$  tot ongeveer 7%. Middeling van de geschatte dispersiecoëfficiënten over de 219 stations reduceert de relatieve standaarddeviatie (afhankelijk van de neerslagduur) tot 3 à 4%.
- 11 Bij de afleiding van deze regressie is voor een evenwichtiger invloed van alle 12 schattingen op de regressiecoëfficiënten de volgende geweging toegepast: de schattingen voor duren van 8 en 12 uur zijn gemiddeld evenals die van 3 en 4 dagen, 5 en 6 dagen en 7 t/m 10 dagen. Hiermee wordt een te grote invloed van de schattingen voor dicht bij elkaar liggende duren (die sterk afhankelijk van elkaar zijn) voorkomen.

**FIGUUR 5** GEV DISPERSIECOËFFICIËNT ALS FUNCTIE VAN DE DUUR IN STOWA2015 (DUNNE LIJN) EN DE REGRESSIE VAN DE DISPERSIECOËFFICIËNT OP BASIS VAN SCHATTINGEN VOOR DE HANDREGENMETERS VOOR DUREN VAN 24 UUR EN LANGER GECOMBINEERD MET DE TWEE SCHATTINGEN VOOR DE 10-MINUTEN NEERSLAG VOOR 8 EN 12 UUR (DIKKE LIJN; DIT DEELRAPPORT, PARAGRAAF 2.4).



## 2.5 DE GEV LOCATIEPARAMETER

De regressie voor de locatieparameter afgeleid in STOWA2015 gecombineerd met de nieuwe regressies voor de vormparameter en de dispersiecoëfficiënt afgeleid in de vorige paragrafen leidt al tot een heel goede aansluiting tussen de terugkeerniveaus voor de korte duren (tot en met 12 uur) en die voor de lange duren (langer dan 12 uur). Die aansluiting kon nog iets verder worden verbeterd door de STOWA2015 locatieparameter van de GEV verdelingen (dus voor duren langer dan 12 uur) met een factor 1.02 te vermenigvuldigen. Met deze kleine aanpassing wordt bereikt dat de regenduurlijnen met een herhalingstijd van 2 jaar bij een duur van 12 uur naadloos op elkaar aansluiten (zie figuur 6, paragraaf 2.6). Maar ook voor de regenduurlijnen met herhalingstijden tussen 2 en 100 jaar is de aansluiting bij 12 uur vrijwel naadloos. Met deze factor 1.02 blijkt het tot en met een herhalingstijd van 120 jaar ook niet nodig om de aanpassing van de GLO vormparameter zoals afgeleid is paragraaf 2.3 toe te passen. Maar voor herhalingstijden groter dan 120 jaar echter nog wel (zie figuur 6; voor  $T = 200, 500$  en  $1000$  jaar).

## 2.6 GEACTUALISEERDE BASISSTATISTIEK JAAR

De definities van de cumulatieve kansverdelingen voor de GEV en GLO verdelingen zijn gegeven in de vergelijkingen (1) en (2). Voor de afleiding van de regenduurlijnen en de statistiek tabellen wordt de relatie gebruikt die de neerslaghoeveelheid als functie van de herhalingstijd geeft. Dit is in essentie de inverse van de vergelijking die de cumulatieve kansverdeling definieert en wordt ook wel de kwantiel functie genoemd. De herhalingstijden in de kwantiel functie zijn herleid met de relatie van Langbein (1949) zodat ook neerslaghoeveelheden voor herhalingstijden korter dan 1 jaar gegeven kunnen worden, op de zelfde wijze als in STOWA2018, STOWA2015 en eerdere (STOWA) neerslagstatistiek rapporten. De kwantiel functies voor de GEV en GLO verdelingen zijn respectievelijk:



$$\begin{aligned} x_{\text{GEV}}(T) &= \xi_{\text{GEV}} \left( 1 + \frac{\gamma_{\text{GEV}}}{\kappa_{\text{GEV}}} [1 - T^{-\kappa_{\text{GEV}}}] \right) && \text{voor } \kappa_{\text{GEV}} \neq 0, \\ &= \xi_{\text{GEV}} (1 + \gamma_{\text{GEV}} \ln T) && \text{voor } \kappa_{\text{GEV}} = 0, \end{aligned} \quad (3)$$

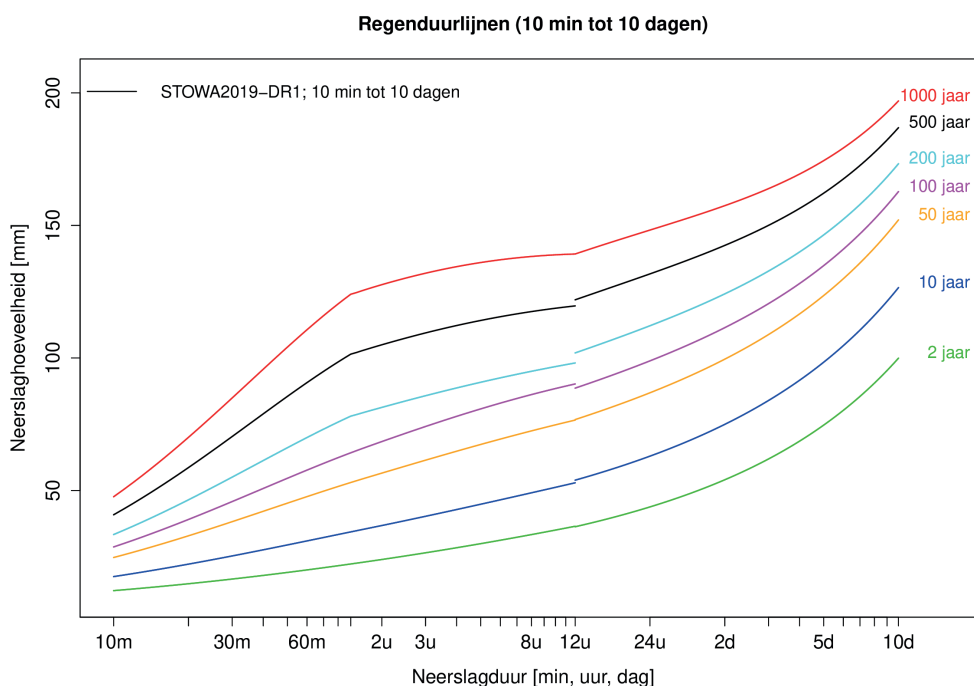
en

$$\begin{aligned} x_{\text{GLO}}(T) &= \xi_{\text{GLO}} \left( 1 + \frac{\gamma_{\text{GLO}}}{\kappa_{\text{GLO}}} [1 - \{(1 - \exp[-1/T]) / \exp[-1/T]\}^{\kappa_{\text{GLO}}}] \right) && \text{voor } \kappa_{\text{GLO}} \neq 0, \\ &= \xi_{\text{GLO}} (1 - \gamma_{\text{GLO}} \ln\{(1 - \exp[-1/T]) / \exp[-1/T]\}) && \text{voor } \kappa_{\text{GLO}} = 0, \end{aligned} \quad (4)$$

met  $T$  de herhalingstijd in jaren,  $\xi_{\text{GEV}}$ ,  $\gamma_{\text{GEV}}$  en  $\kappa_{\text{GEV}}$  de duur afhankelijke GEV parameters en  $\xi_{\text{GLO}}$ ,  $\gamma_{\text{GLO}}$  en  $\kappa_{\text{GLO}}$  de duur afhankelijke GLO parameters (zie paragraaf 2.6.1).

De uiteindelijke set regenduurlijnen voor de geactualiseerde basisstatistiek voor het hele jaar wordt gepresenteerd in figuur 6.

**FIGUUR 6** GEACTUALISEERDE REGENDUURLIJNEN VOOR DE BASISSTATISTIEK VOOR HET GEHELE JAAR, AANGEDUID MET STOWA2019-DR1 (DIT DEELRAPPORT, PARAGRAAF 2.6)



### 2.6.1 REGRESSIEVERGELIJKINGEN VOOR DE BASISSTATISTIEK

Regressievergelijkingen voor de GLO parameters (10 min t/m 12 uur)

Locatieparameter (STOWA2018):

$$\xi_{\text{GLO}} = 1.02 [7.339 + 0.848 \log D + 2.844(\log D)^2] \quad \text{voor } 10 \leq D \leq 720 \text{ min.} \quad (5)$$

Dispersiecoëfficiënt (STOWA2018):

$$\begin{aligned} \gamma_{\text{GLO}} &= 0.04704 + 0.1978 \log D - 0.05729(\log D)^2 && \text{voor } 10 \leq D \leq 104 \text{ min,} \\ &= 0.2801 - 0.0333 \log D && \text{voor } 104 < D \leq 720 \text{ min.} \end{aligned} \quad (6)$$

Vormparameter (STOWA2018 en dit deelrapport):

$$\begin{aligned} \kappa_{\text{GLO}} &= -0.0336 - 0.264 \log D + 0.0636(\log D)^2 && \text{voor } 10 \leq D \leq 90 \text{ min en} \\ & && \text{voor } 90 < D \leq 720 \text{ min en } T \leq 1 \\ &= -0.310 - 0.0544 \log D + 0.0288(\log D)^2 && \text{voor } 90 < D \leq 720 \text{ min en } T > 1 \end{aligned} \quad (7)$$

Hierbij is de factor 1.02 in de regressie vergelijking voor  $\xi_{GLO}$  de correctie voor de ‘ondervangst van de automatische regenmeters’ zoals in Brandsma (2014) beschreven en toegepast in STOWA2018. Deze correctie blijft onverminderd van toepassing.

*Regressievergelijkingen voor de GEV parameters (langer dan 12 uur t/m 10 dagen)*

Locatieparameter (STOWA2015 met correctie in dit deelrapport):

$$\xi_{GEV} = 1.02 [0.239 - 0.0250 \ln(D/60)]^{-1/0.512} \quad \text{voor } 720 < D \leq 14400 \text{ min (10 d).} \quad (8)$$

Dispersiecoëfficiënt (dit deelrapport):

$$\gamma_{GEV} = 0.478 - 0.0681 \log D \quad \text{voor } 720 < D \leq 14400 \text{ min (10 d).} \quad (9)$$

Vormparameter (dit deelrapport):

$$\kappa_{GEV} = 0.118 - 0.266 \log D + 0.0586(\log D)^2 \quad \text{voor } 720 < D \leq 14400 \text{ min (10 d).} \quad (10)$$

Hierbij is de factor 1.02 in de regressie vergelijking voor  $\xi_{GEV}$  de aanpassing, beschreven in de vorige paragraaf, die de aansluiting bij een duur van 12 uur en een herhalingstijd van 2 jaar optimaliseert en er tegelijkertijd toe leidt dat de afgeleide aanpassing van  $\kappa_{GLO}$  (tussen 90 en 720 min) uitsluitend benodigd is voor herhalingstijden groter dan 120 jaar. Het feit dat de waarde van deze correctie ook 1.02 is berust op toeval.

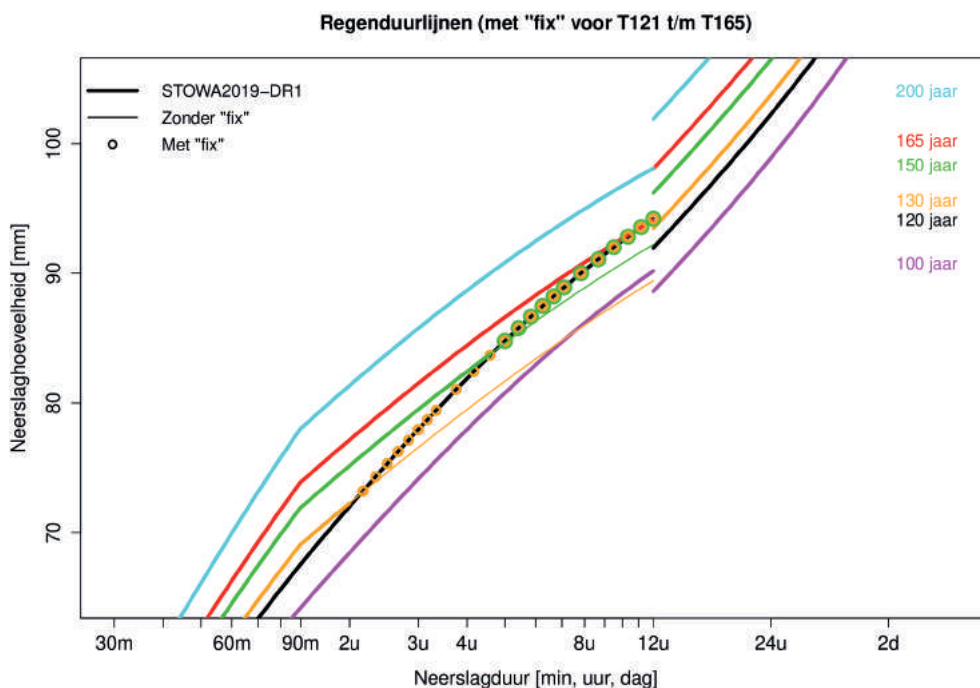
Deze gedeeltelijke aanpassing van de GLO vormparameter, tot slot, leidt nog wel tot een kleine inconsistentie in de regenduurlijnen (en de statistiek). Voor herhalingstijden van 121 tot 165 jaar, worden door die aanpassing van de vormparameter de neerslagvolumes bij een bepaalde duur kleiner dan bij een herhalingstijd van 120 jaar. Deze inconsistentie kan worden opgelost door in voorkomende gevallen het grootste van de twee neerslagvolumes  $x_T$  en  $x_{120}$  te nemen. Dit kan worden geschreven als:

$$x_T(D) = \max[x_T(D), x_{120}(D)] \quad \text{met } 120 < T \leq 165 \text{ jaar en } 90 \text{ min} < D \leq 12 \text{ uur.} \quad (11)$$

Deze inconsistentie en de oplossing worden geïllustreerd in figuur 7. Merk op dat het een relatief klein “gebiedje van de regenduurlijnen (en de statistiek)” is waarvoor deze correctie benodigd is. De herhalingstijd waarboven de GLO vormparameter verandert is bewust boven de 100 jaar gelegd, waardoor dit ‘kleine ongemak’ precies tussen  $T = 100$  en  $T = 200$  jaar valt en we er voor de statistiek tabellen (in paragraaf 2.6.2) en de regenduurlijnen gepresenteerd in figuur 6 geen ‘last van hebben’. Uiteindelijk is met alle aanpassingen de aansluiting van de regenduurlijnen bij een duur van 12 uur tot een herhalingstijd van 100 jaar goed geslaagd. Voor langere herhalingstijden wordt de aansluiting iets minder. Maar de herhalingstijden tot 100 jaar zijn ook de meest gebruikte en hiervoor zijn de regenduurlijnen/statistiek ook het meest nauwkeurig, boven de 100 jaar neemt de onzekerheid sterk toe (zie ook tabel 8 in hoofdstuk 5) en vallen de ‘sprongetjes’ in de aansluiting van de regenduurlijnen in het niet bij de onzekerheid.

FIGUUR 7

AANPASSING VAN DE REGENDUURLIJNEN VOOR DUREN TUSSEN 90 MINUTEN EN 12 UUR EN HERHALINGSTIJDEN TUSSEN 121 EN 165 JAAR. MET "FIX" WORDT DE TOEPASSING VAN VERGELIJKING (11) AANGEDUID (ZIE TEKST)



### 2.6.2 TABELLEN BASISSTATISTIEK VOOR HET JAAR

In aanvulling op de regenduurlijnen behorend bij de aangepaste basisstatistiek voor het jaar in figuur 6 wordt, in tabel 2, voor een aantal herhalingstijden en een aantal duren tussen 10 minuten en 8 dagen de corresponderende neerslaghoeveelheid gegeven. Deze tabel is ter illustratie en niet volledig, de hoeveelheden voor willekeurige duren (tussen 10 minuten en 10 dagen) en willekeurige herhalingstijden worden ontsloten via Meteobase. Hierbij wordt opgemerkt dat voor herhalingstijden groter dan 1000 jaar de 'cijfers' in Meteobase indicatief zijn en dat daar met terughoudendheid mee dient te worden gewerkt. Voor dezelfde duren en herhalingstijden als in tabel 2 geeft tabel 3 de procentuele verschillen tussen deze aangepaste basisstatistiek en de, voorgaande statistieken, zijnde de STOWA2018 statistiek voor duren tot en met 12 uur en de STOWA2015 statistiek voor duren langer dan 12 uur. De verschillen in tabel 3 bevestigen een aantal reeds eerder genoemde aanpassingen van de basisstatistiek; geen wijzigingen in de statistiek voor duren tot en met 90 minuten (kolommen voor 10 tot en met 60 minuten), beperkte relatieve afnames tussen 90 minuten en 12 uur en uitsluitend voor herhalingstijden boven 120 jaar (kolommen voor 2 t/m 12 uur en rijen met herhalingstijden vanaf 200 jaar) en tenslotte toenames voor duren vanaf 24 uur (1 dag) voor alle herhalingstijden. Voor deze laatste categorie, zijn de relatieve toenames het grootst (ruim 25 %) voor een duur van 24 uur en een herhalingstijd van 1000 jaar en nemen die toenames geleidelijk met de duur af.

TABEL 2 BASISSTATISTIEK VOOR HET JAAR; NEERSLAGHOEVEELHEDEN (IN MM) BIJ VERSCHILLENDE HERHALINGSTIJDEN EN NEERSLAGDUREN TUSSEN 10 MINUTEN EN 8 DAGEN. NB DE HOEVEELHEDEN IN DEZE TABEL KUNNEN VOOR PRAKTISCH GEBRUIK AFGEROND WORDEN OP HELE MILIMETERS. HIER IS DAT BEWUST NIET GEDAAN OM AFRONDINGSFOUTEN TE VOORKOMEN WANNEER DEZE GETALLEN GEKOMBINEERD WORDEN MET KLIMAATSCENARIOFACTOREN IN DEELRAPPORT 2 EN/OF DE REGIONALE SCHALINGSFACTOREN IN DEELRAPPORT 3

T [jaar]	Neerslagduur										
	10 min	30 min	60 min	2 uur	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen
0.5	8.1	10.4	12.6	15.3	18.6	22.2	24.6	30.4	38.6	50.4	68.3
1	10.2	13.5	16.2	19.5	23.4	27.7	30.5	36.8	46.0	59.3	79.4
2	12.2	16.6	20.0	24.0	28.4	33.4	36.5	43.8	54.0	68.6	90.5
5	15.1	21.2	25.8	30.7	35.9	41.7	45.2	54.2	65.5	81.4	105.1
10	17.5	25.3	31.0	36.8	42.8	49.1	52.9	63.0	74.9	91.6	116.1
20	20.3	30.2	37.2	44.2	51.1	58.0	61.9	72.6	85.0	102.1	127.0
25	21.3	32.0	39.5	46.9	54.1	61.2	65.2	75.9	88.5	105.6	130.5
50	24.7	38.2	47.7	56.5	64.8	72.5	76.6	86.9	99.5	116.6	141.5
100	28.7	45.8	57.7	68.4	78.0	86.2	90.2	98.9	111.4	128.1	152.3
200	33.4	55.0	70.0	81.3	88.7	95.0	98.1	112.1	124.2	140.0	163.2
250	35.0	58.4	74.5	86.5	93.9	100.0	102.9	116.7	128.5	143.9	166.7
500	40.8	70.4	90.7	105.0	112.2	117.5	119.6	131.7	142.5	156.4	177.5
1000	47.6	84.9	110.6	127.6	134.4	138.3	139.2	148.2	157.5	169.4	188.3

TABEL 3 RELATIEVE VERSCHILLEN IN NEERSLAGHOEVEELHEDEN (%) TUSSEN DE BASISSTATISTIEK VOOR HET JAAR IN TABEL 2 EN STOWA2018 (10 MINUTEN TOT EN MET 12 UUR) OF STOWA2015 (24 UUR TOT EN MET 8 DAGEN). VERSCHILLEN VAN MEER DAN 10 % VET CURSIEF AFGEDRUKT

T [jaar]	Neerslagduur										
	10 min	30 min	60 min	2 uur	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen
0.5	0	0	0	0	0	0	0	1.3	1.8	2.6	4.1
1	0	0	0	0	0	0	0	2.2	2.0	1.9	1.9
2	0	0	0	0	0	0	0	3.3	2.7	1.8	0.9
5	0	0	0	0	0	0	0	5.4	4.0	2.0	0.3
10	0	0	0	0	0	0	0	7.7	5.2	2.6	0.2
20	0	0	0	0	0	0	0	9.8	6.6	3.1	0.4
25	0	0	0	0	0	0	0	<b>10.6</b>	7.3	3.4	0.5
50	0	0	0	0	0	0	0	<b>13.3</b>	8.7	4.1	1.0
100	0	0	0	0	0	0	0	<b>16.2</b>	<b>10.4</b>	5.0	1.5
200	0	0	0	-2.2	-5.7	-7.6	-8.0	<b>19.1</b>	<b>12.3</b>	5.9	2.3
250	0	0	0	-2.4	-6.2	-8.2	-8.5	<b>20.3</b>	<b>12.9</b>	6.2	2.5
500	0	0	0	-2.8	-7.6	-9.9	<b>-10.3</b>	<b>23.5</b>	<b>14.9</b>	7.2	3.3
1000	0	0	0	-3.4	-8.9	<b>-11.7</b>	<b>-12.2</b>	<b>27.1</b>	<b>17.0</b>	8.2	4.1

## 2.7 OVERSCHRIJDINGEN VAN HOGE TERUGKEERNIVEAUS

In paragraaf 2.2 is voor uren langer dan 12 uur de GEV vormparameter aangepast. De aangepaste vormparameter is afgeleid uit de jaarmaxima op basis van de dagaftappingen van de neerslag van 66 jaar (1951-2016) en 219 handregenmeter stations (zie Deelrapport 3). De eerste kandidaat vormparameter op basis van recente 14 jaar 10-minuten stationsdata en 19 jaar radardata werd verworpen omdat deze keuze resulteert in te weinig overschrijdingen van terugkeerniveaus met een herhalingsstijd van 200 jaar en langer. Van het andere alternatief, de vormparameters gebruikt in STOWA2015, werd bij voorbaat gezegd dat het een te dunne staart geeft (daarmee implicerend dat het aantal overschrijdingen systematisch te hoog zou zijn). In deze paragraaf wordt dit verder onderbouwd op basis van het aantal overschrijdingen

van hoge terugkeerniveaus en wordt ook de daarbij gebruikte bootstrap simulatie procedure in detail beschreven.

### 2.7.1 MOTIVATIE VOOR HET GEBRUIK VAN DE BOOTSTRAP SIMULATIES

Het aantal overschrijdingen van de neerslaghoeveelheid  $x_T$  met een herhalingsstijd van  $T$  jaar in de historische reeks van  $N$  stationsjaren duiden we aan met  $\#$ . De verwachte waarde van  $\#$  is  $N/T$  en dat kunnen we schrijven als:  $E(\#) = N/T$ <sup>12</sup>. Bij onafhankelijke data volgt  $\#$  een binomiale verdeling en op basis daarvan zou getoetst kunnen worden of het aantal overschrijdingen van  $x_T$  significant afwijkt van  $N/T$ . Dit is echter alleen toegestaan wanneer de parameters van de verdeling bekend zijn. Ze mogen dus niet geschat worden door de verdeling te fitten op dezelfde data als waarvoor het aantal overschrijdingen geteld wordt. En daarnaast zijn de jaarmaxima van de verschillende stations niet onafhankelijk. Dat laatste heeft geen invloed op  $E(\#)$ , maar wel op de variantie van  $\#$ . Door ruimtelijke afhankelijkheid wordt de variantie groter dan die volgens de binomiale verdeling. Het fitten van de GEV verdeling op de data leidt daarentegen tot een kleinere variantie van  $\#$ . Dit heeft een betere detecteerbaarheid van systematische afwijkingen in de staart van de verdeling tot gevolg. Een probleem is dan echter dat de kansverdeling van  $\#$  niet langer bekend is. Voor een statistische toets zou men deze verdeling moeten kennen voor het geval dat de jaarmaxima ruimtelijk gecorreleerde GEV variabelen zijn. Hoewel de laatste 15 jaar verschillende modellen ontwikkeld zijn voor ruimtelijk gecorreleerde extremen (Davison e.a., 2012; Cooley e.a., 2012) is de toepassing hiervan in het huidige project niet haalbaar. Het is bijvoorbeeld onduidelijk hoe gevoelig de verdeling van  $\#$  is voor de afhankelijkheidsstructuur. In plaats van simulatie op basis van een parametrisch model voor ruimtelijk gecorreleerde extremen is daarom een niet-parametrische bootstrap simulatie uitgevoerd om te checken of een GEV verdeling met een van tevoren gespecificeerde vormparameter de staart van de verdeling van de jaarmaxima adequaat beschrijft.

### 2.7.2 OPTIMALISEREN VAN DE NAUWKEURIGHEID VAN HET TELLEN VAN OVERSCHRIJDINGEN

In paragraaf 2.2 is al gesteld dat het tellen van overschrijdingen uitsluitend werkt indien het aantal stationsjaren  $N$  duidelijk groter is dan de herhalingsstijd  $T$ . Een grotere  $N$  leidt tot een kleinere variatiecoëfficiënt van  $\#$  ( $E(\#)$  neemt sterker met  $N$  toe dan de standaarddeviatie van  $\#$ ) en een nauwkeurigere schatting van het terugkeerniveau  $x_T$ . Dit laatste is belangrijk vanwege een mogelijke bias in  $E(\#)$  als gevolg van een verschil tussen een geschat terugkeerniveau en het werkelijke terugkeerniveau (Buishand, 1991). Vanwege deze mogelijke bias is het ook gewenst met een eenvoudig model te werken met weinig te schatten parameters. Evenals in Deelrapport 3 over de regionalisatie van de neerslagstatistiek gaan we voor elke neerslagduur uit van 1 gemeenschappelijke vormparameter voor alle 219 stations (die van tevoren wordt gespecificeerd) en één gemeenschappelijke dispersiecoëfficiënt. Omwille van de eenvoud wordt een eventuele trend in deze parameters genegeerd en in tegenstelling tot Deelrapport 3 is er ook geen trend in de locatieparameter. Om een nadelig effect van het verwaarlozen van trends te reduceren beschouwen we alleen de tweede helft van de 66 jaar handregenmeterdata. Er blijven dan nog steeds 7227 stationsjaren (van de maximaal 14 454 stationsjaren) over en zelfs bij een herhalingsstijd van 1000 jaar wordt het bijbehorende terugkeerniveau  $x_T$  theoretisch nog 7.2 keer overschreden (in de 33 jarige reeks van 219 stations). Bij herhalingsstijden van 500 en 200 jaar is het theoretische aantal overschrijdingen respectievelijk 14.5 en 36.1. Merk op dat dit een verschil is met de check op de kandidaat vormparameter die in paragraaf 2.2 is uitgevoerd en waarvoor uitsluitend de laatste 19 jaar van de

<sup>12</sup>  $E(X)$  staat voor de verwachtingswaarde van de variabele  $X$ . Het is gebruikelijk de letter 'E', afkomstig van 'Expected value', hiervoor te gebruiken.

handregenmeterdata zijn gebruikt, conform het 19 jarige tijdvak waarop de kandidaat vormparameter is gebaseerd. In deze paragraaf worden de laatste 33 jaar van de handregenmeterdata gebruikt om het aantal overschrijdingen te tellen. Verder wordt bij het bepalen van het aantal overschrijdingen van alle 7227 jaarmaxima (in de 33 jarige reeks) gebruik gemaakt van 1 enkel terugkeerniveau dat gebaseerd is op de gemiddelde locatieparameter van alle 219 stations. Het effect van de verschillen in de locatieparameters voor de stations op het aantal overschrijdingen wordt dus verwaarloosd. Waarschijnlijk is dit een klein effect aangezien het effect van een te lage locatieparameter voor de relatief natte stations grotendeels gecompenseerd wordt door dat van een te hoge locatieparameter voor de relatief droge stations.

### 2.7.3 METHODE EN RESULTATEN BOOTSTRAP SIMULATIE

Door systematische verschillen tussen de gefitte GEV verdeling en de werkelijke verdeling bij hoge terugkeerniveaus en door toevallige fluctuaties zal het aantal overschrijdingen  $\#$  van die terugkeerniveaus meestal afwijken van het verwachte aantal overschrijdingen  $N/T$ . Om het effect van toevallige fluctuaties te kwantificeren wordt de al genoemde bootstrap simulatie procedure gebruikt. Deze procedure bestaat uit het genereren van 1000 bootstrap samples. De opzet van de bootstrap is het zelfde als in KNMI2009. Elk bootstrap sample bestaat net als het 33-jarige tijdvak 1984 – 2016 uit een reeks van 33 jaar met 219 stations. Zo'n sample wordt verkregen door uit die 33 historische jaren (1984 – 2016), met terugleggen, willekeurig 33 jaren te trekken. In een bootstrap sample zullen sommige historische jaren dus 1 of meer keren voorkomen en andere historische jaren helemaal niet. In een ander bootstrap sample zijn het weer andere jaren, die meer dan 1 keer of niet voorkomen. Zo worden er 1000 verschillende bootstrap samples gemaakt. Van elk getrokken historisch jaar komen de jaarmaxima van alle 219 stations terug in het bootstrap sample. Hiermee wordt bereikt dat de ruimtelijke afhankelijkheid van de jaarmaxima van de 219 stations ook terug komt in de bootstrap samples. Die afhankelijkheid meenemen is belangrijk omdat deze, zoals al gezegd, van invloed is op de spreiding in het aantal overschrijdingen. Voor elk van de 1000 bootstrap samples worden nu op exact dezelfde wijze als hierboven beschreven, gegeven een vormparameter variant, de dispersiecoëfficiënt en de 219 locatieparameters gefit. En uit de gemiddelde locatieparameter samen met de bijbehorende dispersiecoëfficiënt en vormparameter worden de gewenste terugkeerniveaus berekend en die worden vervolgens gebruikt om op basis van datzelfde bootstrap sample de overschrijdingen van de terugkeerniveaus te tellen. Bij een bepaalde duur en herhalingstijd geeft deze bootstrap simulatie dus 1000 verschillende waarden voor het aantal overschrijdingen (en indien een passende vormparameter gebruikt wordt, met waarden zowel onder als boven het theoretische aantal overschrijdingen). Door de empirische kansverdeling van die 1000 bootstrap waarden te vergelijken met de theoretische waarde kan een uitspraak gedaan worden of er sprake is van een systematisch verschil, waarbij een systematisch verschil dus duidt op een GEV verdeling met een te grote of te kleine vormparameter. Indien de theoretische waarde in het 95% (2.5% tot 97.5%) interval van alle 1000 bootstrap waarden ligt kan gesteld worden dat er geen sprake is van een systematisch verschil tussen het getelde aantal overschrijdingen en de theoretische waarde, en dus dat de GEV verdeling met de gekozen vormparameter de staart van de verdeling adequaat beschrijft.

De theoretische aantallen overschrijdingen en de 2.5% en 97.5% grenzen van de aantallen in de 1000 bootstrap samples zijn voor de 3 vormparameter kandidaten, 3 duren (1, 4 en 9 dagen) en 3 herhalingstijden (200, 500 en 1000 jaar) gegeven in tabel 4. We merken nog op dat dit geen klassieke statistische toets is omdat uit de empirische verdeling van de jaarmaxima gesimuleerd wordt in plaats van uit de veronderstelde GEV verdeling. Tabel 4 laat zien dat: de vormparameters op basis van de 14 jaar 10-minuten stationsdata en 19 jaar radardata syste-

matisch te lage aantallen overschrijdingen geven (consistent met het resultaat in paragraaf 2.2), de STOWA2015 vormparameters, zoals verwacht, in vrijwel alle gevallen tot systematisch te hoge aantallen overschrijdingen leiden, en dat er bij de vormparameter schattingen op basis van de 66 jaar handregenmeter data geen systematische verschillen zijn tussen de theoretische aantallen en die in de bootstrap simulaties. Hiermee is nu ook de keuze om de GEV vormparameter (voor duren vanaf 12 uur) te baseren op de 66 jaar handregenmeterdata van 219 stations – die al is gemaakt in paragraaf 2.2 – onderbouwd.

TABEL 4

THEORETISCH AANTAL Overschrijdingen van  $X_T$  (REF #) EN DE 2.5% EN 97.5% GRENZEN VAN DE AANTALLEN IN BOOTSTRAP SIMULATIES MET 1000 SAMPLES VOOR 3 VERSCHILLENDE GEV VORMPARAMETERS (VOOR 3 VERSCHILLENDE DUREN EN 3 VERSCHILLENDE HERHALINGSTIJDEN) OP BASIS VAN 33 JAAR HANDREGENMETER DATA (219 STATIONS). INDIEN HET THEORETISCHE AANTAL ONDER DE 2.5% WAARDE OF BOVEN DE 97.5% WAARDE LIGT IS DIT AANGEGEVEN MET EEN “\*”, TEN TEKEN DAT HET AANTAL Overschrijdingen BIJ DIE VORMPARAMETER RESPECTIEVELIJK SYSTEMATISCH TE HOOG DAN WEL TE LAAG IS

T [jaar]	Ref #	Duur [dagen]		
		1	4	9
<i>14 jaar 10-minuten stationsdata en 19 jaar radardata</i>				
200	36.1	16 – 46	8 – 48	5 – 47
500	14.5	2 – 15	0 – 18	0 – 10 *
1000	7.2	0 – 6 *	0 – 3 *	0 – 3 *
<i>STOWA2015</i>				
200	36.1	* 44 – 110	* 41 – 105	* 59 – 126
500	14.5	* 19 – 52	11 – 53	* 27 – 76
1000	7.2	* 8 – 29	5 – 33	* 11 – 50
<i>66 jaar handregenmeter data (219 stations)</i>				
200	36.1	21 – 63	26 – 83	34 – 95
500	14.5	4 – 22	6 – 37	7 – 47
1000	7.2	1 – 11	0 – 22	0 – 23

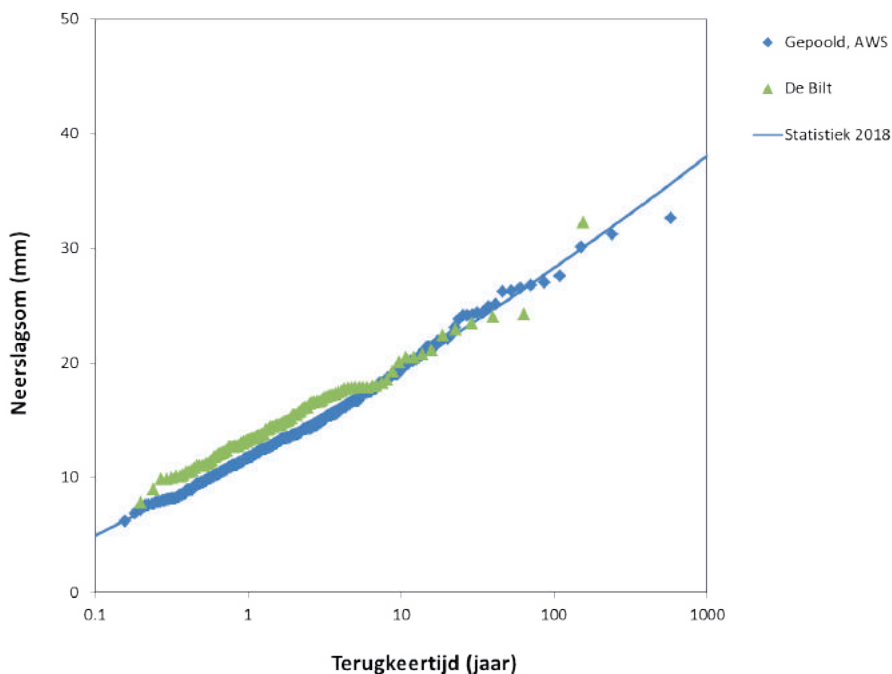
# 3

## AANPASSING WINTERSTATISTIEK

In STOWA2018 is ook de winterstatistiek voor korte duren afgeleid. De winterstatistiek voor lange duren was afgeleid in STOWA2015. Ook hier speelt een aansluitingsproblematiek tussen de korte en de lange duren. Voor de winterstatistiek is deze aansluitingsproblematiek van een andere orde dan voor de jaarstatistiek. Ten eerste is de omvang van het 'gat' in de aansluiting kleiner dan bij de jaarstatistiek en ten tweede is er geen overgang in type kansverdeling zoals bij de jaarstatistiek.

Het verschil in statistiek wordt met name veroorzaakt door het verschil in data op basis waarvan de statistiek is afgeleid. Dit is geïllustreerd voor een duur van 4 uur in figuur 8 en voor 12 uur in figuur 9. Hierin is te zien dat de gepoolde stationsdata uit STOWA2018 voor de korte duren lagere neerslagvolumes geeft dan de gedetrende data van De Bilt. Dit verschil is een uiting van het feit dat voor de neerslagextremen in de winterperiode station De Bilt een relatief nat station is. Dit verschil wordt aan het eind van dit hoofdstuk verder besproken en zien we ook terug bij de regionalisatie van de winterstatistiek beschreven in Deelrapport 3.

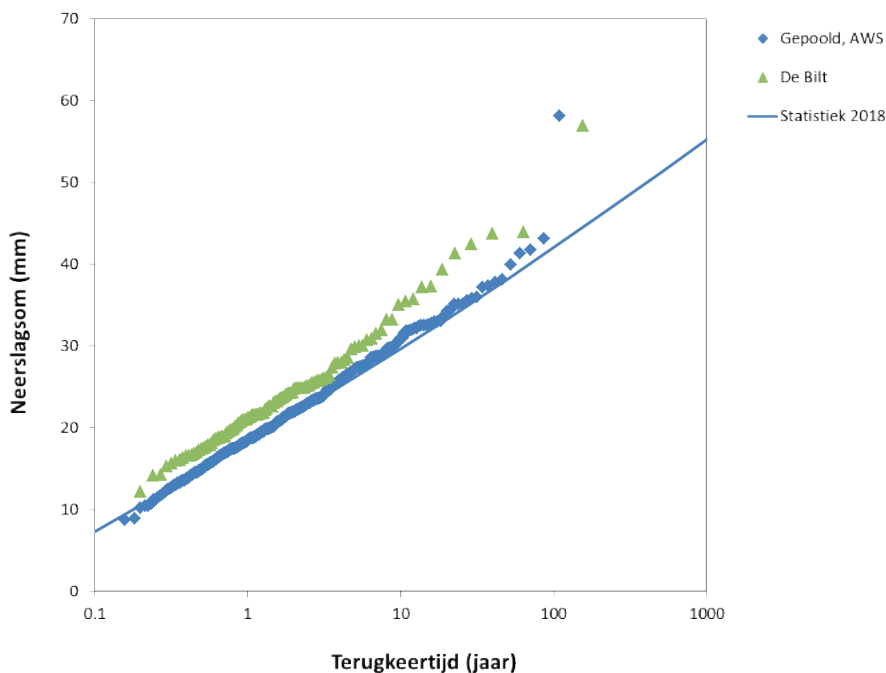
FIGUUR 8 VERSCHIL TUSSEN GEPOOLDE STATIONSDATA EN DATA VAN DE BILT VOOR EEN DUUR VAN 4 UUR. "Gepoold, AWS" (AWS = AUTOMATISCH WEERSTATION) CORRESPONDEERT MET DE DATA IN HOOFDSTUK 2 AANGEDUID MET "10-min stations (~14 j x 31 stns)"





FIGUUR 9

VERSCHIL TUSSEN GEPOOLDE STATIONSDATA EN DATA VAN DE BILT VOOR EEN DUUR VAN 12 UUR. "Gepoold, AWS" (AWS = AUTOMATISCH WEERSTATION) CORRESPONDEERT MET DE DATA IN HOOFDSTUK 2 AANGEDUID MET "10-min stations (~14 j x 31 stns)"



We verwerken de verschillen in de regressievergelijkingen van de statistiek door een procentuele aanpassing van de neerslagvolumes voor de korte dueren tot 12 uur uit STOWA2018. Door minimalisatie van de verschillen bij een duur van 12 uur tussen de regressievergelijkingen uit STOWA2015 en die uit STOWA2018 voor herhalingsstijden van 1, 10, 20, 50, 100, 200, 500 en 1000 jaar vinden we een aanpassing van afgerond 7%.

De regressievergelijkingen worden dan:

*Regressievergelijkingen voor de GEV parameters (10 min t/m 12 uur)*

Locatieparameter (STOWA2018, met 7% correctie in dit deelrapport):

$$\xi_{\text{GEV}} = 1.07 \cdot 1.02 [4.883 - 5.587 \log D + 3.526(\log D)^2] \quad \text{voor } 10 \leq D \leq 720 \text{ min (12 uur)}. \quad (12)$$

Dispersiecoëfficiënt (STOWA2018):

$$\begin{aligned} \gamma_{\text{GEV}} &= 0.41692 - 0.07583 \log D && \text{voor } 10 \leq D \leq 91 \text{ min en} \\ &= 0.2684 && \text{voor } 91 < D \leq 720 \text{ min (12 uur)}. \end{aligned} \quad (13)$$

Vormparameter (STOWA2018):

$$\kappa_{\text{GEV}} = -0.294 + 0.1474 \log D - 0.0192(\log D)^2 \quad \text{voor } 10 \leq D \leq 720 \text{ min (12 uur)}. \quad (14)$$

Hierbij is de factor 1.02 in de regressievergelijking voor  $\xi_{\text{GEV}}$  de correctie voor de 'ondervangst van de automatische regenmeters' zoals in Brandsma (2014) beschreven en toegepast in STOWA2018. Deze correctie blijft wederom onverminderd van toepassing. De factor 1.07 is de correctie voor het verschil in de neerslagextremen van De Bilt en die van de gepoolde 10-minuten stations (het Nederlandse gemiddelde).

Regressievergelijkingen voor de GEV parameters (langer dan 12 uur t/m 10 dagen)

Locatieparameter (STOWA2015):

$$\xi_{GEV} = [0.670 - 0.0426 \ln D]^{-1/0.193} \quad \text{voor } 12 < D \leq 240 \text{ uur (10 dagen)}. \quad (15)$$

Dispersiecoëfficiënt (STOWA2015):

$$\gamma_{GEV} = 0.234 \quad \text{voor } 12 < D \leq 240 \text{ uur (10 dagen)}. \quad (16)$$

Vormparameter (STOWA2015):

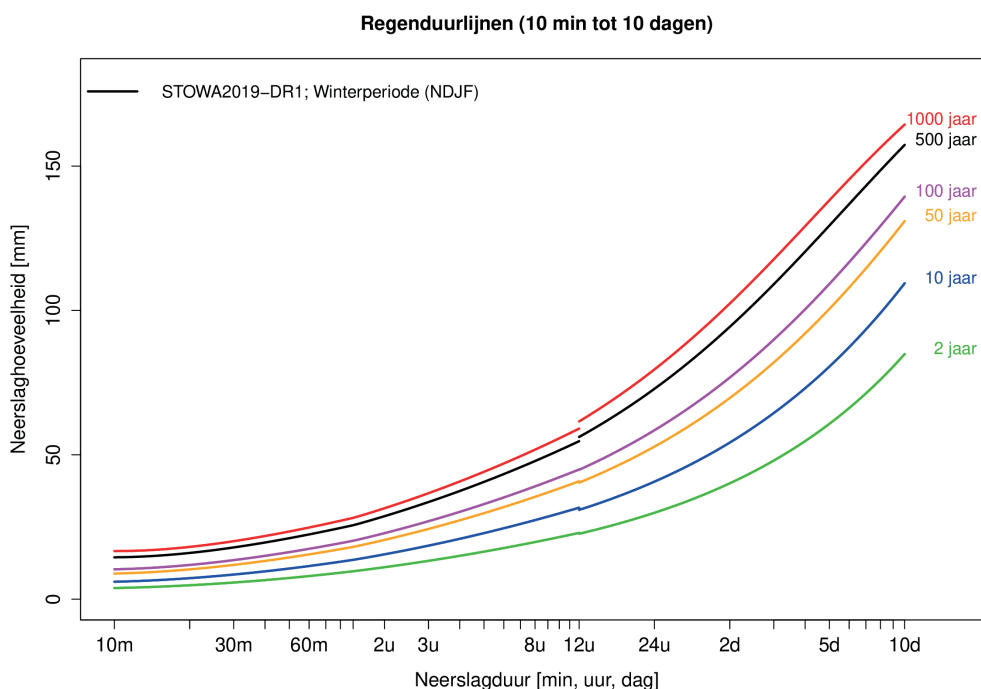
$$\kappa_{GEV} = -0.090 + 0.017D/24 \quad \text{voor } 12 < D \leq 240 \text{ uur (10 dagen)}. \quad (17)$$

De sprong in de dispersiecoëfficiënt van 0.2684 naar 0.234, bij een duur van 12 uur (in vergelijkingen 13 en 16) is vrij groot. Het effect op de terugkeerniveaus van deze sprong wordt echter in belangrijke mate gecompenseerd door een sprong (van ongeveer 0.05) in de vormparameter bij een duur van 12 uur (in vergelijkingen 14 en 17). Dit verder aanpassen mede op basis van de dispersiecoëfficiënt - en vormparameter schattingen voor de winterperiode uit de 219 handregnmeter stations in Deelrapport 3 zal dan ook weinig effect hebben en is daarom achterwege gelaten. Hier tegenover staat dat de suboptimale situatie dat de vormparameter schattingen specifiek voor het jaar (uit de literatuur) ook voor de winterperiode worden gebruikt hiermee in stand blijft.

Voor de berekening van de regenduurlijnen en de basisstatistiek tabellen voor het winterseizoen worden dezelfde kwantiefuncties als voor de jaarstatistiek gebruikt (zie paragraaf 2.6).

De uiteindelijke regenduurlijnen, basisstatistiek en verschillen met de voorgaande winterstatistiek (in STOWA2015 en STOWA2018) zijn hieronder weergegeven in figuur 10, tabel 5 en tabel 6. Voor de resultaten in tabel 5 wordt wederom opgemerkt dat deze ter illustratie en niet volledig zijn. De hoeveelheden voor willekeurige duren (tussen 10 minuten en 10 dagen) en willekeurige herhalingstijden worden ontsloten via Meteobase. Voor herhalingstijden groter dan 1000 jaar zijn de 'cijfers' in Meteobase indicatief en dienen die met terughoudendheid te worden gebruikt.

FIGUUR 10 GEACTUALISEERDE REGENDUURLIJNEN VOOR DE WINTERPERIODE (NDJF), AANGEDUID MET STOWA2019-DR1



**TABEL 5** GEACTUALISEERDE BASISSTATISTIEK VOOR DE WINTERPERIODE (NDJF); NEERSLAGHOEVEELHEDEN (IN MM) BIJ VERSCHILLENDE HERHALINGSTIJDEN EN NEERSLAGDUREN TUSSEN 10 MINUTEN EN 8 DAGEN. NB DE HOEVEELHEDEN IN DEZE TABEL KUNNEN VOOR PRAKTISCH GEBRUIK AFGEROND WORDEN OP HELE MILIMETERS. HIER IS DAT BEWUST NIET GEDAAN OM AFRONDINGSFOUTEN TE VOORKOMEN WANNEER DEZE GETALLEN GEKOMBINEERD WORDEN MET DE REGIONALE SCHALINGSFACTOREN IN DEELRAPPORT 3

T [jaar]	Neerslagduur										
	10 min	30 min	60 min	2 uur	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen
0.5	2.4	3.8	5.4	7.6	10.3	13.6	15.8	21.6	29.0	39.5	54.8
1	3.1	4.7	6.7	9.3	12.6	16.6	19.3	25.7	34.4	47.0	65.6
2	3.9	5.8	8.0	11.1	15.0	19.8	23.0	29.9	40.1	54.7	76.0
5	5.0	7.3	9.9	13.5	18.3	24.1	27.9	35.9	48.0	65.1	89.4
10	6.0	8.5	11.5	15.5	20.9	27.4	31.7	40.7	54.2	73.0	99.1
20	7.2	9.9	13.1	17.6	23.6	30.8	35.6	45.8	60.7	81.1	108.5
25	7.5	10.4	13.7	18.3	24.5	31.9	36.8	47.4	62.9	83.8	111.5
50	8.9	11.9	15.5	20.5	27.3	35.4	40.8	52.8	69.7	92.0	120.5
100	10.3	13.5	17.4	22.9	30.2	39.1	44.9	58.5	76.8	100.4	129.3
200	12.0	15.3	19.5	25.3	33.3	42.8	49.1	64.5	84.1	108.9	137.7
250	12.6	15.9	20.2	26.1	34.3	44.0	50.4	66.5	86.6	111.7	140.4
500	14.5	17.9	22.4	28.7	37.5	47.8	54.7	72.9	94.3	120.4	148.5
1000	16.7	20.1	24.8	31.5	40.8	51.8	59.1	79.6	102.4	129.2	156.4

**TABEL 6** RELATIEVE VERSCHILLEN IN NEERSLAGHOEVEELHEDEN (%) TUSSEN DE GEACTUALISEERDE BASISSTATISTIEK VOOR DE WINTERPERIODE (NDJF) IN TABEL 5 EN STOWA2018 (10 MINUTEN T/M 12 UUR) OF STOWA2015 (24 UUR T/M 8 DAGEN)

T [jaar]	Neerslagduur										
	10 min	30 min	60 min	2 uur	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen
0.5	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
1	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
2	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
5	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
10	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
20	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
25	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
50	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
100	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
200	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
250	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
500	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0
1000	7	7	7	7	7	7	7	0	0	0	0

Dat de aanpassingen voor de winterstatistiek zich beperken tot duren tot en met 12 uur en de aanpassingen voor de jaarstatistiek zich juist vooral voordoen bij duren langer dan 12 uur is gelegen in het feit dat de hoofdreden voor deze aanpassingen verschillend is. Voor de winterstatistiek is de hoofdreden het feit dat voor duren t/m 12 uur de statistiek (STOWA2018) representatief voor het gemiddelde van Nederland was en voor duren langer dan 12 uur (STOWA2015) representatief voor een enkel station, namelijk De Bilt. Voor extreme neerslag in de winterperiode is De Bilt een relatief nat station. Met de aanpassing van de winterstatistiek is dit verschil rechtgezet, waarmee de geactualiseerde basisstatistiek voor de winterperiode nu voor alle neerslagduren representatief is voor De Bilt. Voor de jaarstatistiek is er geen verschil tussen De Bilt en het Nederlandse gemiddelde. Voor de jaarstatistiek is de hoofdreden voor de aanpassing het inzicht dat de staart van de kansverdeling dikker is dan

in eerdere studies meegenomen. Voor duren t/m 12 uur (STOWA2018) was dit inzicht al wel meegenomen maar voor duren langer dan 12 uur (STOWA2015) nog niet. Dit laatste is met de actualisatie van de jaarstatistiek aangepast.

## 4

## LINK MET ANDERE STATISTIEK PRODUCTEN

De in de vorige hoofdstukken gepresenteerde Basisstatistiek 2019 voor het jaar en voor de winterperiode (NDJF) is na aanpassing een consistente statistiek voor zowel de 'korte' als de 'lange' neerslagduren. De statistiek beslaat de hele duurrange van 10 minuten tot en met 10 dagen. En deze basisstatistiek vormt vanaf nu ook een belangrijke basis, of referentie, voor andere statistiek producten die in andere deelrapporten van dit rapport beschreven worden. Ten eerste, voor de update en uitbereiding van de regionale statistiek voor extreme neerslag in Nederland in Deelrapport 3. Ten tweede voor de update en uitbreiding van de gebiedsstatistiek afgeleid uit neerslagradar gegevens en beschreven in Deelrapport 4. En ten derde, voor de klimaatscenario statistieken in Deelrapport 2. Er zijn dus meerdere redenen waarom deze basisstatistiek met de term *basis*statistiek kan worden aangeduid.

Voor het jaar wordt deze basisstatistiek voor uren korter dan 24 uur representatief geacht voor heel Nederland en voor uren vanaf 24 uur representatief voor De Bilt (en omgeving). Het is gebleken dat voor uren korter dan 1 dag geen duidelijke gebieden te onderscheiden zijn (zie ook Deelrapport 4). En dus blijft de situatie zo dat voor deze uren geen regionalisatie gegeven kan worden. Voor de winter periode zou echter onderzocht moeten worden of de regionalisatie ook voor uren korter dan 1 dag geldig is. Hieronder wordt, per statistiek product, kort de rol van de basisstatistiek beschreven.

#### 4.1 REGIONALE STATISTIEK VOOR EXTREME NEERSLAG

De geregionaliseerde statistiek is in principe alleen beschikbaar voor neerslagduren vanaf 1 dag. Het idee van de geregionaliseerde statistiek is dat Nederland gebieden kent waarvoor de statistiek in een gebied min of meer hetzelfde is. En, dat de verschillen in de statistiek tussen die gebieden zich op eenvoudige wijze, middels een schalingsfactor (die louter is afgeleid uit verschillen in de GEV locatieparameter tussen die gebieden), laten berekenen. Om het overzichtelijk te houden wordt het aantal gebiedsklassen (en daarmee het aantal verschillende schalingsfactoren) klein gehouden; 3 of 4 gebiedsklassen. Bij 3 gebiedsklassen is er een gebiedsklasse die als referentie dient (met een schalingsfactor van 1), een gebiedsklasse met een statistiek die minder extreem is dan die voor de referentie gebiedsklasse (met een schalingsfactor  $< 1$ ) en een gebiedsklasse met een statistiek die extremer is dan de referentie gebiedsklasse (met een schalingsfactor  $> 1$ ).

In Deelrapport 3 worden kaarten met gebiedsklassen en de bijbehorende schalingsfactoren afgeleid. Drie gebiedsklassen voor de geregionaliseerde jaarstatistiek (een update van KNMI2009) en vier gebiedsklassen voor de geregionaliseerde statistiek voor de winterperiode. Deze geregionaliseerde statistiek voor de winterperiode is een nieuw product dat geen voorgangers kent. De basisstatistiek voor het jaar vervult in de geregionaliseerde statistiek voor het jaar de rol van referentie gebied, m.a.w. de statistiek voor het referentie gebied is identiek aan de basisstatistiek, en de statistieken voor de andere gebiedsklassen worden middels

de schalingsfactoren uit de basisstatistiek afgeleid. Evenzo vervult de basisstatistiek voor de winterperiode de rol van referentie gebied in de geregionaliseerde statistiek voor de winterperiode.

#### 4.2 STATISTIEK VAN EXTREME GEBIEDSNEERSLAG

De gebiedsstatistiek is beschikbaar voor duren van 15 minuten tot en met 9 dagen. De gebiedsstatistiek is uitsluitend afgeleid voor het jaar en niet voor de winterperiode. In de nieuwe gebiedsstatistiek beschreven in Deelrapport 4 wordt een langere neerslagradar dataset (19 jaar i.p.v. 11 jaar) gebruikt en is de gebiedsstatistiek voor het eerst ook voor neerslagduren langer dan 1 dag afgeleid. De basisstatistiek voor het jaar dient nu voor het eerst ook als referentie statistiek voor de gebiedsstatistiek. De gebiedsstatistiek kan in principe, zoals in Overeem e.a., 2010 en Overeem & Buishand (2012) gedaan is, ook volledig op neerslagradar data gebaseerd worden. Een nadeel hiervan is echter dat door bepaalde eigenschappen van de neerslagradar gegevens de neerslagradar data, in vergelijking tot stationsdata, de neiging hebben om de GEV locatieparameter te onderschatten (zie Deelrapport 4). En populair gezegd, een onderschatting van de locatieparameter leidt tot een onderschatting van de neerslaghoeveelheid (ofwel een overschatting van de herhalingstijd). Waar de neerslagradar data wel goed voor gebruikt kan worden, is het afleiden van zogenoemde gebiedsreductiefactoren. Indien uitgegaan wordt van een bepaalde neerslagduur en een bepaalde herhalingstijd dan zal de bijbehorende neerslaghoeveelheid voor een punt (op een meetstation) of een radarpixel altijd groter zijn (per oppervlakte eenheid) dan de gemiddelde hoeveelheid over een gebied van bijvoorbeeld 50 km x 50 km. Dit verschil (eigenlijk de verhouding) van de hoeveelheden, bij een vaste duur en herhalingstijd, wordt de gebiedsreductiefactor genoemd. De gebiedsreductiefactor hangt sterk van de duur en de gebiedsgrootte af en is naar verhouding groter bij korte duren en grote gebieden. De gebiedsreductiefactor kan, in tegenstelling tot de hoeveelheid bij een bepaalde herhalingstijd, probleemloos uit de radardata afgeleid worden, omdat de ervaring leert dat de relatieve bias in de locatieparameter niet of nauwelijks van de grootte van het gebied afhangt.

In Deelrapport 4 worden de gebiedsreductiefactoren voor verschillen duren en verschillende gebiedsgroottes ten opzicht van een 'gebied ter grootte van een punt' (een station) berekend. Door deze gebiedsreductiefactoren te vermenigvuldigen met de terugkeerniveaus uit de basisstatistiek voor het jaar wordt de gewenste gebiedsstatistiek voor verschillende gebiedsgroottes verkregen. De op deze wijze bepaalde gebiedsstatistiek kent dan ook geen potentiële biases veroorzaakt door de te verwachten biases in de locatieparameter. Vanwege de rol van de basisstatistiek bij het afleiden van de gebiedsstatistiek zijn de basisstatistiek die geldig is voor een punt (een stations) en de gebiedsstatistiek (die geldig is voor een gebied van een bepaalde grootte) per definitie consistent met elkaar.

#### 4.3 STATISTIEK VOOR EXTREME NEERSLAG VOOR KLIMAATSCENARIO'S

Voor de klimaatscenario statistiek, of wel de statistiek behorend bij een bepaald KNMI klimaatscenario, geldt per definitie dat deze is gebaseerd op een bepaalde referentie statistiek. Indien de referentie statistiek verandert (bijv. als die hoger wordt zoals voor duren langer dan 12 uur en lange herhalingstijden) zoals in de vernieuwde basisstatistiek dan verandert automatisch ook de hierop gebaseerde klimaatscenario statistiek. De klimaatscenario statistiek kan ook afgeleid worden door de terugkeerniveaus uit de basisstatistiek voor het huidige klimaat te vermenigvuldigen met zogenoemde klimaatscenario factoren. In Deelrapport 2 worden voor

de – niet eerder afgeleide – klimaatscenario statistiek voor neerslagduren van 10 minuten tot 2 uur zulke klimaatscenario factoren geïntroduceerd. Voor deze duren hangen de klimaatscenario factoren alleen van het klimaatscenario af. Vermenigvuldiging van de terugkeerniveaus uit de basisstatistiek met de klimaatscenario factor voor het gewenste klimaatscenario geeft dan de gewenste klimaatscenario statistiek. Hierbij spelen de klimaatscenario factoren een vergelijkbare rol als de gebiedsfactoren bij de geregionaliseerde statistiek. Een extra voordeel van het werken met factoren is dat de verschillende typen factoren gecombineerd kunnen worden bijvoorbeeld om een ‘regionale klimaatscenario statistiek’ te maken.

Daarnaast wordt in Deelrapport 2 voor de geactualiseerde klimaatscenario statistiek voor duren vanaf 24 uur de klimaatscenario statistiek uit STOWA2015 gecorrigeerd aan de hand van de verschil percentages in tabel 3 (in paragraaf 2.6 van dit deelrapport). In dat geval vervullen deze verschil percentages (uitgedrukt in correctiefactoren) dezelfde rol als de klimaatscenario- of gebiedsfactoren.

# 5

## DISCUSSIE EN CONCLUSIES

De aansluiting van de terugkeerniveaus voor de korte en lange duren bij de jaarstatistiek bleek toch lastiger dan voorzien in STOWA2018 (en bij aanvang van deze studie). De oorzaak hiervan is gelegen in het feit dat de in eerste instantie geschikt geachte aanpassing van de GEV vormparameter voor neerslagduren langer dan 12 uur op basis van de 14 jaar gepoolde 10-minuten stationsdata, waarop ook de STOWA2018 statistiek gebaseerd is, bij het tellen van overschrijdingen van terugkeerniveaus met lange herhalingstijden toch ongeschikt bleek. In het kort, een te dikke staart en daarmee systematisch minder overschrijdingen van hoge terugkeerniveaus dan theoretisch verwacht wordt. Hierdoor moest een alternatieve schatting van de GEV vormparameter worden gevonden die niet tot te weinig overschrijdingen leidt. Ofwel een schatting van de GEV vormparameter met een dunnere staart maar wel met een dikkere staart dan die gebruikt in STOWA2015. Een tweede alternatieve schatting van de GEV vormparameter lag mede dankzij de statistische analyse van de 219 handregennometer stations in Deelrapport 3 binnen handbereik en het aantal overschrijdingen op basis van deze schattingen van de vormparameter bleek ook niet onderschat te worden (noch overschat zoals bij gebruik van de STOWA2015 vormparameter). Echter hiermee ontstond er wel weer een wezenlijk verschil (bij herhalingstijden boven de 100 jaar) tussen de effectieve dikte van de staart voor duren t/m 12 uur (o.b.v. de GLO verdeling) en die voor duren langer dan 12 uur (o.b.v. de GEV verdeling). Dit was vooraf niet voorzien en dit leidde tot de noodzaak ook de GLO vormparameter enigszins aan te passen om tot een bevredigende aansluiting van de neerslagstatistieken voor de korte en lange neerslagduren voor *alle* herhalingstijden (inclusief die langer dan 100 jaar) te komen. De aansluiting is geslaagd maar heeft als 'compromis' een knikje in de regenduurlijnen bij een duur van 90 minuten en herhalingstijden langer dan 120 jaar en een discontinuïteit (zichtbaar als een sprongetje) bij een duur van 12 uur voor alle herhalingstijden behalve die voor 2 jaar. De continuïteit bij 2 jaar is een bewuste keuze, omdat bij 2 jaar de onzekerheid zeer klein is, en kon eenvoudig worden gerealiseerd door middel van een laatste correctie factor (van +2%) die voor alle herhalingstijden en alle neerslagduren groter dan 12 uur is toegepast.

De keuze van de GEV vormparameter voor duren langer dan 12 uur is gemotiveerd op basis van bootstrap tellingen van het aantal overschrijdingen van terugkeerniveaus met lange herhalingstijden. Het praktische voordeel van een bootstrap procedure hier is dat het relatief eenvoudig is om de ruimtelijke afhankelijkheid tussen de extremen mee te nemen. De spreiding van het aantal tellingen in de bootstrap samples is echter vrij groot wat er toe leidt dat het onderscheidingsvermogen niet heel groot is, maar nog wel voldoende groot om de twee alternatieve vormparameter schattingen als ongeschikt te bestempelen. Dit zegt echter nog niet alles over hoe goed de uiteindelijk gekozen vormparameter daadwerkelijk past. Om dit echt goed te toetsen, d.w.z. op de klassieke manier zou, zoals al opgemerkt, uit de veronderstelde verdeling met ruimtelijk gecorreleerde GEV variabelen gesimuleerd moeten worden en niet, zoals in de bootstrap procedure, uit de empirische verdeling van de jaarmaxima. Een echt goede, en meer officiële, toets op de geschiktheid van de dikte van de staart van de GEV



verdeling in het extreme bereik kon binnen het tijdsbestek van deze studie niet uitgevoerd worden.

Alles bij elkaar genomen hebben zowel de GLO verdeling (voor duren t/m 12 uur) als de GEV verdeling (voor duren langer dan 12 uur) nog bepaalde tekortkomingen en daarom lijkt het zinvol om bij een toekomstige update te onderzoeken of er nog alternatieve kansverdelingen zijn die mogelijk beter voldoen. Bij voorkeur een kansverdeling die goed past bij de neerslagextremen van alle hier beschouwde neerslagduren, ofwel voor duren van 10 minuten tot en met 10 dagen.

Voor het winterseizoen bleek de aansluiting van de neerslagstatistiek voor de korte en de lange neerslag duren veel minder voeten in de aarde te hebben. Vanaf duren langer dan 12 uur blijft de STOWA2015 winterstatistiek onveranderd van toepassing. Voor duren t/m 12 uur is ten behoeve van de aansluiting de STOWA2018 winterstatistiek met een factor 1.07 vermenigvuldigd. Dit verschil van 7% is consistent met het feit dat de STOWA2015 winterstatistiek (voor de lange duren) is afgeleid van de De Bilt reeks en deze statistiek is dus representatief voor De Bilt, terwijl de STOWA2018 winterstatistiek (voor de korte duren) is afgeleid uit gepoolde neerslagdata van 31 stations in Nederland, waarmee deze statistiek dus in principe representatief is voor het Nederlands gemiddelde. De conclusie die hieruit getrokken kan worden is dat de terugkeerniveaus in de winterstatistiek voor De Bilt 7% hoger zijn dan die in de winterstatistiek gemiddeld over Nederland. Dit verschil in winterstatistiek tussen De Bilt en het gemiddelde over Nederland (voor het grootste deel van Nederland is de winterstatistiek lager dan die voor De Bilt) wordt bevestigd in Deelrapport 3. Voor de volledigheid wordt hier ook nog vermeld dat de jaarstatistieken voor De Bilt en het Nederlandse gemiddelde wel (nagenoeg) gelijk zijn.

In de discussie van STOWA2018 werd ook al op een aanpassing van de winterstatistiek in deze richting gehint. Echter naast het verschil van 7% werd daarin ook nog rekening gehouden met een aanpassing van de vormparameter voor lange duren. Dit blijkt uiteindelijk toch niet nodig vanwege het geringe verschil tussen de vormparameter waarden voor de winter gebruikt in STOWA2015 (in dat rapport werd voor de vormparameter geen onderscheid gemaakt tussen jaar- en winterstatistiek) en de in Deelrapport 3 geschatte vormparameters voor het (STOWA) winterseizoen op basis van de 219 handregenmeter stations (zie Deelrapport3, figuur 2). In STOWA2018 is ook de keuze gemaakt om het methodische verschil in de afleiding van de statistiek (zowel voor de jaarstatistiek als die voor de winterperiode) voor de korte en de lange neerslagduren te leggen bij een duur van 12 uur. Deze keuze is in dit deelrapport gehandhaafd.

Door de aanpassing van de jaarstatistiek voor duren langer dan 12 uur behoeven ook de klimaatscenario resultaten in STOWA2015 aanpassing. Deze aanpassing is onderwerp van Deelrapport 2. In dat deelrapport worden voor het eerst ook KNMI'14 klimaatscenario statistieken voor het jaar gegeven voor duren korter dan 2 uur. In STOWA2018, neerslagstatistieken voor de korte duren, zijn wel de jaarstatistiek en de winterstatistiek onderscheiden, maar niet meer de zomerstatistiek (mrt t/m okt). De aanpassingen in dit deelrapport hebben ook betrekking op de jaar- en winterstatistiek. Het feit dat de jaarstatistiek gedomineerd wordt door zomer gebeurtenissen (en daardoor de zomer- en jaarstatistiek bij benadering hetzelfde zijn) maakt een aparte zomerstatistiek feitelijk overbodig. Dit blijkt bijvoorbeeld uit het geringe verschil tussen de zomer- en jaarstatistiek voor duren tussen 2 uur en 8 dagen in STOWA2015 (vergelijk tabellen 3.1 en 3.2, pag. 58). Dit geldt

zo mogelijk nog sterker voor neerslagduren korter dan 2 uur waarvoor de jaarstatistiek vooral gedomineerd wordt door kortdurende convectieve buien die typisch zijn voor de zomermaanden.

Een niet onbelangrijk onderwerp in relatie tot de neerslagstatistiek dat tot nu toe onbesproken is gebleven is de onzekerheid in de statistiek. Door de gedeeltelijke ‘handmatige’ aanpassingen en de uiteindelijke keuzes van de GEV en GLO vormparameters is het niet zo maar mogelijk om de onzekerheid van de terugkeerniveaus te kwantificeren. Dat betekent niet dat er helemaal niets over de onzekerheid in de in dit deelrapport gepresenteerde basisstatistiek gezegd kan worden. In STOWA2018 zijn 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeerniveaus afgeleid op basis van de zogenoemde ‘profile likelihood methode’ (zie bijv. Coles 2001). Zulke intervallen zijn afgeleid voor duren van 10-, 30- en 60 minuten en 2- en 12 uur bij herhalingstijden van 10, 20, 50 100, 200, 500 en 1000 jaar. Voor tussenliggende duren en herhalingstijden zijn de 95% intervallen geïnterpoleerd en daaruit zijn de (95%) ranges in de statistiektabellen en de onzekerheidsbanden voor de regenduurlijnen bepaald. Die profile likelihood resultaten kunnen hier nuttig gebruikt worden. Wanneer de (onder- en bovengrenzen van de) 95% betrouwbaarheidsintervallen uitgedrukt worden in een percentage van de centrale waarde dan blijken die grenzen wel sterk af te hangen van de herhalingstijd maar niet erg van de neerslagduur. Tabel 7 presenteert de relatieve onder- en bovengrenzen van de 95% range gemiddeld over de 5 duren waarvoor de profile likelihood in STOWA2018 is berekend. Wat opvalt is dat de range (of wel de onzekerheid) sterk toeneemt met de herhalingstijd en dat de range niet symmetrisch is, de bovengrens wijkt meer van de centrale waarde af dan de ondergrens, consistent met de profile likelihood ranges in STOWA2018. Nadere beschouwing van de procentuele onder- en bovengrenzen laat zien dat deze voor de individuele neerslagduren bij een herhalingstijd van 10 jaar minder dan 1% afwijken van de gemiddelde onder- of bovengrens en dat die afwijkingen bij een herhalingstijd van 1000 jaar maximaal een paar procent bedragen. Om dit beeld nog wat completer te maken is voor een neerslagduur van 24 uur en bij herhalingstijden van 10 en 200 jaar ook nog de profile likelihood range op basis van de GEV verdeling berekend. De afwijkingen van de boven- en ondergrenzen hiervan ten opzichte van de gemiddelden in tabel 7 vallen binnen de spreiding van de afwijkingen voor de neerslagduren tot en met 12 uur. Op basis hiervan wordt geconcludeerd dat de relatieve waarden voor de onder- en bovengrenzen in tabel 7 realistische schattingen van de onzekerheid in de statistiek geven, in elk geval voor duren van 10 minuten t/m 24 uur. Voor duren langer dan 24 uur zou eigenlijk een aparte onzekerheidsanalyse uitgevoerd moeten worden, waarbij de profile likelihood methode bij voorbaat afvalt omdat de GEV parameters niet allemaal uit de zelfde historische data zijn afgeleid. In dit geval zou een bruikbare alternatieve methode de zogenoemde delta-methode zijn, in combinatie met een bootstrap voor het bepalen van de standaard afwijkingen en correlatiecoëfficiënten van de geschatte GEV parameters. In een dergelijke onzekerheidsanalyse was in dit project niet voorzien, maar indien deze betrouwbaarheidsintervallen belangrijk gevonden worden dient daar in een vervolgstudie aandacht aan besteed te worden. Dat zelfde geldt voor betrouwbaarheidsintervallen voor de winterstatistiek. Ondanks het ontbreken van een aparte onzekerheidsanalyse voor duren langer dan 24 uur worden de grenswaarden in tabel 7 ook gebruikt om een 1<sup>e</sup> orde schatting van de betrouwbaarheidsrange voor duren van 2, 4 en 8 dagen te geven. Tabel 8 geeft het resultaat van de combinatie van tabel 7 met de centrale waarden in tabel 2 als 95% ranges voor de basisstatistiek. Om het zeer ruwe karakter van deze ranges voor duren groter dan 24 uur te benadrukken zijn de ranges voor duren van 2, 4 en 8 dagen cursief weergegeven. Voor duren van 10 minuten t/m 12 uur en herhalingstijden t/m 100 jaar (d.w.z. voor

de basisstatistiek die ongewijzigd is ten opzichte van STOWA2018, zie tabel 3) zijn deze ranges vrijwel identiek aan die in STOWA2018 (tabel 3, pag. 23)<sup>13</sup>.

**TABEL 7** GEMIDDELTE WAARDE VAN ONDER- EN BOVENRENS VAN DE 95% RANGE T.O.V. DE CENTRALE WAARDE IN TABEL 2 IN PROCENT (AFGEROND OP HELE PROCENTEN). TOEPASBAAR OP DUREN VAN 10 MINUTEN T/M 24 UUR. TUSSEN HAAKJES HET AFGERONDE PERCENTAGE ALS FACTOR

<i>T</i> [jaar]	Ondergrens	Bovengrens
0,5	nb	nb
1	nb	nb
2	nb	nb
5	nb	nb
10	-4 (0.96)	+5 (1.05)
20	-5 (0.95)	+6 (1.06)
25	-6 (0.94)	+9 (1.09)
50	-7 (0.93)	+9 (1.09)
100	-9 (0.91)	+11 (1.11)
200	-11 (0.89)	+13 (1.13)
250	-12 (0.88)	+13 (1.13)
500	-14 (0.86)	+17 (1.17)
1000	-16 (0.84)	+20 (1.20)

**TABEL 8** 95% RANGE BEHOREND BIJ DE BASISSTATISTIEK VOOR HET JAAR IN TABEL 2 O.B.V. DE FACTOREN IN TABEL 7. NEERSLAGHOEVEELHEDEN AFGEROND OP HELE MM. RANGES VOOR 2, 4 EN 8 DAGEN ZIJN INDICATIEF (CURSIEF WEERGEGEVEN, ZIE HOOFDTEKST VOOR TOELICHTING)

<i>T</i> [jaar]	Neerslagduur										
	10 min	30 min	60 min	2 uur	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen
0.5	nb	nb	nb	nb	nb	nb	nb	nb	<i>nb</i>	<i>nb</i>	<i>nb</i>
1	nb	nb	nb	nb	nb	nb	nb	nb	<i>nb</i>	<i>nb</i>	<i>nb</i>
2	nb	nb	nb	nb	nb	nb	nb	nb	<i>nb</i>	<i>nb</i>	<i>nb</i>
5	nb	nb	nb	nb	nb	nb	nb	nb	<i>nb</i>	<i>nb</i>	<i>nb</i>
10	17-18	24-27	30-33	35-39	41-45	47-52	51-56	60-66	<i>72-79</i>	<i>88-96</i>	<i>111-122</i>
20	19-22	29-32	35-39	42-47	49-54	55-61	59-66	69-77	<i>81-90</i>	<i>97-108</i>	<i>121-135</i>
25	20-23	30-35	37-43	44-51	51-59	58-67	61-71	71-83	<i>83-96</i>	<i>99-115</i>	<i>123-142</i>
50	23-27	36-42	44-52	53-62	60-71	67-79	71-83	81-95	<i>93-108</i>	<i>108-127</i>	<i>132-154</i>
100	26-32	42-51	53-64	62-76	71-87	78-96	82-100	90-110	<i>101-124</i>	<i>117-142</i>	<i>139-169</i>
200	30-38	49-62	62-79	72-92	79-100	85-107	87-111	100-127	<i>111-140</i>	<i>125-158</i>	<i>145-184</i>
250	31-40	51-66	66-84	76-98	83-106	88-113	91-116	103-132	<i>113-145</i>	<i>127-163</i>	<i>147-188</i>
500	35-48	61-82	78-106	90-123	96-131	101-137	103-140	113-154	<i>123-167</i>	<i>135-183</i>	<i>153-208</i>
1000	40-57	71-102	93-133	107-153	113-161	116-166	117-167	124-178	<i>132-189</i>	<i>142-203</i>	<i>157-226</i>

Tot slot, de actualisatie van de basisstatistiek in dit deelrapport heeft ook gevolgen voor de toepasbaarheid van de lange uurwaardenreeks van station De Bilt die in STOWA2015 is geconstrueerd. Om consistent met de aangepaste basisstatistiek (voor duren vanaf 1 uur) te blijven dient die De Bilt uurwaardenreeks ook op punten aangepast te worden. Dit is het onderwerp van Deelrapport 7 “Neerslagreeksen voor het waterbeheer”.

13 Met uitzondering van de ondergrenzen bij een herhalingsduur voor 50 jaar die, naar nu blijkt, in TABEL 3 in STOWA2018 systematisch iets te laag zijn.

# DANKWOORD

Adri Buishand wordt nadrukkelijk bedankt voor het delen van zijn kennis en ervaring op het gebied van extreme neerslagstatistiek en voor zijn inbreng in discussies over de keuzes en de verantwoording van die keuzes die tot de resultaten in dit deelrapport hebben geleid.

# LITERATUUR

## ACRONIEMEN VOOR VEELVULDIG GECITEERDE LITERATUUR

**KNMI2009:** Buishand, T.A., R. Jilderda & J.B. Wijngaard, 2009. Regionale verschillen in extreme neerslag. Wetenschappelijk rapport WR 2009-01, KNMI, De Bilt.

**STOWA2004:** Smits, I., J. Wijngaard, R. Versteeg, & M. Kok, 2004. Statistiek van extreme neerslag in Nederland. STOWA Rapport 2004-26. STOWA, Utrecht.

**STOWA2015:** Beersma, J., J. Bessembinder, T. Brandsma, R. Versteeg & H. Hakvoort, 2015. Actualisatie meteogegevens voor waterbeheer 2015. STOWA Rapport 2015-10. STOWA, Amersfoort.

**STOWA2018:** Beersma, J., R. Versteeg & H. Hakvoort, 2018. Neerslagstatistieken voor korte duren; Actualisatie 2018. STOWA Rapport 2018-12. STOWA, Amersfoort.

**STOWA2019-DR1:** Beersma, J. & R. Versteeg, 2019. Basisstatistiek voor extreme neerslag in Nederland. *Deelrapport 1 (dit deelrapport)*. In: Beersma, J., H. Hakvoort, R. Jilderda, A. Overeem & R. Versteeg, 2019. Neerslagstatistiek en -reeksen voor het waterbeheer 2019. STOWA Rapport 2019-19. STOWA, Amersfoort.

## ALFABETISCH

Beersma, J., J. Bessembinder, T. Brandsma, R. Versteeg & H. Hakvoort, 2015. Actualisatie meteogegevens voor waterbeheer 2015. STOWA Rapport 2015-10. STOWA, Amersfoort.

Beersma, J., R. Versteeg & H. Hakvoort, 2018. Neerslagstatistieken voor korte duren; Actualisatie 2018. STOWA Rapport 2018-12. STOWA, Amersfoort.

Brandsma, T., 2014. Comparison of automatic and manual precipitation networks in the Netherlands. KNMI Technisch rapport. TR347. Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut, De Bilt. pp. 44.

Buishand, T.A., 1991. Extreme rainfall estimation by combining data from several sites. *Hydrological Sciences Journal*, 36:4, pp. 345-365, DOI: 10.1080/02626669109492519.

Buishand, T.A., G. De Martino, J.N. Spreeuw & T. Brandsma, 2013. Homogeneity of precipitation series in the Netherlands and their trends in the past century. *International Journal of Climatology*, Vol. 33, pp. 815-833.

Buishand, T.A., R. Jilderda & J.B. Wijngaard, 2009. Regionale verschillen in extreme neerslag. Wetenschappelijk rapport WR 2009-01, KNMI, De Bilt.

Coles, S., 2001. An introduction to statistical modeling of extreme values. Springer Verlag Londen. pp. 208.

Cooley, D., J. Cisewski, R.J. Erhardt, S. Jeon, E. Mannshardt, B.O. Omolo, & Y. Sun, 2012. A survey of spatial extremes: measuring spatial dependence and modeling spatial effects. *REVSTAT - Statistical Journal*, Vol. 10, No. 1, pp. 135-165.

Davison, A.C., S.A. Padoan & M. Ribatet, 2012. Statistical Modeling of Spatial Extremes. *Statistical Science*, Vol. 27, No. 2, pp. 161-186.

Langbein, W.B., 1949. Annual floods and the partial-duration flood series. *Transactions American Geophysical Union*, 30, 870-881.

Overeem, A., T.A. Buishand, I. Holleman & R. Uijlenhoet, 2010. Extreme value modeling of areal rainfall from weather radar. *Water Resources Research*, 46, W09514, doi:10.1029/2009WR008517.

Overeem, A. & A. Buishand, 2012. Statistiek van extreme gebiedsneerslag in Nederland. Technisch rapport TR-332, KNMI, De Bilt, pp. 35.

Smits, I., J. Wijngaard, R. Versteeg & M. Kok, 2004. Statistiek van extreme neerslag in Nederland. STOWA Rapport 2004-26. STOWA, Utrecht.

STATISTIEK VOOR EXTREME NEERSLAG  
VOOR KLIMAATSCENARIO'S

2019

**19**

**RAPPORT**

**DEELRAPPORT 2**



DEELRAPPORT 2

# STATISTIEK VOOR EXTREME NEERSLAG VOOR KLIMAATSCENARIO'S

AUTEURS     Rudolf Versteeg (HKV)  
                 Jules Beersma (KNMI)

## INHOUD

1	INLEIDING EN DOELSTELLING	39
2	KLIMAATSCENARIO STATISTIEK VOOR 24 UUR T/M 10 DAGEN (LANGE DUREN)	40
3	KLIMAATSCENARIO STATISTIEK VOOR 10 MINUTEN TOT 24 UUR (KORTE DUREN)	42
4	PRODUCTEN	46
	LITERATUUR	48



# 1

## INLEIDING EN DOELSTELLING

De statistiek voor het huidige klimaat voor duren van 10 minuten tot 10 dagen is beschreven in Deelrapport 1. In dit deel van de rapportage gaan we in op de verandering van de statistiek ten gevolge van klimaatverandering. Die statistiek is eerder opgeleverd in STOWA Rapport 2015-10 verder afgekort als STOWA2015, maar daar is niet expliciet rekening gehouden met de verandering van de neerslag voor de korte duren (10 minuten tot 24 uur). Om ook met deze laatste rekening te houden is in overleg met de projectgroep besloten dat voor de korte duren 6 scenario's worden opgesteld: één lower en één upper scenario voor zowel 2030, 2050 als 2085. Voor de lange duren houden we wel de 27 bestaande klimaatscenario's zoals genoemd in STOWA2015 aan. De neerslagvolumes in die scenario's veranderen echter ook omdat de statistiek voor het huidige klimaat verandert.

In hoofdstuk 2 bespreken we de afleiding van de klimaatstatistiek van de lange duren. In hoofdstuk 3 is de afleiding van de klimaatstatistiek van de korte duren beschreven.

## 2

# KLIMAATSCENARIO STATISTIEK VOOR 24 UUR T/M 10 DAGEN (LANGE DUREN)

In Deelrapport 1 is de aanpassing van de statistiek voor lange durren beschreven. De verschillen met STOWA2015 zijn bij lange herhalingsduren en durren van 24 uur en 2 dagen meer dan 10 % (maximaal 27% bij 24 uur en een herhalingsduren van 1000 jaar, zie Deelrapport 1, paragraaf 2.6.2). Deze veranderingen verwerken we ook in de klimaatstatistiek uit STOWA2015. Omdat de klimaatstatistiek een relatieve verandering is ten opzichte van het huidige klimaat kunnen we de verandering in de statistiek van het huidige klimaat ook relatief door laten werken in de klimaatstatistiek.

We passen de statistiek voor elk van de 27 klimaatscenario's daarom aan met de in Deelrapport 1, tabel 3 genoemde procentuele verandering. Deze procentuele verandering bepalen we voor elke duur vanaf 24 uur door de exacte jaarstatistiek zoals berekend met de regressievergelijkingen uit Deelrapport 1 te delen door de exacte jaarstatistiek zoals berekend met de regressievergelijkingen in STOWA2015. De uiteindelijke statistiek voor scenario 2050\_WL\_upper is weergegeven in tabel 1. In tabel 2 zijn de relatieve verschillen tussen STOWA (2015) en deze studie weergegeven voor scenario 2050\_WL\_upper.

**TABEL 1** JAARSTATISTIEK VOOR SCENARIO 2050\_WL\_UPPER (STOWA(2015) EN DIT DEELRAPPORT, AANGEDUID MET STOWA(2019)); NEERSLAGHOEVELHEDEN (IN MM) BIJ VERSCHILLENDE NEERSLAGDUREN TUSSEN 24 UUR EN 8 DAGEN

T [jaar]	Neerslagduur							
	STOWA (2015)				STOWA (2019)			
	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen
0.5	33.6	42.3	54.5	71.9	34.1	43.1	55.9	74.9
1	40.9	50.9	65.0	85.9	41.7	51.9	66.3	87.6
2	48.5	59.8	75.8	99.5	50.1	61.4	77.2	100.3
5	59.2	72.1	90.3	116.7	62.5	75.0	92.2	117.0
10	67.8	81.8	101.4	129.3	72.9	86.1	104.0	129.5
20	76.9	91.9	112.7	141.5	84.4	98.1	116.2	142.0
25	79.9	95.3	116.4	145.3	88.4	102.1	120.3	146.0
50	89.5	105.9	127.9	157.0	101.4	115.2	133.2	158.5
100	99.7	117.0	139.6	168.3	115.8	129.2	146.5	170.9
200	110.4	128.5	151.5	179.3	131.6	144.3	160.4	183.3
250	113.9	132.3	155.4	182.7	137.0	149.4	165.0	187.2
500	125.4	144.4	167.5	193.2	154.9	165.9	179.5	199.6
1000	137.4	157.0	179.8	203.4	174.6	183.6	194.6	211.8

TABEL 2

RELATIEVE VERSCHILLEN IN NEERSLAGHOEVELHOEDEN (%) TUSSEN DE JAARSTATISTIEK VOOR SCENARIO 2050\_WL\_UPPER EN DIE UIT STOWA2015 (24 UUR TOT EN MET 8 DAGEN)

<i>T</i> [jaar]	Neerslagduur			
	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen
0.5	1.3	1.7	2.6	4.1
1	2.0	2.0	2.0	2.0
2	3.2	2.7	1.9	0.9
5	5.5	4.0	2.1	0.2
10	7.5	5.3	2.6	0.2
20	9.9	6.7	3.2	0.4
25	<b>10.7</b>	7.2	3.4	0.5
50	<b>13.3</b>	8.7	4.1	1.0
100	<b>16.2</b>	<b>10.5</b>	4.9	1.5
200	<b>19.2</b>	<b>12.3</b>	5.9	2.2
250	<b>20.2</b>	<b>12.9</b>	6.2	2.5
500	<b>23.6</b>	<b>14.9</b>	7.2	3.3
1000	<b>27.1</b>	<b>17.0</b>	8.2	4.2

Verder vermelden we hier dat de winterstatistiek voor de lange duren in het huidige klimaat niet verandert (Deelrapport 1, hoofdstuk 3), en daarom ook niet de klimaatstatistiek voor de winter.

De klimaatscenario statistiektabellen voor duren van 24 uur t/m 10 dagen (lange duren) voor alle (27) KNMI 14 klimaatscenario's zijn opgenomen op [Meteobase.nl](http://meteobase.nl).

## 3

## KLIMAATSCENARIO STATISTIEK VOOR 10 MINUTEN TOT 24 UUR (KORTE DUREN)

De neerslagstatistiek voor korte uren verandert in de toekomst anders dan de neerslag voor lange uren. In de KNMI'14 scenario's is dit weergegeven met de indicatoren 'dagelijkse hoeveelheid die eens in de 10 jaar wordt overschreden' en 'maximum uurneerslag per jaar'. Die eerste indicator is in de klimaatscenario statistiek in STOWA2015 verwerkt, de tweede indicator niet. De procentuele verandering die hoort bij die twee indicatoren zoals beschreven in de KNMI'14 scenario's voor 2050 zijn weergegeven in tabel 3. Het eerste getal is de ondergrens van de verandering, het tweede getal de bovengrens. Als we de veranderingen bekijken zien we dat de bovengrens van zowel de verandering in de uurneerslag als de dagelijkse hoeveelheid goed met elkaar overeen komen. De ondergrens, en daardoor ook de centrale schatting zijn wel duidelijk verschillend. Zo nemen de dagelijkse extremen in bijvoorbeeld de ondergrens van 2050\_WH (2050\_WH\_lower) met 2,5% toe en nemen de uurlijkse extremen met 13% toe. Er zit dus een sprong/overgang in de neerslagveranderingen tussen 2 en 24 uur en hiermee dient rekening gehouden te worden bij de klimaatscenario statistiek tussen 2 uur en 24 uur.

TABEL 3 VERANDERING VAN DE EXTREME NEERSLAG IN DE KNMI'14 KLIMAATSCENARIO'S (KNMI'14 BROCHURE)

Scenario	Indicator	
	Dagelijkse hoeveelheid die eens per 10 jaar wordt overschreden	Maximum uurneerslag per jaar
2050		
G <sub>L</sub>	+1,7 tot +10%	+5,5 tot +11%
G <sub>H</sub>	+2,0 tot +13%	+7,0 tot +14%
W <sub>L</sub>	+3,0 tot +21%	+12 tot +23%
W <sub>H</sub>	+2,5 tot +22%	+13 tot +25%

Om het verschil in neerslagverandering tussen 2 uur en 24 uur op te lossen interpoleren we tussen de uren. Voor die interpolatie gebruiken we voor de korte uren de veranderingen getallen voor de "maximum uurneerslag per jaar" zoals opgenomen in de KNMI'14 scenario's (in de klimaatscenario tabel in de KNMI'14 brochure) en voor de lange uren de statistiek zoals eerder afgeleid in STOWA2015. We doen dit voor 6 scenario's: een zogenaamd lower en upper scenario voor 2030, 2050 en 2085. De betreffende scenario's en de bijbehorende KNMI'14 scenario's voor uren tot en met 2 uur en voor uren vanaf 24 uur zijn weergegeven in tabel 4.

In deze tabel correspondeert de laatste kolom, de geselecteerde lower en upper scenario's voor uren van 24 uur t/m 10 dagen, met de scenario's die in STOWA2015 voor uren vanaf 24 uur de kleinste dan wel grootste (procentuele) veranderingen geven. Merk op dat dit in drie gevallen niet het zelfde klimaatscenario is als volgens de lower en upper grenzen voor de

“Dagelijkse hoeveelheid die eens per 10 jaar wordt overschreden” in de KNMI'14 brochure<sup>1</sup>. Deze zijn in de tabel vet weergegeven. Voor de interpolatie zijn de STOWA2015 resultaten voor duren van 24 uur en langer corresponderend met de scenario's in de tabel gebruikt.

**TABEL 4** LOWER EN UPPER KNMI'14 SCENARIO'S VOOR RESPECTIEVELIJK 10 MINUTEN T/M 2 UUR (O.B.V. KNMI'14 BROCHURE) EN 24 UUR T/M 10 DAGEN (O.B.V. STOWA2015)

Scenario	KNMI'14 scenario 10 min t/m 2 uur (KNMI'14 brochure)	KNMI'14 scenario 24 uur t/m 10 dagen (STOWA2015)
2030 Lower	2030___lower	2030___lower
2030 Upper	2030___upper	2030___upper
2050 Lower	2050_GL_lower	2050_GH_lower
2050 Upper	2050_WH_upper	2050_WL_upper
2085 Lower	2085_GL_lower	2085_GH_lower
2085 Upper	2085_WL_upper	2085_WL_upper

Om de klimaatscenario statistiek voor duren van 10 minuten tot 24 uur (korte duren) te bepalen voeren we de volgende stappen uit:

- We vermenigvuldigen de neerslaghoeveelheden voor 10 minuten t/m 2 uur uit Deelrapport 1 met de procentuele verandering conform de procentuele toename in Tabel 5. Bij de bepaling van die veranderingen is rekening gehouden met de al opgetreden temperatuurstijging van 0.3°C tussen 1995 en 2014, het referentiejaar voor de basisstatistiek. Om de neerslagverandering ten opzichte van 2014 te bepalen wordt daarom de neerslagverandering ten opzichte van 1995 vermenigvuldigd met een  $\Delta T$  factor die is bepaald als  $\Delta T \text{ factor} = (\Delta T_{\text{klimaatscenario}} - 0.3) / \Delta T_{\text{klimaatscenario}}$ . De procentuele veranderingen in Tabel 5 zijn daardoor kleiner dan die in de KNMI'14 brochure (en die in de 3<sup>e</sup> kolom van tabel 3). Tabel 6 geeft de op deze wijze bepaalde neerslaghoeveelheden voor het 2050 Upper scenario voor duren van 10 minuten t/m 2 uur (kolommen 2 t/m 5). Tabel 7 geeft de procentuele toename ten opzichte van de statistiek voor het huidige klimaat (kolommen 2 t/m 5, en die toename is dus per definitie voor de duren tussen 10 minuten en 2 uur en alle herhalingstijden gelijk).

**TABEL 5** PROCENTUELE TOENAME IN EXTREME NEERSLAG VOOR DE LOWER EN UPPER SCENARIO'S VOOR 2030, 2050 EN 2085 (GELDIG VOOR NEERSLAGDUREN VAN 10 MINUTEN T/M 2 UUR)

Scenario	KNMI'14 scenario 10 min t/m 2 uur	T [°C]	T factor [-]	Neerslag-verandering tov 1995 [%]	Neerslag-verandering tov 2014 [%]
2030 "lower"	2030___lower	1.0	0.7	5.5	3.9
2030 "upper"	2030___upper	1.0	0.7	11	7.7
2050 "lower"	2050_GL_lower	1.0	0.7	5.5	3.9
2050 "upper"	2050_WH_upper	2.0	0.85	25	21.3
2085 "lower"	2085_GL_lower	1.5	0.8	8	6.4
2085 "upper"	2085_WL/WH_upper	3.5	0.914	45	41.1

1 Dit heeft onder andere te maken met het feit dat in STOWA2015 de historische De Bilt reeks op basis van de KNMI'14 klimaatscenario's naar de toekomst is getransformeerd, waarbij ook rekening wordt gehouden met de bij behorende toe- of afname van natte dagen in de klimaatscenario's waardoor het uiteindelijke effect van de KNMI'14 klimaatscenario's op de statistiek van meer af hangt dan alleen de indicator “Dagelijkse hoeveelheid die eens per 10 jaar wordt overschreden”.

- We bepalen de procentuele toename bij een duur van 24 uur op basis van de resultaten uit hoofdstuk 2. Tabel 6 geeft de neerslaghoeveelheden voor het 2050 Upper scenario voor 24 uur in de laatste kolom. Deze volgen uit de herziening uit hoofdstuk 2. Tabel 7 geeft voor 24 uur (laatste kolom) de procentuele toename ten opzichte van de statistiek voor het huidige klimaat uit Deelrapport 1. Deze is afhankelijk van de herhalingsstijd en voor dit scenario ook per definitie gelijk aan de procentuele toename uit STOWA2015 voor 2050\_WL\_upper voor 24 uur.
- Voor duren groter dan 2 uur en kleiner dan 24 uur worden de procentuele toenames lineair geïnterpoleerd uit de toenames voor 2 en 24 uur. Tabel 7 geeft voor het 2050 Upper scenario en duren van 4, 8 en 12 uur de geïnterpoleerde procentuele veranderingen (kolommen 6 t/m 8, schuingedrukt).
- De geïnterpoleerde procentuele toenames voor duren tussen 2 en 24 uur tellen we op bij de statistiek van het huidige klimaat, de basisstatistiek zoals bepaald in Deelrapport 1. Het resultaat is voor het 2050 Upper scenario voor de duren 4, 8 en 12 uur weergegeven in Tabel 6 (kolommen 6 t/m 8).

De klimaatscenario statistiektabellen voor neerslagduren tussen 10 minuten en 24 uur voor het 2050 Upper scenario en de 5 andere scenario's zijn beschikbaar op [Meteobase.nl](http://Meteobase.nl).

**TABEL 6** KLIMAATSCENARIO STATISTIEK VOOR HET SCENARIO 2050 UPPER VOOR HET JAAR; NEERSLAGHOEVEELHEDEN (IN MM) BIJ VERSCHILLENDE NEERSLAGDUREN TUSSEN 10 MINUTEN EN 24 UUR

T [jaar]	Neerslagduur							
	10 min	30 min	60 min	2 uur	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur
0.5	9.8	12.7	15.2	18.6	22.4	26.4	28.8	34.1
1	12.3	16.3	19.7	23.7	28.2	33.0	35.9	41.7
2	14.8	20.1	24.3	29.0	34.2	39.8	43.1	50.1
5	18.3	25.7	31.2	37.2	43.4	49.9	53.6	62.5
10	21.2	30.7	37.5	44.6	51.7	58.8	62.8	72.9
20	24.6	36.6	45.2	53.6	61.7	69.5	73.7	84.4
25	25.8	38.8	47.9	56.8	65.3	73.4	77.6	88.4
50	30.0	46.4	57.8	68.6	78.3	87.0	91.3	101.4
100	34.8	55.6	69.9	83.0	94.2	103.5	107.6	115.8
200	40.5	66.7	84.8	98.6	107.2	114.1	117.2	131.6
250	42.5	70.8	90.3	104.9	113.5	120.2	123.0	137.0
500	49.5	85.3	110.0	127.3	135.7	141.3	143.1	154.9
1000	57.8	103.0	134.2	154.8	162.6	166.4	166.6	174.6

TABEL 7

PROCENTUELE TOENAME IN NEERSLAGHOEVEELHEDEN (%) TUSSEN DE BASISSTATISTIEK VOOR HET JAAR (DEELRAPPORT 1) EN DE KLIMAATSCENARIO STATISTIEK VOOR SCENARIO 2050 UPPER (10 MINUTEN T/M 24 UUR)

<i>T</i> [jaar]	Neerslagduur							
	10 min	30 min	60 min	2 uur	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur
0.5	21.3	21.3	21.3	21.3	20.4	18.8	17.1	12.2
1	21.3	21.3	21.3	21.3	20.5	19.1	17.7	13.4
2	21.3	21.3	21.3	21.3	20.6	19.4	18.1	14.4
5	21.3	21.3	21.3	21.3	20.7	19.6	18.6	15.3
10	21.3	21.3	21.3	21.3	20.8	19.8	18.8	15.9
20	21.3	21.3	21.3	21.3	20.8	19.9	19.0	16.3
25	21.3	21.3	21.3	21.3	20.8	19.9	19.1	16.4
50	21.3	21.3	21.3	21.3	20.8	20.0	19.2	16.8
100	21.3	21.3	21.3	21.3	20.9	20.1	19.4	17.1
200	21.3	21.3	21.3	21.3	20.9	20.2	19.5	17.3
250	21.3	21.3	21.3	21.3	20.9	20.2	19.5	17.4
500	21.3	21.3	21.3	21.3	20.9	20.3	19.6	17.6
1000	21.3	21.3	21.3	21.3	20.9	20.3	19.7	17.8

## 4

## PRODUCTEN

Op Meteobase.nl zijn de volgende statistieken voor de klimaatscenario's beschikbaar gesteld, waarbij verschil is gemaakt tussen korte duren (duren van 10 minuten tot 24 uur) en lange duren (24 uur tot 9 dagen):

TABEL 8 OVERZICHT VAN BESCHIKBARE STATISTIEKEN VOOR KLIMAATSCENARIO'S

Korte duren	Lange duren
2030_lower	2030____lower
	2030____centr
2030_upper	2030____upper
	2050_GL_lower
2050_lower	2050_GL_centra
	2050_GL_upper
	2050_GH_lower
	2050_GH_centra
	2050_GH_upper
	2050_WL_lower
2050_upper	2050_WL_centra
	2050_WL_upper
	2050_WH_lower
	2050_WH_centra
	2050_WH_upper
2085_lower	2085_GL_lower
	2085_GL_centra
	2085_GL_upper
	2085_GH_lower
	2085_GH_centra
	2085_GH_upper
2085_upper	2085_WL_lower
	2085_WL_centra
	2085_WL_upper
	2085_WH_lower
	2085_WH_centra
	2085_WH_upper

De statistieken voor de klimaatscenario's voor de korte duren en de lange duren ten opzichte van de in 2015 afgeleide statistiek (STOWA2015) zijn met name veranderd door de veranderingen in de statistiek voor korte duren tot 12 uur zoals beschreven in STOWA2018 en voor de lange duren zoals beschreven in Deelrapport 1. Dit betekent een toename in neerslagvolumes voor zowel de korte als lange duren. In STOWA2018, hoofdstuk 2, tabel 7 is te zien dat de toename in neerslag bij een herhalingstijd van 100 jaar voor duren tot 12 uur rond 25% ligt. Voor de langere duren neemt deze toename af en is bij 24 uur ongeveer 16% en neemt verder



af tot 1,5% bij een duur van 8 dagen (Deelrapport 1, paragraaf 2.6, tabel 3). Bij langere herhalingstijden zijn de verschillen groter, bij kortere herhalingstijden zijn de verschillen kleiner. Voor details verwijzen we naar de betreffende tabellen.

Naast bovengenoemd verschil is ten opzichte van de in 2015 afgeleide statistiek expliciet rekening gehouden met de verandering van de statistiek voor korte duren zoals weergegeven in de KNMI'14 scenario's. Voor duren langer dan 24 uur verandert hierdoor niets, maar voor de korte duren tot 24 uur betekent dit voor de meeste scenario's een extra toename ten opzichte van de bovenbeschreven verschillen. Deze toename ligt voor duren tot 2 uur in de lower scenario's rond 8% en in de upper scenario's rond 3%. Voor duren van 2 tot 24 uur neemt deze toename geleidelijk af tot 0%.

Voor de winter zijn de verschillen ten opzichte van 2015 veel kleiner. Voor duren van 4 uur en langer zijn de verschillen verwaarloosbaar. Alleen voor 1 uur en 2 uur is de toename ten opzichte van 2015 respectievelijk 7 en 3%. Dit wordt veroorzaakt door de achtereenvolgens in STOWA2018 en in Deelrapport 1 beschreven aanpassingen van de statistiek voor korte duren in de winter. Andere wijzigingen voor de winterstatistiek zijn er niet.

# LITERATUUR

## **ACRONIEMEN VOOR VEELVULDIG GECITEERDE LITERATUUR**

STOWA2015: Beersma, J., J. Bessembinder, T. Brandsma, R. Versteeg & H. Hakvoort, 2015. Actualisatie meteogegevens voor waterbeheer 2015. STOWA Rapport 2015-10. STOWA, Amersfoort.

STOWA2018: Beersma, J., R. Versteeg & H. Hakvoort, 2018. Neerslagstatistieken voor korte duren; Actualisatie 2018. STOWA Rapport 2018-12. STOWA, Amersfoort

REGIONALE STATISTIEK VOOR EXTREME NEERSLAG

2019

**19**

**RAPPORT**

**DEELRAPPORT 3**



## DEELRAPPORT 3

REGIONALE STATISTIEK VOOR  
EXTREME NEERSLAG

AUTEURS      Rudmer Jilderda (KNMI)  
                  Adri Buishand (KNMI)  
                  Jules Beersma (KNMI)

## INHOUD

1	INLEIDING EN DOELSTELLINGEN	53
2	DATA EN HOMOGENITEIT	54
3	TIJDSAFHANKELIJKE GEV VERDELING EN DE RUIMTELIJKE VARIATIE VAN HAAR PARAMETERS BINNEN NEDERLAND	57
3.1	De vormparameter	58
3.2	Ruimtelijke variatie van de locatieparameter	59
3.3	De trend in de locatieparameter en zijn ruimtelijke variatie	63
3.4	Ruimtelijke variatie van de dispersiecoëfficiënt	67
4	RUIMTELIJKE CORRELATIE VAN DE GESCHATTE GEV PARAMETERS	70
5	STATISTISCHE SIGNIFICANTIE VAN DE TREND EN DE RUIMTELIJKE VERSCHILLEN IN GEV PARAMETERS	74
5.1	Significantie van de ruimtelijke verschillen in de locatieparameter	74
5.2	Significantie van de trend en ruimtelijke verschillen in de trend	76
5.3	Significantie van de ruimtelijke verschillen in de dispersiecoëfficiënt	78
6	SCHALINGSFACTOREN VOOR DE REGIONALISATIE VAN DE NEERSLAGSTATISTIEK	82

7	REGIONALE NEERSLAGSTATISTIEK	87
8	CONCLUSIES EN DISCUSSIE	92
	DANKWOORD	94
	LITERATUUR	95
Appendix A:	Overzicht van gebruikte neerslagreeksen	99
Appendix B:	Schatting van de GEV parameters	105
Appendix C:	Toepassing van de bootstrap bij neerslagmaxima met inachtneming van trend	107
Appendix D:	Bijzonderheden over gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatters	109

## 1 Inleiding en doelstellingen

Traditioneel wordt in het waterbeheer veel gebruik gemaakt van statistieken van extreme neerslag, die gebaseerd zijn op een lange meetreeks van het KNMI-station De Bilt. In Buishand, e.a. (2009), hierna KNMI2009, is een methode gepresenteerd om de statistiek voor De Bilt op simpele wijze bruikbaar te maken voor andere delen van Nederland. In het STOWA rapport "Actualisatie meteogegevens voor het waterbeheer 2015" (Beersma e.a., 2015), hierna STOWA2015, worden naast een nieuwe neerslagstatistiek voor De Bilt, het kaartje met de neerslagregimes en de bijbehorende schalingsfactoren uit KNMI2009 gegeven voor de regionalisatie van deze statistiek.

In STOWA2015 is ook al op een aantal beperkingen van de regionalisatie in KNMI2009 gewezen. Eén daarvan is, dat deze regionalisatie uitsluitend is uitgevoerd voor neerslagextremen gedurende het gehele jaar en niet voor het eveneens voor STOWA relevante winterseizoen, waarin de regionale verschillen in de statistiek wezenlijk anders kunnen zijn. Daarnaast is in KNMI2009 aangenomen dat het extreme neerslagklimaat niet verandert. Buishand e.a. (2011, 2013) laten echter voor een aantal kenmerken van extreme neerslag zien dat er significante trends zijn en dat er regionale verschillen zijn in de grootte van de trends. Met name dat laatste kan tot gevolg hebben, dat de regionalisatie in KNMI2009 niet meer representatief is voor het huidige neerslagklimaat.

Vanwege veranderingen in extreme neerslag is in STOWA2015 bij de actualisatie van de neerslagstatistiek voor De Bilt wel rekening gehouden met de trend in de extreme neerslag, maar is de regionalisatie niet geactualiseerd. Die actualisatie en het afleiden van de regionalisatie van de statistiek voor het winterseizoen zijn – conform de aanbevelingen in STOWA2015 – de onderwerpen van dit deelrapport.

Het in dit deelrapport beschreven onderzoek heeft als doelstellingen:

- Het actualiseren van de regionale statistiek voor neerslagextremen gedurende het kalenderjaar, rekening houdend met de ruimtelijke verschillen in de trends in de neerslagextremen.
- Het afleiden van een regionale statistiek voor extreme neerslag specifiek in het winterseizoen, ook rekening houdend met ruimtelijke verschillen in de trends.

De gebruikte data, de grootte van regionale verschillen en trends, en de afleiding van schalingsfactoren voor de regionalisatie van de neerslagstatistiek worden beschreven in de hoofdstukken 2 tot en met 6. Om de verschillende stappen, die tot de schalingsfactoren leiden te kunnen volgen, is het niet nodig de hoofdstukken 4 en 5 te lezen. De uiteindelijke regionale neerslagstatistieken worden beschreven in hoofdstuk 7.

## 2 Data en homogeniteit

In KNMI2009 werden de jaarmaxima van 141 reeksen van dagwaarden van de neerslag voor het tijdvak 1951 – 2005 geanalyseerd. Uitgangspunt van het onderzoek in dit deelrapport is een bestand van dagwaarden van 240 neerslagstations voor het tijdvak 1951 – 2009 dat gebruikt werd in het onderzoek naar trends van Buishand e.a. (2011, 2013). Van het gebruik van een bestand van dagwaarden van 102 neerslagstations voor het tijdvak 1910 - 2009 uit dit trendonderzoek is afgezien, omdat het met dit bestand niet mogelijk is lokale verschillen op korte afstand, zoals in het zuiden van Limburg, goed weer te geven. Behalve dat aanzienlijk meer neerslagstations worden beschouwd dan in KNMI2009, is een ander verschil, dat de reeksen gecorrigeerd zijn voor inhomogeniteiten veroorzaakt door verplaatsingen van de regenmeter en veranderingen in de directe omgeving van de regenmeter. Hierbij werd gebruik gemaakt van een automatische homogenisatie procedure van Menne & Williams (2009). Deze procedure werd toegepast op de maandtotalen van de neerslag en de correcties van de maandtotalen werden vervolgens naar evenredigheid van de hoeveelheid over de dagen van de maand verdeeld. Het gemiddelde van de gevonden afwijkingen bedroeg ongeveer 7% (Buishand e.a., 2013). Evenals in KNMI2009 werden korte onderbrekingen in de meetreeksen aangevuld met de gegevens van een naburig neerslagstation.

Voor het onderzoek in dit deelrapport zijn de 240 reeksen verder verlengd tot 10 maart 2017 om ook het wintermaximum van november 2016 t/m februari 2017, dat bij duren langer dan een dag kan doorlopen in maart, te kunnen selecteren. Vanwege beëindiging van de neerslagmetingen of verandering van locatie, moest voor de stations Scheveningen, Amsterdam (Marinekazerne), Leiden, IJsselmonde en Eindhoven uitgeweken worden naar een regenmeter in de buurt voor de voortzetting van de reeks. De ligging van de 240 stations is weergegeven in figuur 1. In appendix A is een lijst van de betrokken stations met de details van de voortzettingen vermeld, gerangschikt naar de KNMI districtsindeling en het stationsnummer.

Naar aanleiding van het meerdere keren overschrijden van de maximale vangst (110 mm) in 24 uur van de regenmeter in het uitzonderlijk natte jaar 1998 is een nieuwe regenmeter ontworpen waarvan de hoogte van het reservoir is gewijzigd naar een maximale vangst van 150 mm bij een gelijke doorsnede van de trechter. Het statief, waarop de regenmeter rust, is 4 cm verkort, waardoor de hoogte van de bovenkant van de trechter op 0.40 m boven maaiveld is gebleven. Tussen 2012 en 2014 zijn de oude regenmeters door het nieuwe model vervangen. In 2017 is – in eerste instantie – bij een aantal nieuwe regenmeters een defect aan de trechter geconstateerd, waardoor neerslag ongewenst van buiten de trechter in het reservoir kon sijpelen. Hierdoor is op de stations met een lekke regenmeter meer neerslag gemeten dan er gevallen is. Alle nieuwe regenmeters zijn in het najaar van 2017 (preventief) gerepareerd. Na uitgebreid onderzoek bleek voor 65 stations (ongeveer 20%) een correctie van de gemeten neerslaghoeveelheden noodzakelijk. Van deze 65 zitten er 42 in de 240 stations gebruikt in deze studie.

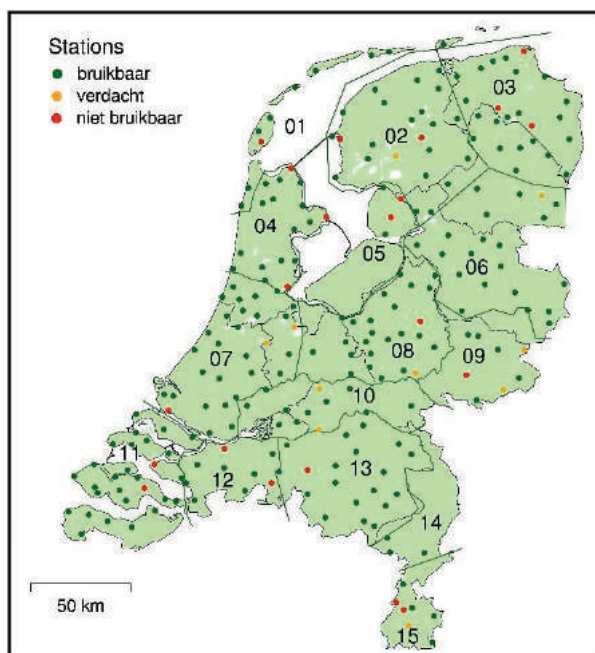
Evenals in KNMI2009 is de homogeniteit van de neerslagreeksen getoetst op basis van het jaarlijkse aantal dagen met 10 mm neerslag of meer. Hoewel de data voor het tijdvak 1951 – 2009 zo goed als mogelijk gecorrigeerd waren voor inhomogeniteiten, kan de verlenging tot maart 2017 nieuwe inhomogeniteiten tot gevolg hebben. Ook kan deze verlenging leiden tot een betere detecteerbaarheid van artificiële breuken van vóór 2010. In plaats van de maandsommen, waarop de detectie van inhomogeniteiten in de 1951 – 2009 data was geba-

seerd, is in KNMI2009 gekeken naar het verloop van het jaarlijkse aantal dagen met minstens 10 mm neerslag vanwege de interesse in extreme waarden.

Om een inhomogeniteit te kunnen onderscheiden van een meerjarige trend of schommeling in het klimaat wordt niet het aantal dagen met minstens 10 mm neerslag op het te onderzoeken station zelf beschouwd, maar het verschil ten opzichte van een districtsgemiddelde op basis van de volgende vergelijking:

$$v_t = n_t - d_t, t = 1951, 1952, \dots, 2016 \quad (1)$$

waarbij  $n_t$  het aantal dagen is met minstens 10 mm neerslag in jaar  $t$  op het te onderzoeken station en  $d_t$  het gemiddelde van deze grootte voor het district, waarin het te onderzoeken station ligt. Hierbij is een op het KNMI gebruikelijke indeling van Nederland in 15 districten gevolgd (zie figuur 1). De verschilreeksen ( $v_t$ ) zijn onderworpen aan vier toetsen, zoals beschreven in Wijngaard e.a. (2003). Op basis van het resultaat van de vier toetsen worden de reeksen ingedeeld in de volgende klassen: niet bruikbaar, verdacht of bruikbaar. Als maat voor deze classificatie geldt het aantal toetsen dat een inhomogeniteit aangeeft bij een significantieniveau<sup>1</sup> van 1%: maximaal 1 voor bruikbaar, 2 voor verdacht en minstens 3 voor niet bruikbaar. Het aantal toetsen, dat voor een neerslagreeks een inhomogeniteit aangeeft, is vermeld in de voorlaatste kolom van de tabel in appendix A. Figuur 1 laat zien dat het merendeel van de stations als bruikbaar wordt geclassificeerd. Tien stations worden als verdacht beschouwd en 21 stations zijn als niet bruikbaar aangemerkt. Van deze 21 stations werden de reeksen van 4 stations ook in KNMI2009 niet bruikbaar bevonden, namelijk Den Oever, Kuinre, Doetinchem en Chaam. Bij de laatste drie waren de 1951 – 2009 data niet



**Figuur 1** Ligging van de 240 stations uit de gekozen dataset en overzicht van de resultaten van de relatieve homogeniteitstoetsen voor het aantal dagen met minstens 10 mm neerslag. Rood betekent waarschijnlijk niet homogeen en dus geclassificeerd als niet bruikbaar, oranje is verdacht en groen geldt als bruikbaar (zie verder tekst). De groene lijnen markeren de vijftien districten, waarin de neerslagstations van het KNMI zijn onderverdeeld.

<sup>1</sup> Het significantieniveau geeft de kans aan, dat een in wezen homogene reeks ten onrechte als inhomogeen wordt bestempeld.



gecorrigeerd omdat er geen inhomogeniteiten gedetecteerd waren in deze reeksen door de procedure van Menne & Williams (2009). De reeksen van 10 stations uit het KNMI2009 onderzoek zijn in het huidige onderzoek als niet bruikbaar aangemerkt.

In de wetenschap, dat voor deze studie een duidelijk groter aantal neerslagreeksen beschikbaar is dan in KNMI2009, zijn de “niet bruikbare” neerslagreeksen simpelweg weggelaten. Hierdoor blijven 219 stationsreeksen over voor verdere analyse. Van deze reeksen zijn er 117 gemeenschappelijk met de toegelaten reeksen in KNMI2009 (zie laatste kolom van de tabel in appendix A).

### 3 Tijdsafhankelijke GEV verdeling en de ruimtelijke variatie van haar parameters binnen Nederland

Voor duren van 1 t/m 10 dagen is voor elk van de 219 geselecteerde stations steeds de hoogste neerslaghoeveelheid per kalenderjaar (het jaarmaximum) of winterseizoen (het wintermaximum) bepaald. Voor de wintermaxima wordt steeds de hoogste neerslaghoeveelheid uit de maanden november van het lopende jaar t/m februari (NDJF) in het daarop volgende jaar gekozen, waarbij de eerste winterperiode begint in november 1951 en de laatste winterperiode eindigt in februari 2017. De eerste winterperiode wordt hier aangeduid als 1951 en de laatste als 2016. Voor deze winterperiode van 4 maanden is ook gekozen in STOWA2015. Voor duren  $D$  langer dan 1 dag wordt steeds het maximum genomen van elkaar overlappende  $D$ -daagse sommen, waarbij het  $D$ -daagse interval steeds één dag opschuift<sup>2</sup>. Voor elk station beschikken we dus voor zowel het kalenderjaar als het winterseizoen bij iedere duur over een reeks van 66 getallen.

In STOWA2015 en in KNMI2009 is de GEV verdeling gekozen om de verdeling van de maxima voor een gegeven duur  $D$  te beschrijven. De cumulatieve verdelingsfunctie van de GEV variabele  $X$  wordt gegeven door:

$$F(x) = \Pr(X \leq x) = \exp \left\{ - \left( 1 - \kappa \frac{x-\xi}{\alpha} \right)^{1/\kappa} \right\}. \quad (2)$$

De parameter  $\kappa$  bepaalt de vorm van de verdeling en wordt daarom de vormparameter genoemd. Voor  $\kappa \rightarrow 0$  gaat de GEV verdeling over in de Gumbel verdeling, waarvan de cumulatieve verdelingsfunctie gegeven wordt door:

$$F(x) = \Pr(X \leq x) = \exp \left\{ - \exp \left( - \frac{x-\xi}{\alpha} \right) \right\}. \quad (3)$$

Bij een negatieve waarde van  $\kappa$  heeft de GEV verdeling een concaaf verloop in een Gumbel waarschijnlijkheidsplot (Fréchet type). De GEV verdeling heeft dan een dikkere staart dan de Gumbel verdeling, wat inhoudt dat extreem hoge neerslaghoeveelheden vaker voorkomen dan men op grond van de Gumbel verdeling verwacht. Bij een positieve  $\kappa$  heeft de GEV verdeling een convex verloop in een Gumbel waarschijnlijkheidsplot (Weibull type). De verdeling heeft dan een eindige bovengrens, die echter duidelijk boven de in Nederland gemeten neerslaghoeveelheden ligt.

De parameter  $\alpha$  wordt vaak als schaalparameter aangeduid. Deze parameter is recht evenredig aan de standaardafwijking van  $X$ . De parameter  $\xi$  is de locatieparameter. Voor  $x = \xi$  geldt bij zowel de GEV als de Gumbel verdeling  $F(x) = e^{-1} \approx 0.37$ . De locatieparameter bepaalt in sterke mate het gemiddelde, maar heeft geen invloed op de standaardafwijking.

Door de grote onnauwkeurigheid van de schatter van  $\kappa$  is het lastig systematische regionale verschillen in deze parameter te onderkennen, zeker voor een vlak land als Nederland. Evenals in KNMI2009 wordt daarom uitgegaan van een gelijke vormparameter voor heel Nederland. De vormparameter blijft echter wel afhankelijk van de duur, maar in tegenstelling tot KNMI2009 wordt deze parameter evenals de andere parameters geschat op basis van de 219 reeksen 1951 – 2016.

<sup>2</sup> Hierbij is vermeden, dat een extreme meerdaagse neerslaggebeurtenis rondom de jaarwisseling tot afhankelijke jaarextremen in twee opeenvolgende jaren leidt.

Voor de locatieparameter wordt aangenomen, dat deze varieert in de ruimte en de tijd volgens:

$$\xi_{s,t} = \xi_{s,1984}\{1 + \nu_s \cdot (t - 1984)\}, \quad t = 1951, 1952, \dots, 2016 \quad (4)$$

met  $\xi_{s,t}$  de waarde van de locatieparameter voor station  $s$  in jaar  $t$ . Evenals in STOWA2015 is de trend hier lineair in de tijd verondersteld. De grootte van de trend kan van plaats tot plaats verschillen.  $\xi_{s,1984}$  is de waarde van de locatieparameter voor station  $s$  in 1984 (vrijwel het midden van de reeks). De parameter  $\nu_s$  bepaalt de grootte van de relatieve verandering van de locatieparameter in de tijd:

$$\frac{\xi_{s,t} - \xi_{s,1984}}{\xi_{s,1984}} = (t - 1984) \cdot \nu_s. \quad (5)$$

De extreme waarden statistiek in STOWA2015 en de herziening daarvan in Deelrapport 1 hebben betrekking op het referentiejaar 2014. Dit jaar wordt ook hier als referentiejaar aangehouden. Een probleem is echter, dat de onzekerheid van de schatter  $\hat{\xi}_{s,t}$  van  $\xi_{s,t}$  relatief groot is aan het begin en het einde van de reeks. Het ruimtelijke patroon van  $\hat{\xi}_{s,2014}$  is daardoor veel ruiziger dan dat van  $\hat{\xi}_{s,1984}$ . Daarom beschouwen we eerst het ruimtelijke patroon van  $\hat{\xi}_{s,1984}$  en daarnaast een ruimtelijk gladgestreken patroon van de verhouding (ratio)  $\hat{\xi}_{s,2014}/\hat{\xi}_{s,1984}$ , verder aangeduid als  $g_s$ :

$$g_s = \frac{\hat{\xi}_{s,2014}}{\hat{\xi}_{s,1984}} = 1 + 30 \cdot \hat{\nu}_s, \quad (6)$$

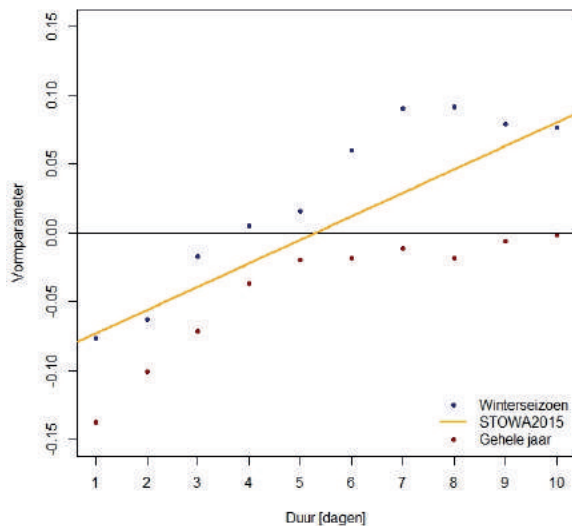
waarbij  $\hat{\nu}_s$  de schatter is van  $\nu_s$ . Door het gladstrijken van het ruimtelijke patroon van  $g_s$  wordt een reductie van de standaardafwijking bereikt. Naast het toetsen op de ruimtelijke verschillen in  $\hat{\xi}_{s,1984}$  wordt onderzocht of  $g_s$  constant is over Nederland.

Evenals in KNMI2009 wordt in plaats van de schaalparameter  $\alpha$  het quotiënt van de schaal- en locatieparameter ( $\gamma = \alpha/\xi$ ) gebruikt en onderzocht of deze dispersiecoëfficiënt  $\gamma$  naast de vormparameter  $\kappa$  voor elk van de beschouwde duren constant is over Nederland. Doordat we ervan uitgaan, dat  $\gamma$  niet met de tijd varieert, zal de schaalparameter  $\alpha$  recht evenredig aan de locatieparameter variëren met het jaar.

De parameters  $\xi_{s,1984}$ ,  $\nu_s$ ,  $\gamma_s$  en  $\kappa$  worden voor elke afzonderlijke duur geschat met een grootste aannemelijkheid of “maximum likelihood” procedure (zie appendix B).

### 3.1 De vormparameter

In figuur 2 zijn de waarden van de vormparameter tegen de duur uitgezet voor het gehele jaar en het winterseizoen. Tevens is de gebruikte relatie in STOWA2015 in deze figuur weer-gegeven. Dit lineaire verband tussen vormparameter en duur is ook gebruikt in KNMI2009 en was oorspronkelijk opgesteld door Smits e.a. (2004) op basis van studies in België en Nederland. Over het algemeen neemt  $\kappa$  toe met de duur. Voor duren van 1, 2 en 3 dagen is de schatter  $\hat{\kappa}$  van  $\kappa$  negatief en heeft de verdeling dus een vrij dikke staart. Dit is in overeenstemming met eerdere resultaten voor Nederlandse stations en met resultaten uit het buitenland. Hoewel de relatie in STOWA2015 gebaseerd is op resultaten voor jaarmaxima, worden nu voor de jaarmaxima aanzienlijk lagere waarden voor de vormparameter gevonden. Voor de maxima in het winterseizoen is de waarde van  $\hat{\kappa}$  voor elke duur hoger dan die voor de jaarmaxima. Dit laatste is in overeenstemming met een relatief hoge schatting van  $\kappa$  (nagenoeg 0) voor 1-



**Figuur 2** Waarden van de vormparameter in het winterseizoen (NDJF) en het gehele jaar, afgeleid uit winter- en jaarmaxima voor duren van 1 t/m 10 dagen. Ter vergelijking is de in STOWA2015 gebruikte relatie voor het verloop van de vormparameter met de duur aan de grafiek toegevoegd.

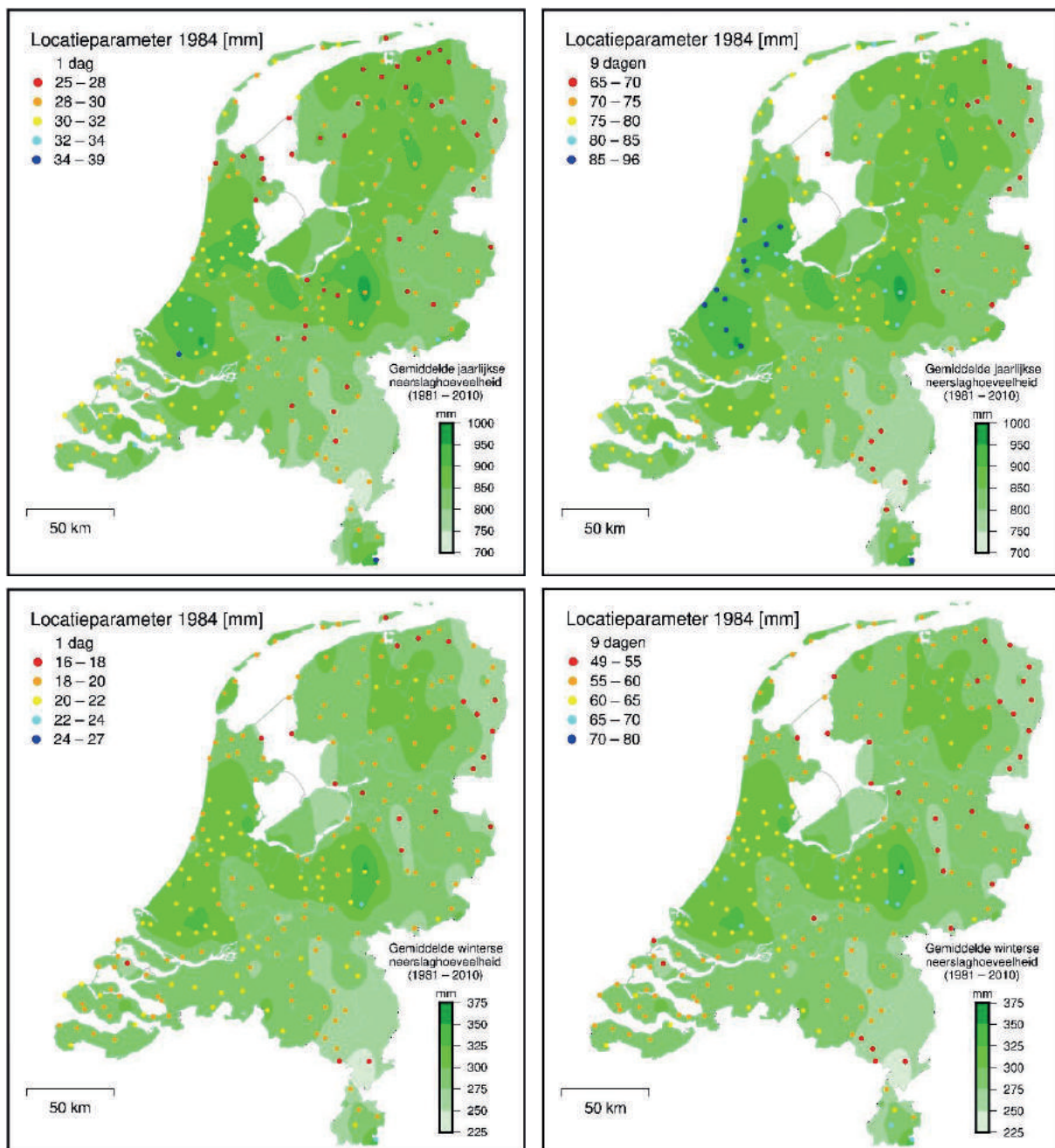
daagse maxima op Nederlandse stations in het 3-maandelijkse winterseizoen december – februari in Van den Brink & Können (2011). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat de neerslag in de winter hoofdzakelijk stratiform is (langdurige regens met beperkte neerslagintensiteiten). Bij de jaarmaxima is vaak sprake van convectieve neerslag (kortdurende buien met hoge neerslagintensiteiten) wat een dikkere staart van de extreme waarden verdeling tot gevolg heeft.

### 3.2 Ruimtelijke variatie van de locatieparameter

Figuur 3 laat zien hoe de geschatte waarde  $\hat{\xi}_{S,1984}$  van de locatieparameter in 1984 binnen Nederland varieert bij duren van 1 en 9 dagen. Ook voor de tussenliggende duren is de ruimtelijke variatie bestudeerd. Het ruimtelijke patroon van de locatieparameter van de jaarmaxima (bovenste rij in figuur 3) levert voor de verschillende duren een min of meer vergelijkbaar beeld op: de absolute waarden veranderen wel, maar de onderlinge verhoudingen blijven min of meer onveranderd. Zo is  $\hat{\xi}_{S,1984}$  relatief hoog in de omgeving van Rotterdam en in het uiterste zuiden van Limburg en relatief laag in Groningen, het oosten van Drenthe, Twente, de Achterhoek, het oosten van Brabant en het noorden en midden van Limburg. Wel zijn er verschillen in Noord-Holland ten zuiden van de lijn Alkmaar – Hoorn en een groot deel van Zuid-Holland, waar  $\hat{\xi}_{S,1984}$  voor 9 dagen, in tegenstelling tot voor 1 dag, overal relatief hoog is.

Het ruimtelijke patroon voor  $\hat{\xi}$  bij duren van 1 en 9 dagen in KNMI2009 laat op enkele details na hetzelfde beeld zien. Kleine verschillen zijn mogelijk doordat de schattingen van  $\xi$  in KNMI2009 representatief zijn voor 1978 (het midden van het bestudeerde tijdvak) en niet voor 1984. Vooral in de provincie Zeeland is t.o.v. KNMI2009 een lichte toename van de ernst van extreme neerslag bespeurbaar. Boven het Noordzeekanaal verschilt het patroon van de relatief hoge waarden van  $\hat{\xi}$  van dat in KNMI2009 door een andere selectie van regenstations in dit onderzoek.

Voor het winterseizoen is de ruimtelijke variatie van  $\hat{\xi}_{S,1984}$  bij duren van 1 en 9 dagen weer-gegeven in de onderste rij in figuur 3. Ook voor de winter blijkt het ruimtelijke patroon van deze schatter voor de verschillende duren een min of meer vergelijkbaar beeld op te leveren. Relatief hoge waarden worden gevonden in de omgeving van Rotterdam, in het uiterste zuiden van Limburg en op de oostelijke flank van de Veluwe. Relatief lage waarden zijn te vinden in Groningen, het oosten van Drenthe, langs de oostzijde van het IJsselmeer, in Twente, de Achterhoek, het oosten van Brabant en het noorden en midden van Limburg. Behalve de oostelijke flank van de Veluwe en langs de oostzijde van het IJsselmeer stemt dit overeen met de bevindingen voor het gehele jaar.



**Figuur 3** Geschatte waarden van de locatieparameter in 1984 ( $\hat{\xi}_{S,1984}$ ) voor de jaarmaxima (boven) en de wintermaxima (onder) bij duren van 1 (links) en 9 (rechts) dagen met als achtergrond de jaar- of wintermiddelde neerslag (normaal: 1981 – 2010).

De bevindingen rondom de regionale verschillen binnen Nederland geven aanleiding om de waarden van  $\hat{\xi}_{s,1984}$  voor de verschillende duren voor ieder station  $s$  evenals in KNMI2009 samen te vatten in één grootte en te berekenen uit de waarden voor duren van 1, 2, 4, 8 en 9 dagen, n.l. de relatieve locatieparameter:

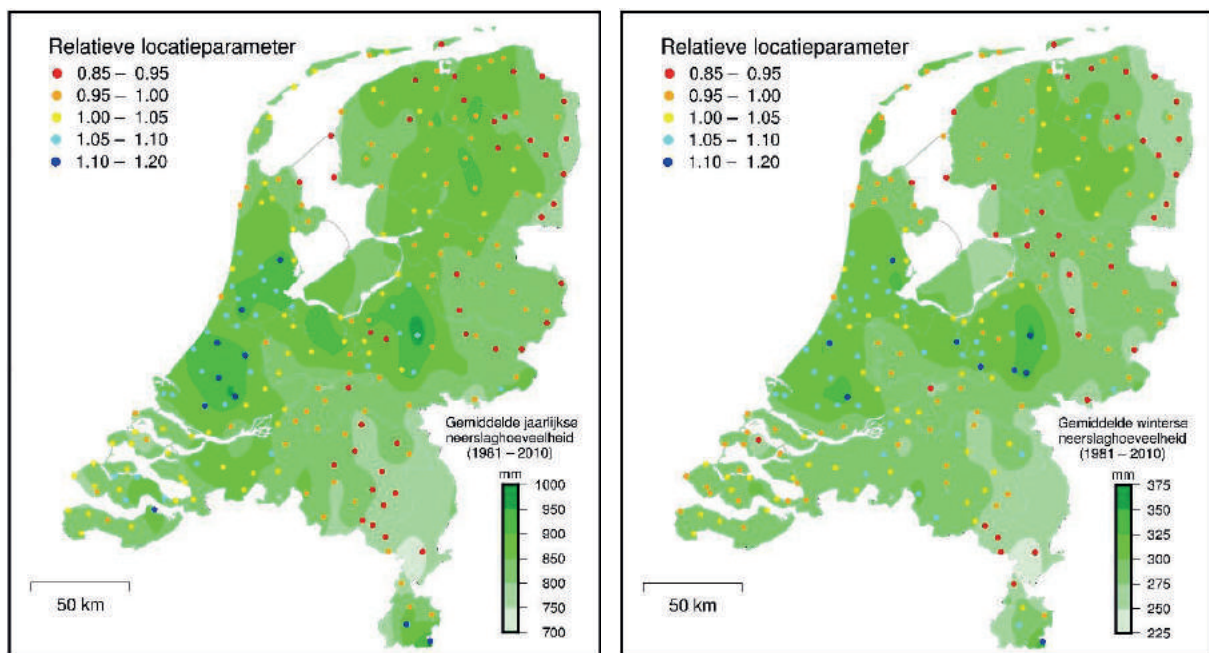
$$\hat{\xi}_{s,1984,rel} = \sum_D w_D \cdot \hat{\xi}_{s,1984,D} / \bar{\xi}_{1984,D}, \quad (7)$$

met  $\hat{\xi}_{s,1984,D}$  de waarde van  $\hat{\xi}_{s,1984}$  voor duur  $D$ ,  $\bar{\xi}_{1984,D}$  het gemiddelde van de  $\hat{\xi}_{s,1984,D}$ 's over alle stations ( $s = 1, 2, \dots, 219$ ) voor duur  $D$  en  $w_D$  een gewicht:

$$w_D = \begin{cases} 0.250 & \text{voor } D = 1, 2 \text{ en } 4 \text{ dagen} \\ 0.125 & \text{voor } D = 8 \text{ en } 9 \text{ dagen.} \end{cases} \quad (8)$$

Aan de duren  $D = 8$  en  $D = 9$  is een lager gewicht toegekend dan aan de andere duren vanwege de sterke correlatie tussen  $\hat{\xi}_{s,1984,8}$  en  $\hat{\xi}_{s,1984,9}$ , die weer een gevolg is van de sterke afhankelijkheid tussen de neerslagmaxima voor deze duren. Deling door  $\bar{\xi}_{1984,D}$  is nodig vanwege de toename van  $\hat{\xi}_{s,1984,D}$  met de duur. Door het middelen heeft  $\hat{\xi}_{s,1984,rel}$  een kleinere relatieve standaarddeviatie dan de schatter van  $\hat{\xi}_{s,1984}$  voor een individuele duur, wat gunstig is voor het onderkennen van plaatselijke verschillen. Om redenen van overzichtelijkheid wordt in het vervolg de index  $s$  bij de relatieve locatieparameter  $\hat{\xi}_{s,1984,rel}$  weggelaten (wordt dus  $\hat{\xi}_{1984,rel}$ ).

De spreiding van de waarden voor  $\hat{\xi}_{1984,rel}$  over Nederland voor het gehele jaar en het winterseizoen wordt getoond in figuur 4. Voor het overgrote deel van het land varieert de relatieve locatieparameter voor zowel het gehele jaar als het winterseizoen tussen 0.85 en 1.10. Zowel voor de jaarmaxima als de wintermaxima worden hoge waarden van  $\hat{\xi}_{1984,rel}$  in het algemeen gevonden in delen van Nederland met een hoge langjarige gemiddelde neerslag en lage waarden in delen met een laag langjarig gemiddelde.



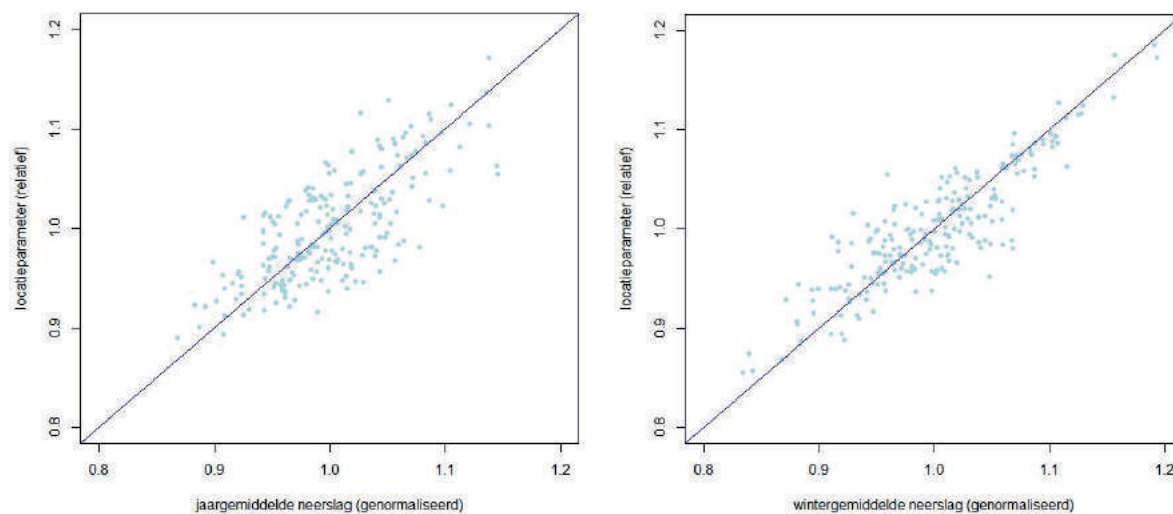
**Figuur 4** Waarden van de relatieve locatieparameter ( $\hat{\xi}_{1984,rel}$ ) voor de jaarmaxima (links) en de wintermaxima (rechts) gewogen over de duren 1, 2, 4, 8 en 9 dagen (zie tekst) met als achtergrond de jaar- of wintergemiddelde neerslag (normaal: 1981 – 2010).

$\hat{\xi}_{1984, \text{rel}}$  waarden groter dan 1.10 zijn bij de jaarmaxima te vinden in het zuiden van Limburg, rondom Rotterdam en in het zuidoosten van Noord-Holland. Ook bij de wintermaxima is  $\hat{\xi}_{1984, \text{rel}}$  hoog in deze gebieden. Daarnaast worden bij de wintermaxima ook hoge waarden voor  $\hat{\xi}_{1984, \text{rel}}$  gevonden aan de oostflank van de Veluwe. Het gemiddelde van  $\hat{\xi}_{1984, \text{rel}}$  van de stations Arnhem, Eerbeek, Beekbergen en Oosterbeek is 1.14. Ter Maat e.a. (2013) onderzochten de invloed van de hoogteligging en bebossing op de neerslag op de Veluwe met een regionaal atmosferisch model gekoppeld aan het landoppervlak. Het grootste effect werd gevonden in het winterseizoen. Voor convectieve neerslag in de zomer bleek met name het effect van de bebossing veel kleiner. Dit zou kunnen verklaren waarom bij de jaarmaxima lagere waarden voor  $\hat{\xi}_{1984, \text{rel}}$  langs de oostflank van de Veluwe (gemiddeld 1.03) worden gevonden dan bij de wintermaxima.  $\hat{\xi}_{1984, \text{rel}}$  waarden kleiner dan 0.95 komen voor in het noordoosten van Nederland, met name in Groningen, en in het oosten van Brabant en midden Limburg, vooral bij de jaarmaxima.

Bij de wintermaxima geldt voor De Bilt  $\hat{\xi}_{1984, \text{rel}} = 1.05$  en daarmee is dit station dus relatief nat. Voor veel regio's zullen daarom de terugkeerniveaus van de extremen van De Bilt voor het winterseizoen verlaagd moeten worden om een representatieve extreme waarden statistiek te verkrijgen. Bij de jaarmaxima is  $\hat{\xi}_{1984, \text{rel}}$  nagenoeg gelijk aan 1 voor De Bilt.

In KNMI2009 varieerde de relatieve locatieparameter tussen vrijwel dezelfde waarden als we nu vinden voor de jaarmaxima. Met uitzondering van Zeeuws-Vlaanderen en het zuidoosten van Noord-Holland valt de relatieve locatieparameter in het huidige onderzoek enigszins lager uit.

Het is vaak gebruikelijk de parameters van de extreme waarden verdeling en andere kenmerken van de extremen (gemiddelde, variatiecoëfficiënt) te relateren aan het langjarige gemiddelde. Zie bijvoorbeeld Schaefer (1990), Madsen e.a. (2002) en Van de Vyver (2012). Meestal is meer informatie over de ruimtelijke variatie van langjarige gemiddelden beschikbaar dan over de ruimtelijke variatie van kenmerken van extreme waarden. Daarnaast varieert het langjarige gemiddelde minder sterk van plaats tot plaats dan geschatte GEV parameters

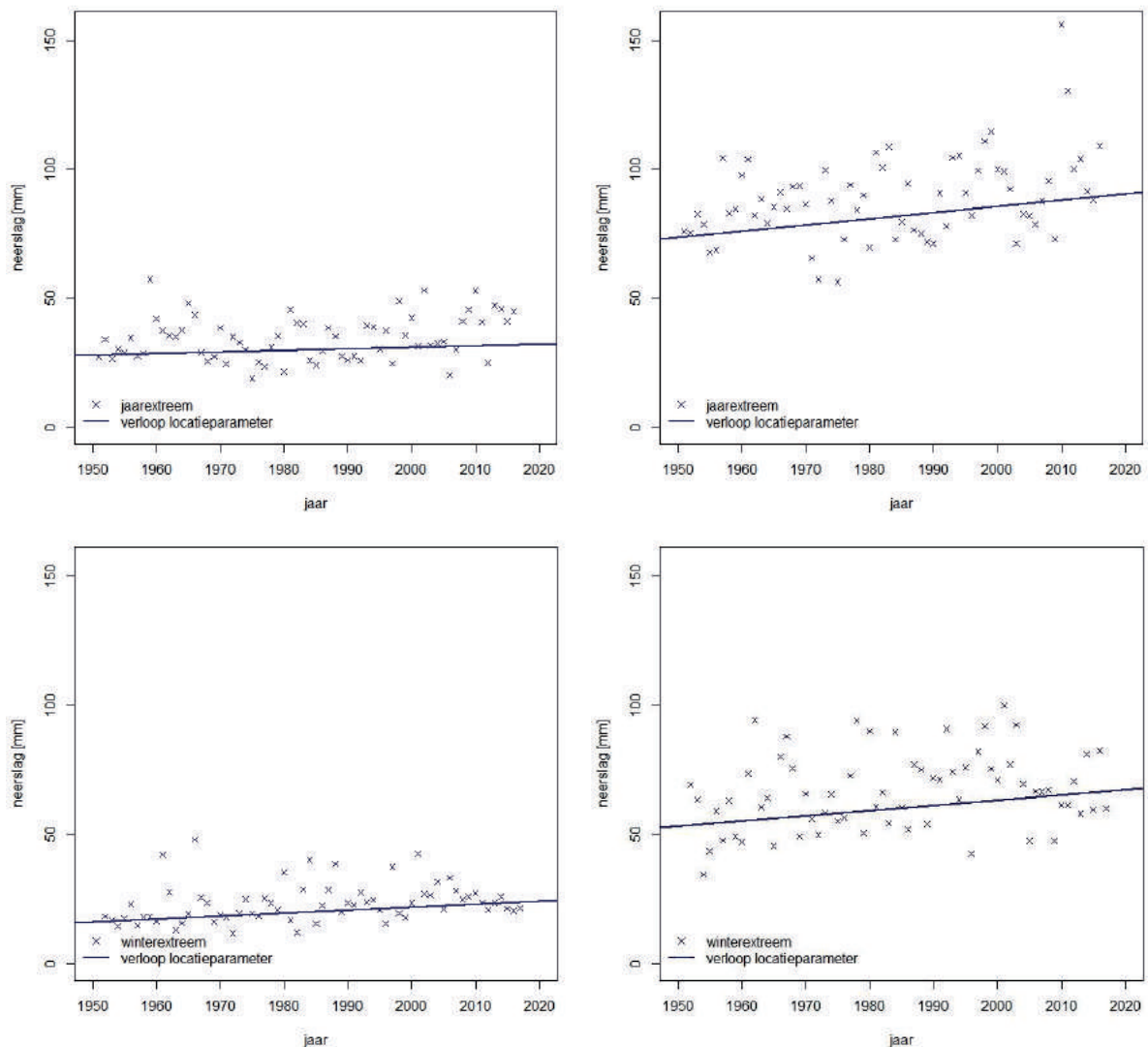


**Figuur 5** Locatieparameter  $\hat{\xi}_{1984, \text{rel}}$  (relatief en gewogen over duren) versus de jaar- (links) of wintergemiddelde (rechts) neerslag voor het tijdvak 1951 – 2016, relatief ten opzichte van het landelijke gemiddelde voor de verschillende stations. Donkerblauwe lijn: diagonaal, waarvoor de waarden op de horizontale en verticale as gelijk zijn.

vanwege de relatief lage standaarddeviatie van het gemiddelde en de relatief sterke correlatie tussen de gemiddelden van naburige stations. Indien er een relatie bestaat tussen een GEV parameter en het gemiddelde dan kan het gebruik van die relatie de nauwkeurigheid van de schatting van deze parameter sterk verbeteren. In figuur 5 is de relatieve locatieparameter voor het gehele jaar en het winterseizoen uitgezet tegen de jaar- respectievelijk wintergemiddelde neerslag van het desbetreffende station (genormaliseerd ten opzichte van het landelijke gemiddelde). Ondanks de vrij grote spreiding van de punten rond de diagonaal is er toch een duidelijke positieve relatie te onderkennen. In hoofdstuk 5 wordt de bruikbaarheid van deze relaties voor het bepalen van de ruimtelijke verschillen in de locatieparameter getoetst.

### 3.3 De trend in de locatieparameter en zijn ruimtelijke variatie

In figuur 6 zijn de jaar- en winterextremen voor 1 en 9 dagen van Aalsmeer in chronologische volgorde uitgezet. Tevens is in deze figuur het lineaire verloop van de locatieparameter weergegeven zoals dat geschat is met de “maximum likelihood” procedure in appendix B. Per definitie geldt voor deze parameter dat ongeveer 63% van de extremen boven de lijn liggen en 37% eronder. Doordat de grootte van de extremen grotendeels door het toeval wordt bepaald,



**Figuur 6** Jaarmaxima (boven) en wintermaxima (onder) voor duren van 1 dag (links) en 9 dagen (rechts) te Aalsmeer. De rechte lijn geeft het verloop van de locatieparameter weer volgens de gefitte tijdsafhankelijke GEV verdeling.



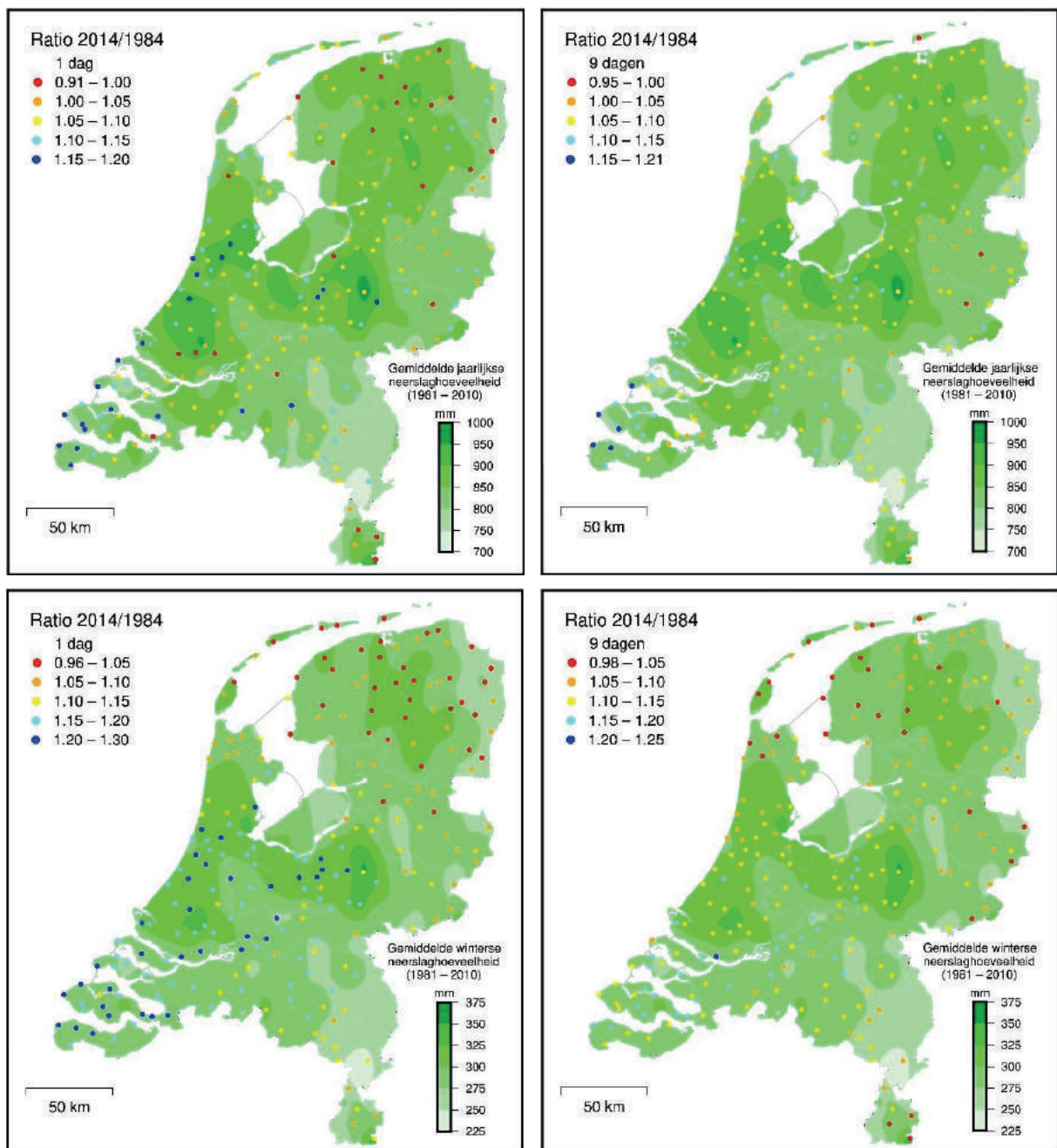
is het moeilijk een trend op het oog te onderscheiden. Hoewel bij de 9-daagse extremen nog een stijgende trend te zien is, is dat bij de 1-daagse extremen niet het geval. Door de grote jaar op jaar fluctuaties van de extremen is ook de geschatte trend in de locatieparameter onzeker. Het is daarom niet verstandig om uitspraken over trends in extremen te doen op basis van een 66-jarige reeks van één enkel station. In deze paragraaf ligt daarom de nadruk op het ruimtelijke patroon van de trends over Nederland in plaats van de grootte van geschatte trends voor individuele stations, en bij het toetsen van de significantie van de trends in hoofdstuk 5 worden alle 219 stations simultaan beschouwd.

Als maat voor de verandering in de locatieparameter tussen 1984 en 2014 wordt hier de verhouding (ratio)  $g_s$  uit vergelijking (6) gebruikt. De bovenste rij in figuur 7 laat de ruimtelijke verdeling van  $g_s$  voor de 1- en 9- daagse jaarmaxima zien. Voor de meeste stations is  $g_s > 1$  en is er dus sprake van een stijgende trend. De gemiddelde waarde van  $g_s$  is 1.072 bij de 1-daagse jaarmaxima en 1.080 bij de 9-daagse jaarmaxima. Bij de 1-daagse maxima is de sterkste trend te vinden aan de kust lopend van zuidelijk Noord-Holland tot in Zeeuws-Vlaanderen. Buishand e.a. (2011, 2013) vonden een sterke toename in het aantal dagen met meer dan 30 mm neerslag in dit kustgebied in het tijdvak 1951 – 2009. Dit moet waarschijnlijk worden toegeschreven aan een sterke opwarming van de Noordzee. Lenderink e.a. (2009) bestudeerden de invloed van de watertemperatuur van de Noordzee op de neerslag in Nederland. Eén van hun resultaten was, dat gedurende de maanden mei – december de gemiddelde neerslag langs de kust vanaf 1951 was toegenomen ten opzichte van het gemiddelde in het binnenland. Bij stations binnen 25 km van de kust vonden Daniels e.a. (2014) een sterke toename in het 99%- percentiel van de dagwaarden van de neerslag gedurende de maanden mei – september in het tijdvak 1951 – 2009. Voor het tijdvak 1910 – 2009 vonden Roth e.a. (2015) een duidelijk kusteffect in de verandering van de hoge percentielen van de dagwaarden van de neerslag gedurende het zomerseizoen juni – augustus. Naast de sterke stijgende trends in het kustgebied is ook op enkele plaatsen in Gelderland een sterke trend waar te nemen bij de 1-daagse jaarmaxima. Bij een duur van 9 dagen worden in Zeeland sterk stijgende trends in de locatieparameter aangetroffen. Zwakke trends worden gevonden in het noorden van het land en in het zuiden van Limburg zowel bij de 1-daagse als de 9-daagse maxima. Voor een aantal stations wijkt de gevonden trend sterk af van die van omringende stations. Bij de 1-daagse jaarmaxima zijn er in de omgeving van Rotterdam zowel stations met een dalende trend als stations met een meer dan gemiddeld stijgende trend. Naast een toevalseffect wordt dit veroorzaakt door inhomogeniteiten in de neerslagreeksen. Homogeniteitstoetsen kunnen alleen maar de grotere inhomogeniteiten detecteren en het resultaat is enigszins afhankelijk van de gevolgde procedure zoals we zagen bij de stations Kuinre, Doetinchem en Chaam in hoofdstuk 2.

De onderste rij in figuur 7 laat zien hoe  $g_s$  bij de 1-daagse en 9-daagse wintermaxima varieert binnen Nederland. Ook bij deze extremen is er bij de meeste stations sprake van een stijgende trend. De gemiddelde waarde van  $g_s$  is 1.125 bij de 1-daagse wintermaxima en 1.104 bij de 9-daagse wintermaxima. Met name bij de 1-daagse maxima is er een groot contrast tussen de noordelijke provincies met een licht dalende tot een licht stijgende trend en het zuidwesten van Nederland met een sterk stijgende trend. Dit contrast is ook te zien in de trends van het 99%- percentiel van de dagwaarden in Daniels e.a. (2014) voor de 4 wintermaanden november t/m februari. In het zuiden van Limburg is de trend zwak zowel bij de 1-daagse als de 9-daagse wintermaxima.

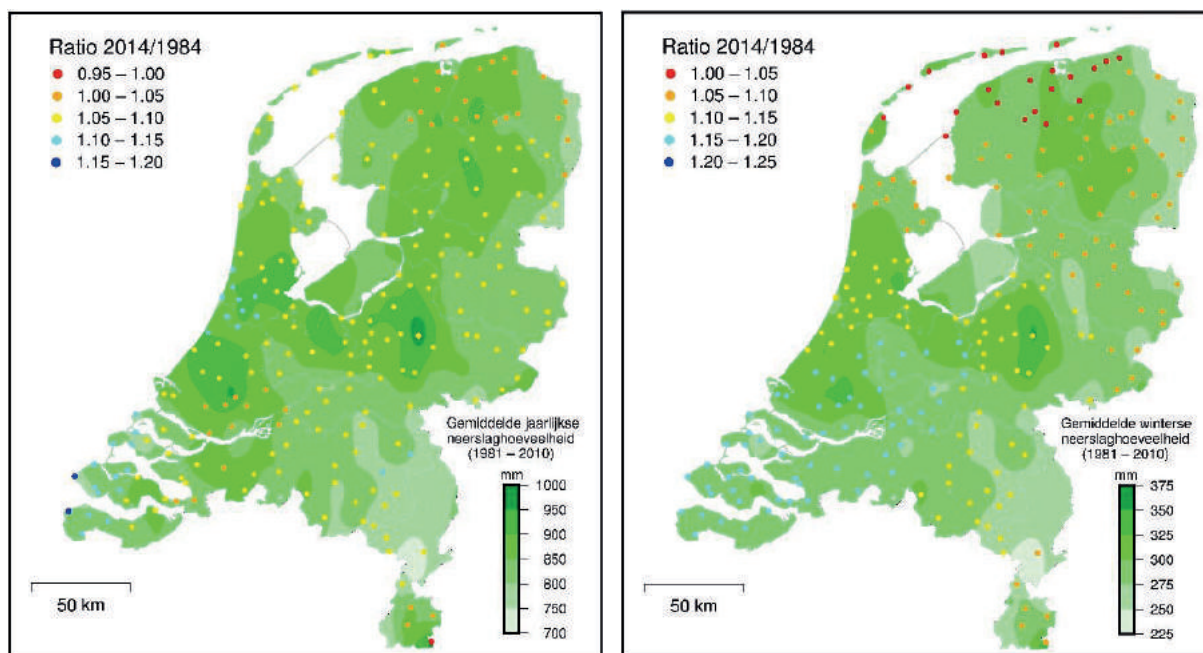
Door de grote jaar op jaar variabiliteit van de 1- en 9-daagse maxima en kleine, niet-detecteerbare inhomogeniteiten in de neerslagreeksen geeft figuur 7 een vrij ruizig beeld van het ruimtelijke patroon van de trends. Ook zijn de verschillen tussen de patronen van de 1- en 9-daagse maxima voor een deel het gevolg van een toevalseffect. Om een gladder ruimtelijk patroon voor de trend te verkrijgen zijn eerst analoog aan de locatieparameter de trends voor de verschillende duren samengevat in een gewogen gemiddelde trend, verder aan te duiden als  $\bar{g}_s^*$ :

$$\bar{g}_s^* = \sum_D w_D \cdot g_{s,D}, \quad s = 1, 2, \dots, 219 \quad (9)$$



**Figuur 7** Verhouding (ratio) van de geschatte locatieparameter voor 2014 ten opzichte van die voor 1984 voor de jaarmaxima (boven) en de wintermaxima (onder) bij een duur van 1 dag (links) en 9 dagen (rechts) met als achtergrond de jaar- of wintergemiddelde neerslag (normaal: 1981 – 2010).

met  $g_{s,D}$  de waarde van  $g_s$  voor duur  $D$  ( $= 1, 2, 4, 8$  en  $9$  dagen) en  $w_D$  een gewicht met waarden analoog aan die in vergelijking (8). Vervolgens zijn de waarden van  $\bar{g}_s^*$  ruimtelijk gladgestreken met behulp van “penalized regression splines”<sup>3</sup> (Wood, 2006), waardoor de sterkte van de trend in enkele grote gebieden herkenbaar wordt (zie figuur 8). De zwakste trend voor zowel de jaar- als wintermaxima is nu duidelijk in het noorden van het land te zien van waaruit deze zich naar het zuiden toe ontwikkelt tot matig. Aan de kust en met name in Zeeland is de sterkste trend te bespeuren. In het zuiden van Limburg zwakt de trend juist af.

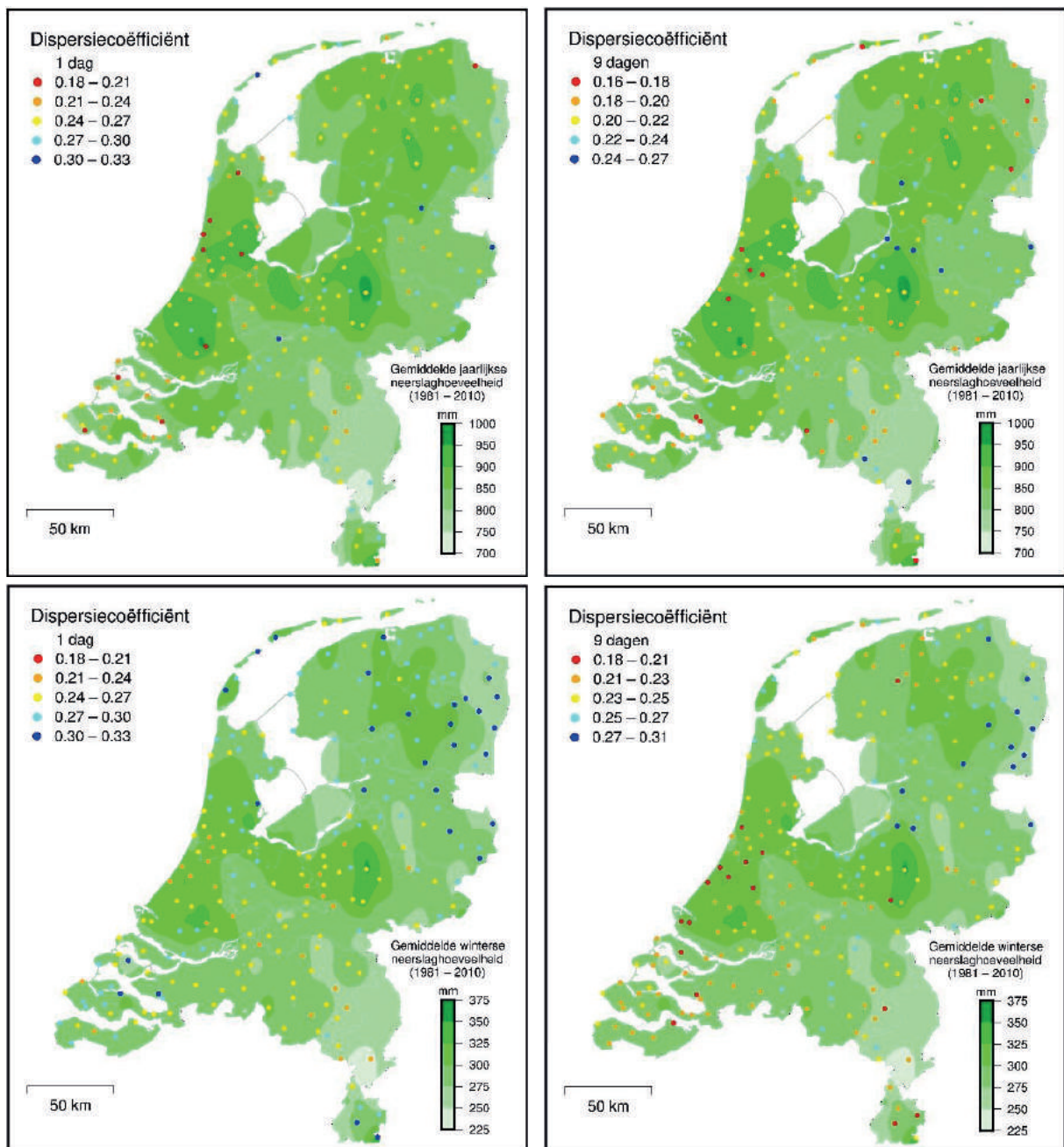


**Figuur 8** De gladgestreken verhouding van de geschatte locatieparameter voor 2014 ten opzichte van die voor 1984 voor de jaarmaxima (links) en de wintermaxima (rechts) met als achtergrond de jaar- of wintergemiddelde neerslag (normaal: 1981 – 2010).

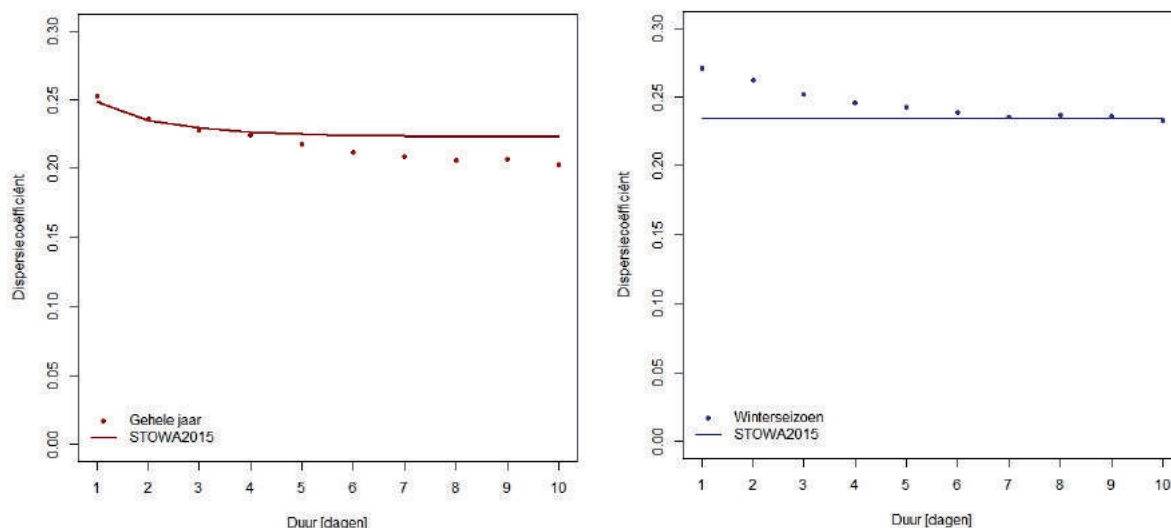
<sup>3</sup> Voor het gladstrijken wordt het ruimtelijke patroon benaderd door een lineaire combinatie van lokale basisfuncties. De patronen in figuur 8 zijn gebaseerd op 100 basisfuncties, die verkregen zijn als tensor product van 10 “cubic B-splines” in de x-richting en 10 in de y-richting. Het criterium voor het optimale patroon bevat naast de kwadratensom van de residuen een tweetal termen voor de ruwheid van het patroon, één waarmee sterke kronkelingen in de x-richting worden afgestraft (“penalized”) en één voor te sterke kronkelingen in de y-richting. Voor de patronen in figuur 8 is het gewicht van deze penalty termen bepaald met behulp van geeneraliseerde kruisvalidatie.

### 3.4 Ruimtelijke variatie van de dispersiecoëfficiënt

De ruimtelijke verdeling van de geschatte dispersiecoëfficiënt ( $\hat{\gamma}_s$ ) van de 1- en 9-daagse jaar-maxima wordt in de bovenste rij in figuur 9 getoond. Opvallend is het grillige beeld met vaak aanzienlijke verschillen tussen nabijgelegen stations. Dergelijke verschillen werden ook in KNMI2009 opgemerkt. Bij de 1- en 9-daagse wintermaxima in de onderste rij in figuur 9 zijn de verschillen tussen nabijgelegen stations minder groot, hetgeen een minder grillig beeld oplevert. Wat opvalt zijn de relatief hoge waarden van  $\hat{\gamma}_s$  in het noordoosten van het land bij de 1-daagse wintermaxima en de relatief lage waarden van  $\hat{\gamma}_s$  langs de Zuid-Hollandse kust bij de 9-daagse wintermaxima.



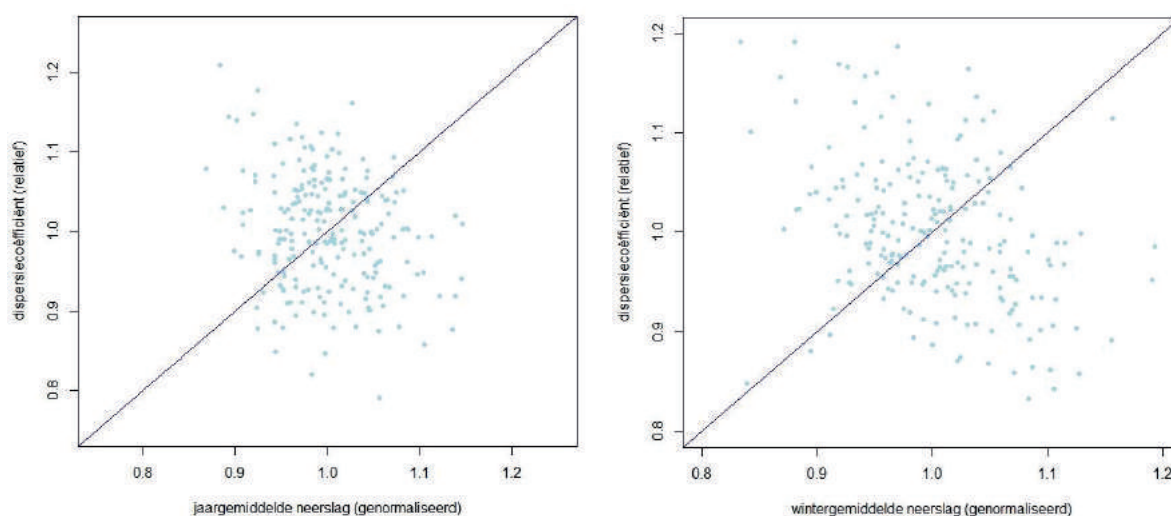
**Figuur 9** Geschatte waarden van de dispersiecoëfficiënt ( $\hat{\gamma}_s$ ) voor de jaarmaxima (boven) en de wintermaxima (onder) bij durven van 1 (links) en 9 (rechts) dagen met als achtergrond de jaar- of wintergemiddelde neerslag (normaal: 1981 – 2010).



**Figuur 10** Waarden van de per duur gemiddelde dispersiecoëfficiënt ( $\bar{\gamma}$ ) van de jaarmaxima (links) en de wintermaxima (NDJF; rechts) voor duren van 1 t/m 10 dagen. Ter vergelijking is de in STOWA2015 gebruikte relatie voor het verloop van de dispersiecoëfficiënt met de duur aan de grafiek toegevoegd.

Figuur 10 geeft het rekenkundige gemiddelde  $\bar{\gamma}$  van de geschatte dispersiecoëfficiënt als functie van de duur voor het gehele jaar en het winterseizoen. Tevens is de in STOWA2015 gebruikte relatie voor de dispersiecoëfficiënt in deze figuur weergegeven. Zowel in het gehele jaar als in het winterseizoen neemt  $\bar{\gamma}$  af met de duur. Opvallend in de linker grafiek voor het gehele jaar is de overeenstemming met de relatie in STOWA2015 voor duren tot 4 dagen, terwijl voor langere duren de dispersiecoëfficiënt in deze studie sterker daalt dan in STOWA2015. In het winterseizoen is  $\bar{\gamma}$  voor duren t/m 3 dagen in deze studie hoger dan wat de relatie in STOWA2015 aangeeft en deze hogere waarden zijn meer in overeenstemming met de waarde van 0.2684 voor duren langer dan 90 minuten in het STOWA rapport “Neerslagstatistieken voor korte duren” (Beersma e.a., 2018).

Om het verband tussen de dispersiecoëfficiënt en de gemiddelde neerslag te onderzoeken is analoog aan de vergelijkingen (7) en (8) een gewogen gemiddelde  $\hat{\gamma}_{rel}$  van de geschatte waar-



**Figuur 11** Dispersiecoëfficiënt  $\hat{\gamma}_{rel}$  (relatief en gewogen over duren) versus de jaar- (links) of wintergemiddelde (rechts) neerslag voor het tijdvak 1951 – 2016, relatief ten opzichte van het landelijke gemiddelde voor de verschillende stations. Donkerblauwe lijn: diagonaal, waarvoor de waarden op de horizontale en verticale as gelijk zijn.

den  $\hat{\gamma}_s$  bepaald. In tegenstelling tot KNMI2009 wijkt  $\hat{\gamma}_{rel}$  voor De Bilt in het gehele jaar nauwelijks van 1 af, maar met een waarde van 0.91 voor De Bilt is er een opvallende afwijking in het winterseizoen. De relatieve dispersiecoëfficiënt voor het gehele jaar en het winterseizoen is in figuur 11 uitgezet tegen de jaar- respectievelijk wintergemiddelde neerslag van het desbetreffende station (genormaliseerd ten opzichte van het landelijke gemiddelde). In beide figuren is nauwelijks een relatie te ontdekken. In KNMI2009 werd voor de relatieve dispersiecoëfficiënt in het gehele jaar trouwens ook al deze conclusie getrokken.

#### 4 Ruimtelijke correlatie van de geschatte GEV parameters

De dagelijkse neerslaghoeveelheden vertonen een zekere ruimtelijke samenhang, bijvoorbeeld wanneer er neerslag gevallen is op een bepaald station, dan is de kans groot dat er ook neerslag gevallen is op naburige stations. Door deze samenhang is er een correlatie tussen de extremen, die weer leidt tot een ruimtelijke correlatie in de geschatte parameters  $\hat{\xi}_{s,1984}$ ,  $g_s$  en  $\hat{y}_s$ . Met deze correlatie moet rekening worden gehouden bij het toetsen op een trend en op ruimtelijke verschillen in de GEV parameters.

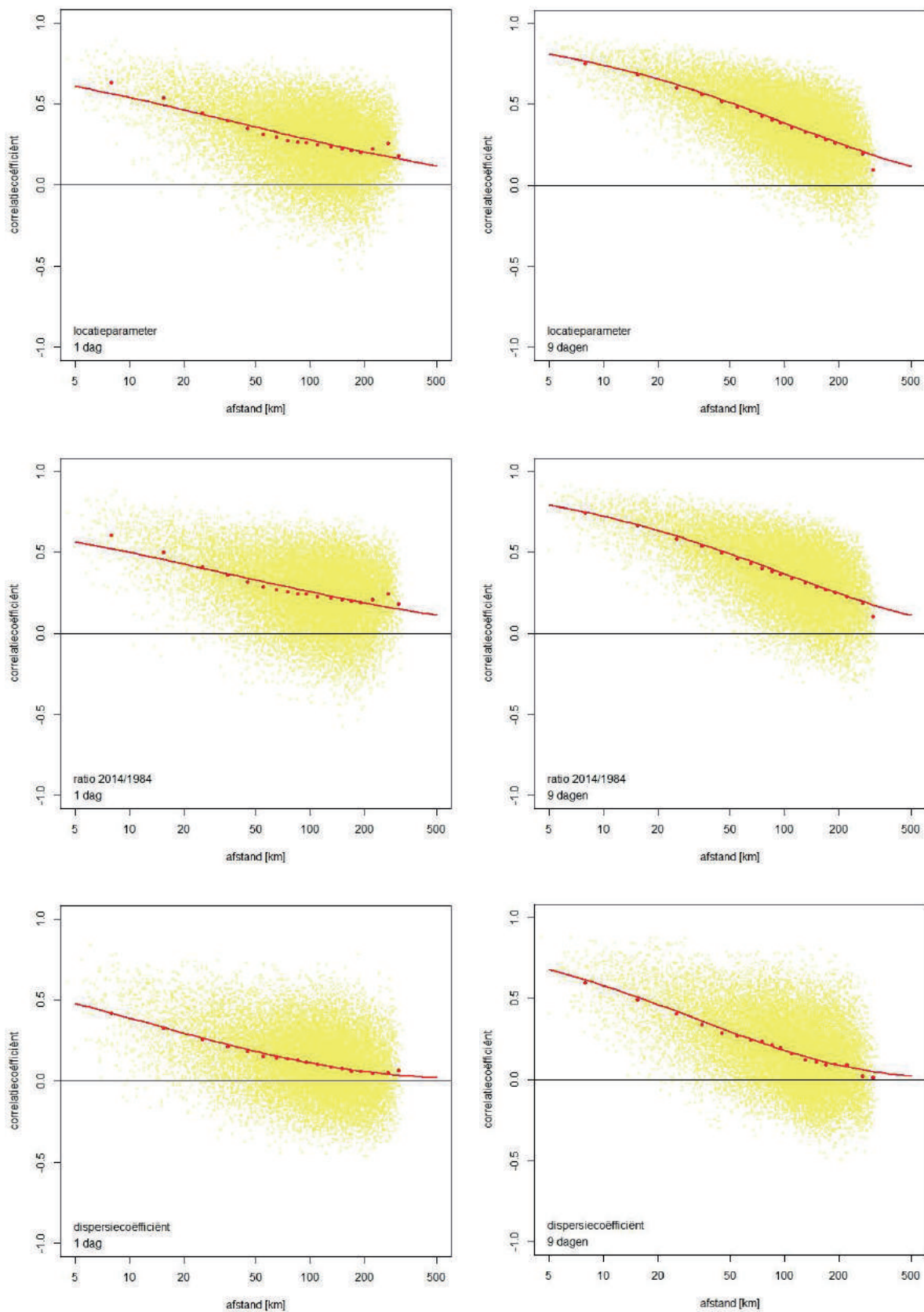
In KNMI2009 werd de correlatie tussen geschatte GEV parameters berekend met behulp van een “bootstrap resampling” procedure. In deze studie is ook gebruik gemaakt van bootstrap resampling, maar de procedure verschilt enigszins van die in KNMI2009 vanwege de trend in de locatieparameter en het meenemen van een eventuele jaar op jaar correlatie van de extremen (zie appendix C).

Voor duren  $D$  van 1 en 9 dagen zijn de geschatte correlatiecoëfficiënten van  $\hat{\xi}_{s,1984}$ ,  $g_s$  en  $\hat{y}_s$  tegen de stationsafstand uitgezet in figuur 12 voor de jaarmaxima en in figuur 13 voor de wintermaxima. Deze grafieken laten in het algemeen bij gelijke onderlinge afstanden een enorme variatie in de correlatiecoëfficiënt zien. Door middeling van de correlatiecoëfficiënten in afstandsklassen wordt een met de afstand afnemende relatie zichtbaar in figuur 12 en figuur 13. Figuur 14 geeft aan over hoeveel correlatiecoëfficiënten in de diverse afstandsklassen de gemiddelden bepaald zijn.

Evenals in KNMI2009 is de relatie tussen de correlatiecoëfficiënt en de onderlinge afstand beschreven door:

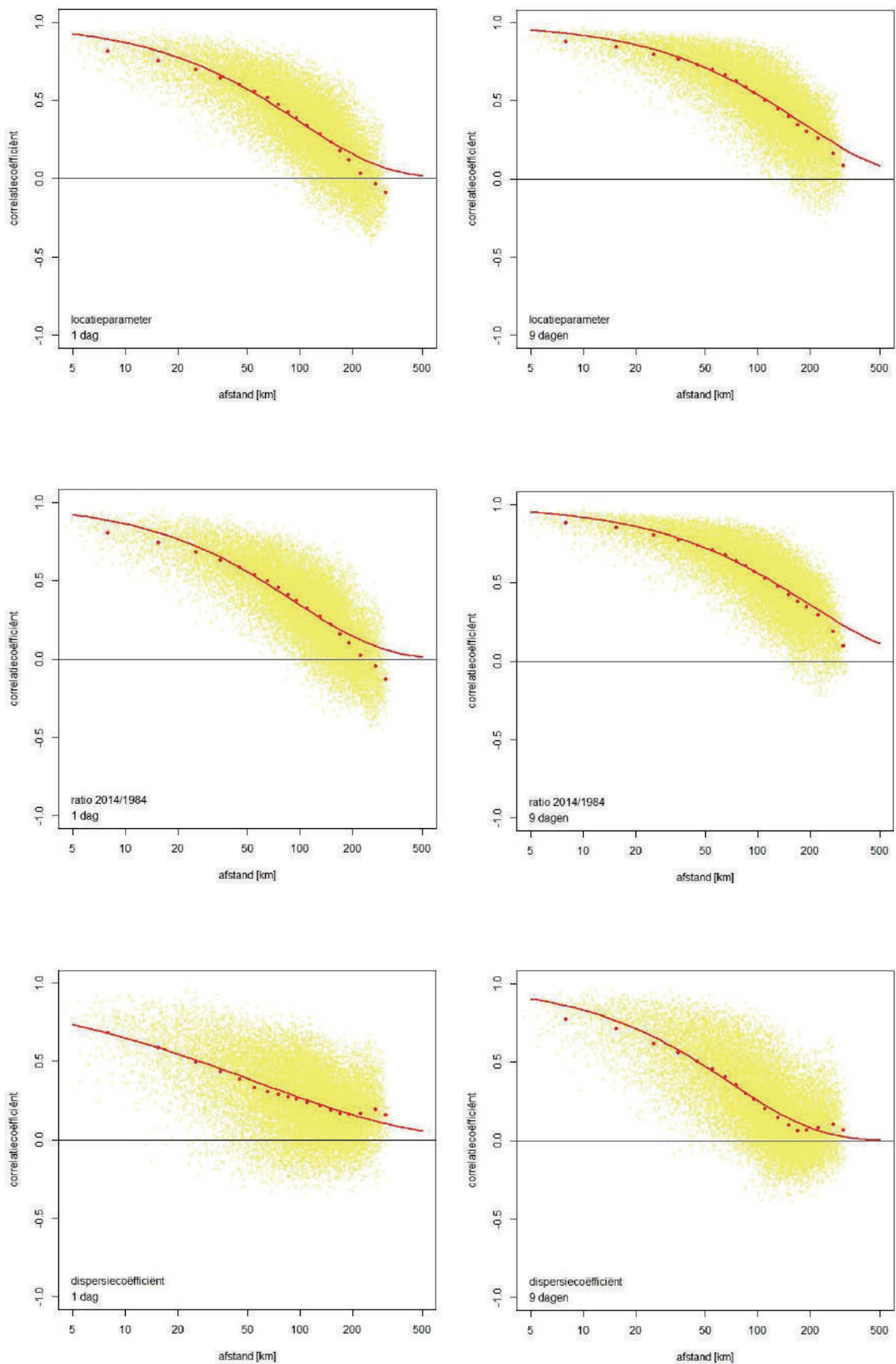
$$\rho = e^{-(h/h_0)^a}. \quad (10)$$

Hierin is  $h$  de onderlinge afstand in km,  $h_0$  een schaalfactor in km en  $a$  bepaalt de kromming. Voor  $h = h_0$  geldt, dat  $\rho = e^{-1} \approx 0.37$ , ongeacht de waarde van  $a$ . Bij  $h = 0$  krijgt  $\rho$  de waarde 1 en als  $h \rightarrow \infty$ , wordt  $\rho = 0$ . De coëfficiënten  $h_0$  en  $a$  zijn geschat door toepassing van de kleinste kwadraten methode op de  $z$ -getransformeerden van de geschatte correlatiecoëfficiënten. Deze getransformeerde waarden hebben ongeveer gelijke variantie wat wenselijk is bij de kleinste kwadraten methode. Details over de gevolgde procedure zijn te vinden in appendix 3 van KNMI2009. De uitkomsten van deze berekeningen voor de duren van 1, 4 en 9 dagen zijn samengevat in tabel 1. De coëfficiënt  $a$  is overal duidelijk kleiner dan 1, wat neerkomt op een correlatie, die langzamer dan exponentieel met de afstand afneemt. Uit de figuren 12 en 13 blijkt, dat tot een afstand van 200 km de correlatiecoëfficiënten volgens vergelijking (10) vrijwel overeenkomen met de afstandsgemiddelde correlatiecoëfficiënten. Voor grotere afstanden zijn er verschillen bij  $\hat{\xi}_{s,1984}$  en  $g_s$  in het winterseizoen. De afstandsgemiddelde correlatiecoëfficiënten vertonen in deze gevallen een vrij sterke daling met de afstand en worden bij de 1-daagse wintermaxima zelfs negatief. Dit is opvallend en hiervoor hebben we geen verklaring.

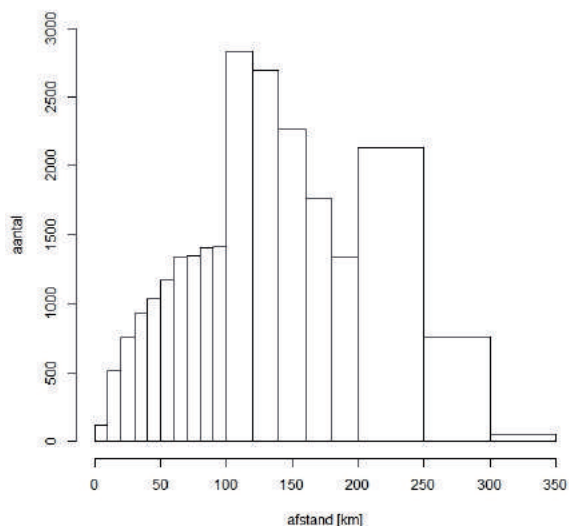


**Figuur 12** Correlatie tussen de geschatte locatieparameter, de ratio  $g_s$  in vergelijking (6) en de geschatte dispersiecoëfficiënt als functie van de afstand voor het gehele jaar bij een duur van 1 dag (links) en 9 dagen (rechts). De puntenwolk geeft de spreiding weer van de correlatiecoëfficiënt voor alle stationsparen. De rode punten geven afstandsgemiddelde correlatiecoëfficiënten aan. De rode lijn geeft het verloop van de correlatiecoëfficiënt met de afstand volgens vergelijking (10) weer.





Figuur 13 Als figuur 12, maar dan voor het winterseizoen.



**Figuur 14** Aantallen correlatiecoëfficiënten naar afstandsklasse. De onderlinge afstand tussen de stations is tot 100 km opgedeeld in klassen van 10 km. Tussen 100 en 200 km is een klassebreedte van 20 km aangehouden en daarboven zijn de afstanden verdeeld in klassebreedtes van 50 km.

Voor alle geschatte GEV parameters is de correlatie bij de wintermaxima in het algemeen sterker dan bij de jaarmaxima, wat verklaard kan worden uit het grootschalige karakter van de neerslag in de winter. Ook is de correlatiecoëfficiënt bij een duur van 9 dagen hoger dan bij 1 dag. Een oorzaak van dit verschil is dat 9-daagse neerslagsommen sterker gecorreleerd zijn dan de dagwaarden. Dit hangt samen met de ruimte-tijd correlatiestructuur van de dagwaarden (Buishand, 1977). Daarnaast speelt bij de maxima over het gehele jaar dat ze bij een duur van 9 dagen vaker buiten het zomerseizoen worden aangetroffen dan bij 1 dag. Voor de geschatte dispersiecoëfficiënt is de correlatie zowel bij de jaarmaxima als bij de wintermaxima zwakker dan voor de geschatte locatieparameter en de trend.

**Tabel 1** Waarden van de coëfficiënten  $h_0$  en  $a$  in vergelijking (10) voor de locatieparameter in 1984, de ratio 2014/1984 en de dispersiecoëfficiënt bij duren van 1, 4 en 9 dagen in het gehele jaar en het winterseizoen.

Parameter	Duur	Gehele jaar		Winterseizoen	
		$h_0$	$a$	$h_0$	$a$
Locatieparameter 1984	1	45.76	0.316	97.94	0.860
	4	78.52	0.408	129.99	0.838
	9	111.18	0.504	175.13	0.863
Ratio 2014/1984	1	35.21	0.293	93.13	0.859
	4	66.23	0.391	124.92	0.868
	9	100.67	0.490	194.62	0.832
Dispersiecoëfficiënt	1	11.70	0.365	57.12	0.484
	4	20.20	0.459	65.24	0.718
	9	33.88	0.499	69.76	0.870

## 5 Statistische significantie van de trend en de ruimtelijke verschillen in GEV parameters

In deze paragraaf wordt de statistische significantie besproken van achtereenvolgens de ruimtelijke verschillen in de locatieparameter, de trend in de locatieparameter en de dispersiecoëfficiënt. Bij de locatieparameter is ook onderzocht of de trend al of niet statistisch significant is.

### 5.1 Significantie van de ruimtelijke verschillen in de locatieparameter

Om te toetsen of de ruimtelijke verschillen in de locatieparameter significant zijn, kijken we naar de schattingen  $\hat{\xi}_{s,1984}$  van deze parameter voor het jaar 1984. Onder de nulhypothese  $H_0$  zijn er geen ruimtelijke verschillen binnen Nederland, dus  $\xi_{1,1984} = \dots = \xi_{m,1984} = \xi_{1984}$ . Evenals in KNMI 2009 is deze hypothese getoetst tegen het alternatief  $H_1$ , dat niet alle  $\xi_{s,1984}$  waarden gelijk zijn, met de grootheid  $T_1$  gegeven door:

$$T_1 = (\hat{\xi}_{1984} - \bar{\xi}_{1984,w} \mathbf{1})^T \mathbf{C}^{-1} (\hat{\xi}_{1984} - \bar{\xi}_{1984,w} \mathbf{1}), \quad (11)$$

waarbij  $\hat{\xi}_{1984}$  de kolomvector<sup>4</sup> is die de schattingen  $\hat{\xi}_{s,1984}$  van de  $m$  stations bevat,  $\mathbf{1}$  is een kolomvector bestaande uit  $m$  enen,  $\bar{\xi}_{1984,w}$  is de gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatter van  $\xi_{1984}$  (een gewogen gemiddelde van de schattingen  $\hat{\xi}_{s,1984}$  op basis van de covarianties tussen deze schattingen, zie appendix D) en  $\mathbf{C}$  is een  $m \times m$  matrix met als  $(s, r)$ <sup>de</sup> element de covariantie tussen  $\hat{\xi}_{s,1984}$  en  $\hat{\xi}_{r,1984}$ .  $\mathbf{C}^{-1}$  geeft de inverse van  $\mathbf{C}$  aan, en  $^T$  staat voor de getransponeerde (als  $\mathbf{a}$  een kolomvector is, dan is  $\mathbf{a}^T$  een rijvector met dezelfde elementen als  $\mathbf{a}$ ). Onder de nulhypothese  $H_0$  heeft  $T_1$  een chi-kwadraatverdeling met  $m - 1$  vrijheidsgraden. Een vrij elementaire introductie van deze toets is te vinden in KNMI2009.

Een probleem met  $T_1$  is, dat het aantal vrijheidsgraden groot is (in deze studie 218). Dit heeft tot gevolg dat het onderscheidingsvermogen gering is, ofwel de ruimtelijke verschillen moeten vrij groot zijn om als statistisch significant te worden aangemerkt. Een meer onderscheidende toets is mogelijk door de alternatieve hypothese  $H_1$  nader te specificeren, bijvoorbeeld door te stellen dat er een lineaire relatie is tussen de locatieparameter en de gemiddelde neerslag:

$$\xi_{s,1984} = \beta_0 + \beta_1 N_s, \quad s = 1, \dots, m \quad (12)$$

met  $N_s$  de jaargemiddelde of wintergemiddelde neerslag op station  $s$ . Onder de nulhypothese is de regressiecoëfficiënt  $\beta_1 = 0$ . Dit kan worden getoetst tegen het alternatief dat  $\beta_1 > 0$ . Een negatief verband tussen de locatieparameter en het gemiddelde is immers niet plausibel. Een geschikte toetsingsgrootheid is:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_1}{\widehat{\text{sd}}(\hat{\beta}_1)}, \quad (13)$$

waarbij  $\hat{\beta}_1$  de gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatter is van  $\beta_1$  en  $\widehat{\text{sd}}(\hat{\beta}_1)$  de geschatte standaarddeviatie van  $\hat{\beta}_1$ . Onder de nulhypothese is  $Z$  normaal verdeeld met verwachtingswaarde 0 en standaarddeviatie 1. Vergelijkingen voor  $\hat{\beta}_1$  en de variantie van  $\hat{\beta}_1$  worden gege-

<sup>4</sup> Symbolen voor vectoren en matrices worden niet-cursief en vetgedrukt weergegeven. Voor matrices worden hoofdletters gebruikt en voor vectoren kleine letters of het cijfer 1.

ven in appendix D. In KNMI2009 werd de significantie van  $\hat{\beta}_1$  tweezijdig getoetst met een grootheid  $T_3$ . Deze grootheid is gelijk aan  $Z^2$ . Het tweezijdig toetsen heeft echter een geringer onderscheidingsvermogen tot gevolg.

Wanneer  $\hat{\beta}_1$  significant van 0 verschilt, is het interessant om te onderzoeken of de regressie op de gemiddelde neerslag de systematische ruimtelijke verschillen in de locatieparameter adequaat beschrijft. Evenals in KNMI2009 wordt dit getoetst met de grootheid:

$$T_2 = (\hat{\xi}_{1984} - \hat{\xi}_{1984,\text{reg}})^T \mathbf{C}^{-1} (\hat{\xi}_{1984} - \hat{\xi}_{1984,\text{reg}}) = T_1 - Z^2, \quad (14)$$

waarbij  $\hat{\xi}_{1984,\text{reg}}$  de kolomvector is met de schattingen van  $\xi_{s,1984}$  op basis van de regressierelatie (12). Als deze regressierelatie de systematische ruimtelijke verschillen in de locatieparameter volledig beschrijft, dan heeft  $T_2$  een chi-kwadraatverdeling met  $m - 2$  vrijheidsgraden. De regressierelatie geeft dan een nauwkeuriger schatting van de locatieparameter dan de GEV fit aan de extreme waarden. Een hoge waarde van  $T_2$  wijst op onvolkomenheden van de regressierelatie. Het kan zijn dat de relatie tussen  $\xi_{1984}$  en de gemiddelde neerslag niet lineair is, maar ook dat er nog een andere variabele dan de gemiddelde neerslag nodig is om de ruimtelijke verschillen in de locatieparameter adequaat te beschrijven.

Voor het uitvoeren van bovengenoemde toetsen is de covariantiematrix  $\mathbf{C}$  nodig. Voor het  $(s, r)$ <sup>de</sup> element in deze matrix geldt:

$$\text{cov}(\hat{\xi}_{s,1984}, \hat{\xi}_{r,1984}) = \text{corr}(\hat{\xi}_{s,1984}, \hat{\xi}_{r,1984}) \cdot \text{sd}(\hat{\xi}_{s,1984}) \cdot \text{sd}(\hat{\xi}_{r,1984}). \quad (15)$$

Hierin geeft “cov” de covariantie, “corr” de correlatie en “sd” de standaarddeviatie aan. De correlatiecoëfficiënt volgt uit vergelijking (10). De bootstrap samples, waarop deze vergelijking gebaseerd is, geven ook een schatting van  $\text{var}(\hat{\xi}_{s,1984}) = [\text{sd}(\hat{\xi}_{s,1984})]^2$  (zie appendix C). Voor de toetsen gebaseerd op  $T_1$  en  $Z$  is voor  $\text{var}(\hat{\xi}_{s,1984})$  het gemiddelde van de bootstrapvarianties genomen, en voor de toetsingsgrootheid  $T_2$  is de geschatte variantie van  $\hat{\xi}_{s,1984}$  steeds evenredig aan het kwadraat van de schatting van  $\xi_{s,1984}$  uit de regressierelatie (12), waarbij de evenredigheidsconstante zodanig gekozen is dat het gemiddelde van de varianties gelijk is aan het gemiddelde van de bootstrapvarianties<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> De bootstrap samples geven voor ieder station een schatting van  $\text{var}(\hat{\xi}_{s,1984})$ . Deze schattingen zijn echter vrij onnauwkeurig, waardoor zij een vrij grote ruimtelijke variabiliteit vertonen. Dit beïnvloedt de verdeling van de toetsingsgrootheden. Om een chi-kwadraat verdeling voor  $T_1$  en  $T_2$  of een normale verdeling voor  $Z$  te gebruiken is het nodig de lokale bootstrapvarianties te vervangen door een minder variabele schatting van  $\text{var}(\hat{\xi}_{s,1984})$ . De hier gekozen aanpak veronderstelt dat de dispersiecoëfficiënt niet varieert over Nederland. Voor de toetsen gebaseerd op  $T_1$  en  $Z$  geldt dan onder de nulhypothese dat  $\text{var}(\hat{\xi}_{s,1984})$  overal gelijk is en het gemiddelde van de bootstrapvarianties is dan een nauwkeuriger schatter van  $\text{var}(\hat{\xi}_{s,1984})$  dan de lokale bootstrapvariantie. Bij de toetsingsgrootheid  $T_2$  is  $\text{var}(\hat{\xi}_{s,1984})$  onder de nulhypothese evenredig aan het kwadraat van  $\xi_{s,1984}$ , als er geen ruimtelijke verschillen zijn in de dispersiecoëfficiënt. Voor  $\xi_{s,1984}$  gebruiken we de schatting uit de regressierelatie (12), omdat deze nauwkeuriger is dan de lokale schatting  $\hat{\xi}_{s,1984}$ . In paragraaf 5.3 laten we zien, dat de veronderstelling van een constante dispersiecoëfficiënt redelijk is.

**Tabel 2** Resultaten van toetsen op regionale verschillen in de locatieparameter voor het jaar 1984.  $\hat{\beta}_1$  is de geschatte waarde van de regressiecoëfficiënt uit vergelijking (12). De grootheid  $T_1$  wordt gebruikt voor het toetsen van onderlinge verschillen tussen de stations zonder deze verschillen nader te specificeren. Met de toetsingsgrootheden  $Z$  en  $T_2$  wordt de relatie met de jaar- of wintergemiddelde neerslag getoetst (zie tekst).

Duur	Parameter	Gehele jaar		Winterseizoen	
1 dag	$\bar{\xi}_{1984,w}$ [mm]	29.6		19.2	
	$\hat{\beta}_1$	0.0261		0.0551	
	$Z$	18.1	***	38.8	***
	$T_1$	590.5	***	1844.1	***
	$T_2$	259.1	*	342.5	***
4 dagen	$\bar{\xi}_{1984,w}$ [mm]	52.2		37.8	
	$\hat{\beta}_1$	0.0504		0.1161	
	$Z$	25.7	***	50.1	***
	$T_1$	889.0	***	2798.6	***
	$T_2$	224.9		287.7	***
9 dagen	$\bar{\xi}_{1984,w}$ [mm]	75.5		58.3	
	$\hat{\beta}_1$	0.0731		0.1815	
	$Z$	32.3	***	61.0	***
	$T_1$	1299.9	***	4047.9	***
	$T_2$	251.2		321.9	***

\* Significant op het 5% niveau, maar niet op het 1% niveau

\*\* Significant op het 1% niveau, maar niet op het 0.1% niveau

\*\*\* Significant op het 0.1% niveau

Tabel 2 geeft de waarden van de toetsingsgrootheden  $Z$ ,  $T_1$  en  $T_2$  voor duren van 1, 4 en 9 dagen. De waarden van  $\bar{\xi}_{1984,w}$  en  $\hat{\beta}_1$  zijn ook gegeven voor deze duren. Uit de tabel kan het volgende geconcludeerd worden:

- Plaatselijke verschillen zijn zeer significant (hoge waarde van  $T_1$ ). Er is een significante relatie tussen de locatieparameter en de gemiddelde jaar/winter som (hoge waarde van  $Z$ ), die echter niet alle plaatselijke verschillen verklaart, met name in het winterseizoen (hoge waarde van  $T_2$ ).
- Voor de winter is het verband met het gemiddelde sterker dan voor het gehele jaar.
- Ook zijn  $T_1$  en  $T_2$  significanter in de winter. Hier speelt de sterkere ruimtelijke correlatie in de winter een rol.
- Bij  $T_1$  is de significantie sterker dan in KNMI2009. Dit komt deels door 11 extra jaren, maar waarschijnlijk vooral door het meenemen van meer stations.

### 5.2 Significantie van de trend en ruimtelijke verschillen in de trend

Bij afwezigheid van een trend zal de ratio  $g_s$  in vergelijking (6) niet significant van 1 verschillen. Dit is in deze studie getoetst met de grootheid  $T_0$  gegeven door:

$$T_0 = (\mathbf{g} - \mathbf{1})^T \mathbf{C}^{-1} (\mathbf{g} - \mathbf{1}), \quad (16)$$

met  $\mathbf{g}$  de kolomvector, die de ratio's  $g_s$  bevat,  $\mathbf{g} = (g_1, \dots, g_m)^T$ . De matrix  $\mathbf{C}$  bevat hier de varianties en covarianties van de ratio's  $g_s$ . Onder de nulhypothese dat er geen trend is, heeft  $T_0$  een chi-kwadraat verdeling met  $m$  vrijheidsgraden.

De grootheid  $T_1$  uit de vorige paragraaf is ook gebruikt om de significantie van ruimtelijke verschillen in de trend te toetsen. Voor de ratio's  $g_s$  wordt  $T_1$  gegeven door:

$$T_1 = (\mathbf{g} - \bar{g}_w \mathbf{1})^T \mathbf{C}^{-1} (\mathbf{g} - \bar{g}_w \mathbf{1}), \quad (17)$$

met  $\bar{g}_w$  de gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatter van de verhouding  $\xi_{2014}/\xi_{1984}$  (een gewogen gemiddelde trend over Nederland). Indien er overwegend positieve trends zijn, zal  $\bar{g}_w > 1$  zijn, en bij overwegend negatieve trend zal  $\bar{g}_w < 1$  zijn. Naast  $T_0$  is in deze studie de significantie van de trend getoetst met de grootheid:

$$Z = \frac{\bar{g}_w - 1}{\widehat{\text{sd}}(\bar{g}_w)}, \quad (18)$$

met  $\widehat{\text{sd}}(\bar{g}_w)$  de geschatte standaardafwijking van  $\bar{g}_w$ . Een uitdrukking voor de variantie van  $\bar{g}_w$  is gegeven in appendix D. Onder de nulhypothese (er is geen trend) is  $Z$  normaal verdeeld met verwachtingswaarde 0 en standaard deviatie 1. Bij een min of meer uniforme toename of afname van de neerslag over Nederland levert het gebruik van  $Z$  een meer onderscheidende toets op dan  $T_1$ .

Bij alle toetsen in deze paragraaf is de covariantiematrix  $\mathbf{C}$  afgeleid uit de correlatiecoëfficiënten volgens vergelijking (10) en, analoog aan  $T_1$  en  $Z$  in paragraaf 5.1, het gemiddelde van de geschatte varianties van  $g_s$  in de bootstrap samples<sup>6</sup>. De gemiddelde standaarddeviatie van  $g_s$  is ongeveer 0.045 bij de jaarmaxima en 0.050 bij de wintermaxima. De kans is dan vrij groot dat een verandering in de locatieparameter van 5% vanaf 1984 (ofwel 10% over het hele tijdvak 1951-2016) niet als significant zal worden aangemerkt bij een reeks van een enkel station. De standaardafwijking van het gewogen gemiddelde  $\bar{g}_w$  is aanzienlijk lager (zie appendix D), wat tot een betere detecteerbaarheid van trends leidt.

Tabel 3 geeft de gemiddelde trend  $\bar{g}_w$  en de waarden van de toetsingsgrootheden  $Z$ ,  $T_0$  en  $T_1$  voor duren van 1, 4 en 9 dagen. Voor zowel de jaarmaxima als de wintermaxima is er sprake van een significante trend. Daarnaast zijn de ruimtelijke verschillen in de trend statistisch significant voor deze extremen.

De zeer significante waarden van de toetsingsgrootheden  $T_0$  en  $T_1$  zijn mogelijk deels het gevolg van kleine niet-gecorrigeerde inhomogeniteiten in de onderliggende neerslagreeksen. De significantie van de gemiddelde trend in de 1-daagse jaarmaxima is sterker dan die van de gemiddelde lineaire trend in het aantal dagen met meer dan 30 mm neerslag (ongeveer de waarde van  $\bar{\xi}_{1984,w}$  in tabel 2 voor de 1-daagse jaarmaxima) in Buishand e.a. (2013). Dit komt deels door 7 extra jaren, maar belangrijker is waarschijnlijk dat hier alle informatie over de grootte van extreme neerslaggebeurtenissen wordt meegenomen in plaats van alleen maar het al of niet overschrijden van een bepaalde grenswaarde. Het meenemen van de ruimtelijke correlatie in  $\bar{g}_w$  heeft weinig effect op de significantie van de gemiddelde trend (de standaarddeviatie van  $\bar{g}_w$  verschilt bij de 1-daagse jaarmaxima ongeveer 5% van die van het rekenkundige gemiddelde van de ratio's  $g_s$ , zie appendix D).

<sup>6</sup> Daar er bij de toetsen gebaseerd op  $T_0$  en  $Z$  geen trend is onder de nulhypothese, zou men voor deze toetsen strikt genomen de trend niet mee moeten nemen in de bootstrap samples. Uit simulaties van reeksen van 66 jaarmaxima uit een GEV verdeling blijkt dat de standaarddeviatie van  $g_s$  in reeksen zonder trend ongeveer 5% lager is dan die in reeksen met een relatieve verandering in de locatieparameter van 10% over 30 jaar. De significantie van  $T_0$  en  $Z$  wordt daardoor iets onderschat in deze paragraaf.

**Tabel 3** Resultaten van toetsen op trend in de locatieparameter en op regionale verschillen in die trend. De grootheden  $Z$  en  $T_0$  worden gebruikt voor het toetsen van het al of niet aanwezig zijn van een trend. De grootheid  $T_1$  wordt gebruikt om te toetsen of er ruimtelijke verschillen zijn in de trend zonder deze verschillen nader te specificeren.

Duur	Parameter	Gehele jaar	Winterseizoen
1 dag	$\bar{g}_w$	1.068	1.102
	$Z$	2.72 **	3.75 ***
	$T_0$	319.0 ***	551.5 ***
	$T_1$	311.6 ***	537.5 ***
4 dagen	$\bar{g}_w$	1.079	1.086
	$Z$	3.42 ***	3.10 ***
	$T_0$	286.5 **	649.6 ***
	$T_1$	274.8 **	639.9 ***
9 dagen	$\bar{g}_w$	1.086	1.071
	$Z$	3.78 ***	2.29 *
	$T_0$	313.9 ***	697.7 ***
	$T_1$	299.6 ***	692.5 ***

\* Significant op het 5% niveau, maar niet op het 1% niveau

\*\* Significant op het 1% niveau, maar niet op het 0.1% niveau

\*\*\* Significant op het 0.1% niveau

### 5.3 Significantie van de ruimtelijke verschillen in de dispersiecoëfficiënt

Ook bij de dispersiecoëfficiënt kan de grootheid  $T_1$  gebruikt worden om te toetsen of de ruimtelijke verschillen binnen Nederland significant zijn. Voor de vector  $\hat{\gamma} = (\hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\gamma}_m)^T$  van geschatte dispersiecoëfficiënten wordt  $T_1$  gegeven door:

$$T_1 = (\hat{\gamma} - \bar{\gamma}_w \mathbf{1})^T \mathbf{C}^{-1} (\hat{\gamma} - \bar{\gamma}_w \mathbf{1}), \quad (19)$$

met  $\bar{\gamma}_w$  de gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatter van de constante dispersiecoëfficiënt  $\gamma$  onder de nulhypothese. Deze schatter verschilt iets van het rekenkundige gemiddelde  $\bar{\gamma}$  van de  $\hat{\gamma}_s$ -waarden in figuur 10. In appendix D worden deze twee schatters nader vergeleken.

Evenals bij de locatieparameter is bij de dispersiecoëfficiënt getoetst of er een lineaire relatie is met de gemiddelde neerslag:

$$\gamma_s = \beta_0 + \beta_1 N_s, \quad s = 1, \dots, m \quad (20)$$

met  $N_s$  weer de jaargemiddelde of wintergemiddelde neerslag op station  $s$ . De nulhypothese  $\beta_1 = 0$  wordt getoetst met de grootheid  $Z$  in vergelijking (13), maar in tegenstelling tot de locatieparameter wordt bij de dispersiecoëfficiënt deze hypothese getoetst tegen het tweezijdige alternatief  $\beta_1 \neq 0$ .

Bij de twee toetsen in deze paragraaf is de covariantiematrix  $\mathbf{C}$  afgeleid uit de correlatiecoëfficiënten volgens vergelijking (10) en, analoog aan  $T_1$  en  $Z$  in paragraaf 5.1, uit het gemiddelde van de geschatte varianties van  $\hat{\gamma}_s$  in de bootstrap samples. De geschatte standaardafwijking van  $\hat{\gamma}_s$  varieert van 0.018 (bij de 9-daagse jaarmaxima) tot 0.025 (bij de 1-daagse wintermaxima) en is in alle gevallen ongeveer 9% van  $\bar{\gamma}_w$ .

**Tabel 4** Resultaten van toetsen op regionale verschillen in de dispersiecoëfficiënt.  $\hat{\beta}_1$  is de geschatte waarde van de regressiecoëfficiënt uit vergelijking (20). De grootte  $T_1$  wordt gebruikt voor het toetsen van onderlinge verschillen tussen de stations zonder deze verschillen nader te specificeren. Met de toetsingsgrootte  $Z$  wordt de relatie met de jaar- of wintergemiddelde neerslag getoetst (zie tekst).

Duur	Parameter	Gehele jaar	Winterseizoen
1 dag	$\bar{\gamma}_w$	0.2546	0.2778
	$100 \cdot \hat{\beta}_1$	-0.0114	-0.0095
	$Z$	-3.08 **	-1.17
	$T_1$	243.1	218.9
4 dagen	$\bar{\gamma}_w$	0.2248	0.2511
	$100 \cdot \hat{\beta}_1$	-0.0062	-0.0191
	$Z$	-1.94	-3.18 **
	$T_1$	220.8	327.2 ***
9 dagen	$\bar{\gamma}_w$	0.2050	0.2390
	$100 \cdot \hat{\beta}_1$	-0.0100	-0.0210
	$Z$	-3.70 ***	-4.38 ***
	$T_1$	272.6 **	377.5 ***

\* Significant op het 5% niveau, maar niet op het 1% niveau

\*\* Significant op het 1% niveau, maar niet op het 0.1% niveau

\*\*\* Significant op het 0.1% niveau

Tabel 4 geeft het gewogen gemiddelde  $\bar{\gamma}_w$ , de geschatte regressiecoëfficiënt  $\hat{\beta}_1$ , vermenigvuldigd met een factor 100 (het verschil in dispersiecoëfficiënt bij een verschil in de gemiddelde neerslag van 100 mm),  $Z$  en  $T_1$ . De significantie van  $Z$  en  $T_1$  is minder sterk dan in tabel 2 voor de locatieparameter. Dit was enigszins te verwachten, gezien het grillige patroon van de geschatte dispersiecoëfficiënten in figuur 9 en de grote spreiding van de relatieve dispersiecoëfficiënten om de diagonaal in figuur 11 als gevolg van de vrij grote standaardafwijking van  $\hat{\gamma}_s$ .

De geschatte regressiecoëfficiënt  $\hat{\beta}_1$  is in alle gevallen negatief. Bij de jaarmaxima verschilt  $Z$  significant van 0 voor duren van 1 en 9 dagen. Maar ook dan is  $100 \cdot \hat{\beta}_1$  klein ten opzichte van  $\bar{\gamma}_w$  (ongeveer 5%). Slechts in een klein deel van Nederland wijkt de gemiddelde jaarsom 100 mm of meer af van het landgemiddelde en ook voor dat deel van Nederland leidt een regressie op de gemiddelde jaarsom slechts tot een klein verschil in de dispersiecoëfficiënt. Bij de wintermaxima verschilt  $Z$  significant van 0 voor duren van 4 en 9 dagen. Een verschil van 50 mm in de wintergemiddelde neerslag ten opzichte van het landelijk gemiddelde is al vrij groot en een dergelijk verschil leidt volgens de regressierelatie tot een verschil in de dispersiecoëfficiënt van minder dan 5%. Gezien het geringe effect van het langjarige gemiddelde op de dispersiecoëfficiënt is het voor een regionalisatie van de neerslagstatistiek niet zinvol om de dispersiecoëfficiënt te relateren aan het langjarige gemiddelde.

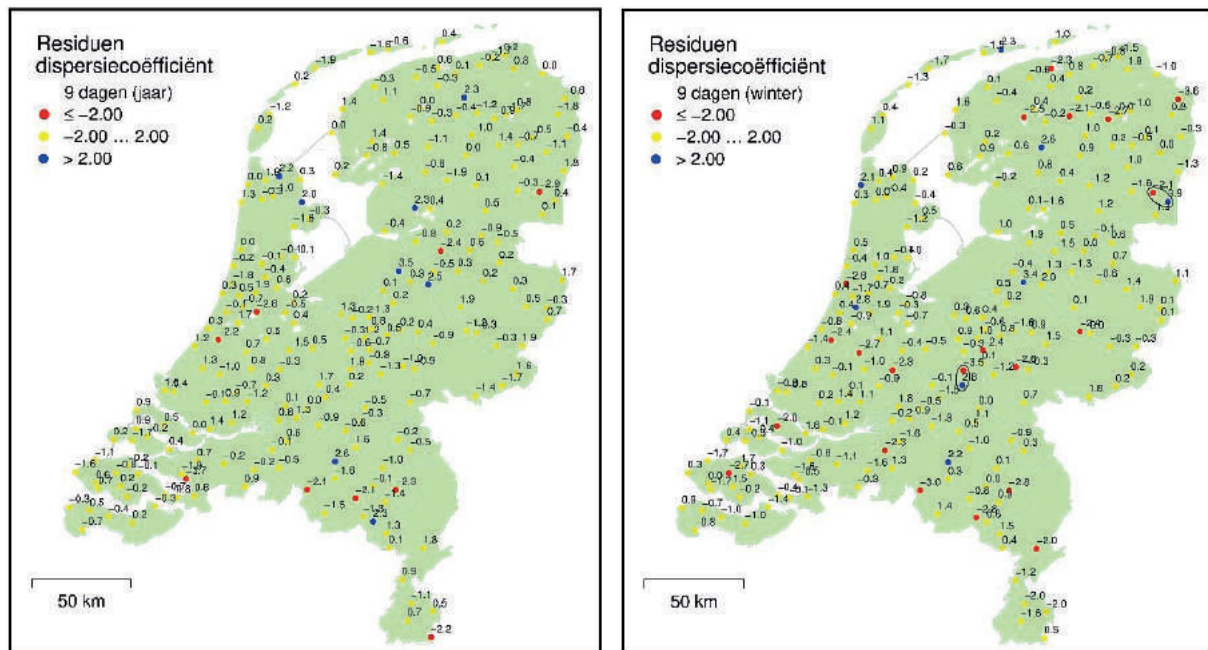
Opvallend zijn de zeer significante waarden van de toetsingsgrootte  $T_1$  bij de 9-daagse maxima in tabel 4. Dit werd ook al in KNMI2009 geconstateerd. Om dit verder te onderzoeken werd in KNMI2009 de toetsingsgrootte  $T_1$  herschreven als:

$$T_1 = \sum_{s=1}^m \eta_s^2. \quad (21)$$



Hierin is  $\eta_s$  een (getransformeerd) residu dat de bijdrage van station  $s$  aan  $T_1$  weergeeft. Onder de nulhypothese van een constante dispersiecoëfficiënt over Nederland zijn de residuen  $\eta_s$  bij benadering ongecorreleerd en normaal verdeeld met verwachtingswaarde 0 en standaarddeviatie 1. Voor ongeveer 5% van de 219 stations ( $\approx 11$  stations) zou  $\eta_s$  dan  $< -2$  of  $> 2$  moeten zijn. Figuur 15 laat voor de 9-daagse maxima de verdeling van de residuen  $\eta_s$  over Nederland zien. Bij de jaarmaxima is voor 9 stations  $\eta_s < -2$  en is voor 8 stations  $\eta_s > 2$ . Voor de wintermaxima zijn deze aantallen respectievelijk 21 en 8, wat significant afwijkt van wat men verwacht bij een constante dispersiecoëfficiënt over Nederland.

Figuur 16 geeft Gumbel waarschijnlijkheidsplots van de 9-daagse wintermaxima van paren van naburige stations, waarbij voor het ene station  $\eta_s < -2$  is en voor het andere  $\eta_s > 2$ . Vanwege de trend zijn de maxima in deze plots geschaald door deling door de geschatte locatieparameter voor het bijbehorende jaar. Doordat de vormparameter positief is bij de 9-daagse wintermaxima buigen de lijnen van de gefitte verdelingen enigszins naar beneden af. De linker grafiek vergelijkt de 9-daagse wintermaxima van Emmen ( $\eta_s = -2.1$ ) met die van Klazienaveen ( $\eta_s = 3.9$ , de hoogste waarde in figuur 15). Doordat de hoogste geordende 9-daagse maxima in Klazienaveen groter zijn dan de overeenkomstige 9-daagse maxima in Emmen, wordt voor Klazienaveen een ongeveer 10% hogere dispersiecoëfficiënt  $\hat{\gamma}_s$  gevonden. Dit leidt tot een grote bijdrage aan de toetsingsgrootheid  $T_1$  als gevolg van de vrij sterke correlatie tussen de geschatte dispersiecoëfficiënten van deze stations. In de rechter grafiek worden de 9-daagse wintermaxima van Tiel ( $\eta_s = 2.8$ ) met die van Amerongen ( $\eta_s = -3.5$ ) vergeleken. Het verschil in dispersiecoëfficiënt is hier ongeveer 20%. Voor Tiel wordt een hogere dispersiecoëfficiënt gevonden doordat de hoogste 9-daagse maxima groter zijn dan die in Amerongen en de laagste 9-daagse maxima juist kleiner.

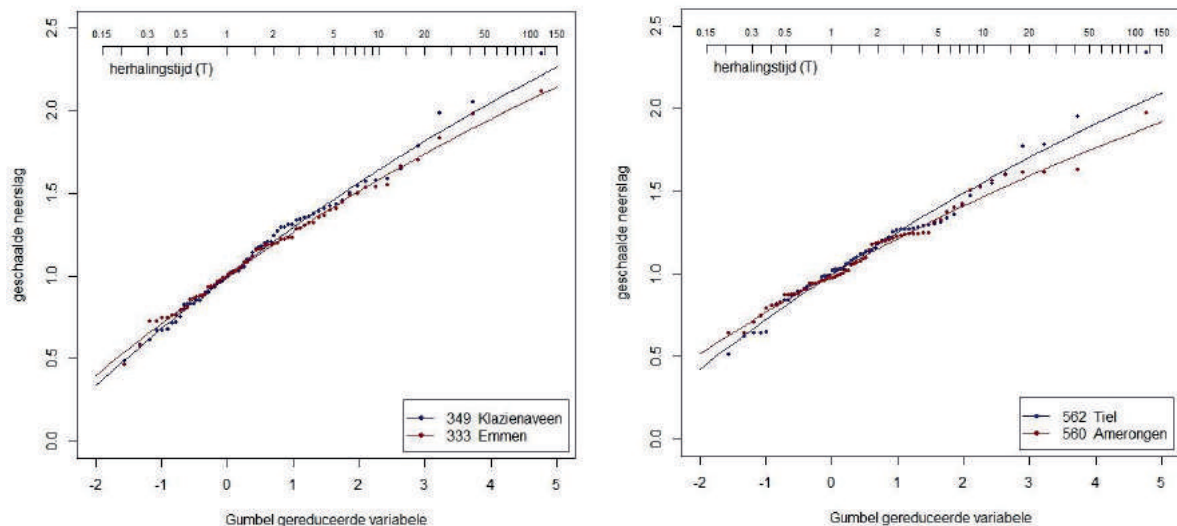


**Figuur 15** Residuen  $\eta_s$  bij de dispersiecoëfficiënt van de 9-daagse jaarmaxima (links) en wintermaxima (rechts). Van de omcirkelde stationsparen (gekenmerkt door relatief grote residuen met tegengesteld teken) zijn de geschaalde wintermaxima uitgezet in de Gumbel waarschijnlijkheidsplots van figuur 16.

Het feit dat de sterkste significantie van  $T_1$  gevonden wordt bij de 9-daagse maxima kan voor een deel worden toegeschreven aan een grotere gevoeligheid voor verschillen in  $\hat{\gamma}_s$  op korte afstand als gevolg van de relatief sterke ruimtelijke correlatie bij een duur van 9 dagen. Deze verschillen in  $\hat{\gamma}_s$  worden vaak veroorzaakt doordat enkele gebeurtenissen op het ene station wat hoger uitvallen dan op het andere station en het is zeer vraag of dat het gevolg is van werkelijke klimatologische verschillen.

Hoewel  $T_1$  gevoelig is voor verschillen tussen de geschatte dispersiecoëfficiënten van naburige stations, is het onderscheidingsvermogen van de toets gering vanwege het grote aantal vrijheidsgraden en de relatief grote standaarddeviatie van de geschatte dispersiecoëfficiënten.

Door de grotere relatieve standaarddeviatie zijn systematische verschillen in de dispersiecoëfficiënt moeilijker te onderkennen dan die in de locatieparameter.



**Figuur 16** Gumbel waarschijnlijkheidsplots voor de geschaalde 9-daagse wintermaxima te Klazienaveen en Emmen (links) en te Tiel en Amerongen (rechts). De herhalingstijd heeft hier betrekking op de gemiddelde duur (in jaren) tussen twee opeenvolgende overschrijdingen in de partiële duurreeks (zie appendix C van Deelrapport 4). De lijnen geven een GEV verdeling weer, waarvan de locatieparameter vanwege de schaling gelijk aan 1 is en de dispersiecoëfficiënt geschat is op basis van de 9-daagse wintermaxima van het desbetreffende station met een voor alle locaties gelijke vormparameter (0.079). De dispersiecoëfficiënt bedraagt voor Klazienaveen 0.306, voor Emmen 0.277, voor Tiel 0.265 en voor Amerongen 0.223.

## 6 Schalingsfactoren voor de regionalisatie van de neerslagstatistiek

In deze studie is evenals in KNMI2009 de vormparameter bij iedere duur voor geheel Nederland constant gehouden. Op basis van de resultaten in hoofdstuk 5 kan geconcludeerd worden dat ook de dispersiecoëfficiënt constant verondersteld mag worden. Weliswaar werd in een aantal gevallen een significant verband met de jaargemiddelde of wintergemiddelde neerslag gevonden, maar dit leidt slechts tot geringe verschillen in de dispersiecoëfficiënt. Andere statistische significante verschillen in de dispersiecoëfficiënt zijn mogelijk voor een belangrijk deel het gevolg van een te sterke gevoeligheid van de gebruikte toetsingsgrootte voor verschillen tussen de geschatte dispersiecoëfficiënten van naburige stations. Een constante vormparameter en dispersiecoëfficiënt binnen Nederland heeft tot gevolg, dat de statistische verdeling van de extremen overal hetzelfde is, als men de lokale maxima deelt door het gemiddelde jaar- of wintermaximum, een eigenschap waarop de index-flood methode (Dalrymple, 1960) in de hydrologie is gebaseerd. In plaats van te schalen met het gemiddelde jaar- of wintermaximum, is het ook mogelijk te schalen met de plaatselijke locatieparameter van de GEV verdeling. Het constant zijn van de verdeling na schaling met de locatieparameter heeft tot gevolg, dat de relatieve verschillen in de neerslaghoeveelheden die eens in de  $T$  jaar (de terugkeerniveaus) worden overschreden van plaats tot plaats steeds gelijk zijn aan de relatieve verschillen in de locatieparameter voor die plaatsen.

De toetsen in hoofdstuk 5 laten zien, dat er een statistisch significante trend is in de locatieparameter en dat er statistisch significante verschillen zijn in de grootte van deze trend binnen Nederland zowel bij de jaarmaxima als de wintermaxima. Daar de basisstatistiek in Deelrapport 1 betrekking heeft op het jaar 2014 is voor de regionalisatie in deze studie ook uitgegaan van dit jaar. Door vermenigvuldiging van de gladgestreken waarden van de gewogen duurgemiddelde trend  $\bar{g}_s^*$  in vergelijking (9) met de parameter  $\hat{\xi}_{s,1984,D}$  voor ieder station  $s$  en de duren ( $D = 1, 2, 4, 8$  en  $9$ ) worden de waarden van de locatieparameter  $\hat{\xi}_{s,2014,D}$  voor het referentiejaar 2014 verkregen. Analoog aan de vergelijkingen (7) en (8) kan  $\hat{\xi}_{s,2014,D}$  samengevat worden tot een relatieve locatieparameter voor het referentiejaar, verkort weergegeven als  $\hat{\xi}_{2014,rel}$ , die geldig is voor alle duren. Deze relatieve locatieparameter wordt weergegeven in figuur 17.

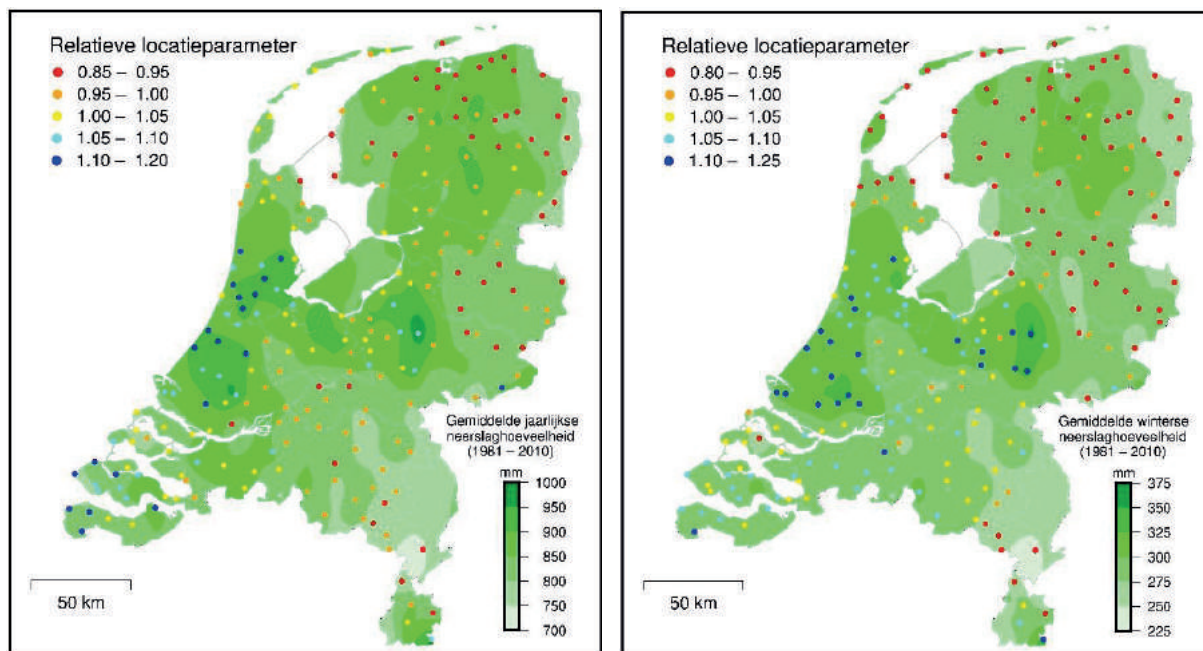
Door de sterke trend in vooral Zeeland is de relatieve locatieparameter bij de jaarmaxima in het referentiejaar gelijk geworden aan die in Zuid-Holland. In het zuiden van Limburg is  $\hat{\xi}_{2014,rel}$  bij de jaarmaxima kleiner dan  $\hat{\xi}_{1984,rel}$ . In de winter komen de schattingen van deze parameters in dit gebied meer met elkaar overeen. Voor het winterseizoen worden de hoogste waarden van  $\hat{\xi}_{2014,rel}$  in Zuid-Holland en in het gebied tussen oostelijk Utrecht en de oostflank van de Veluwe gevonden. Het aantal stations in het noordoosten van Nederland, waarvoor de relatieve locatieparameter kleiner is dan 0.95, is voor het referentiejaar groter dan voor 1984 zowel bij de jaarmaxima als bij de wintermaxima vanwege de zwakke, soms negatieve, trend in dat gebied.

Figuur 18 geeft voor duren van 1, 4 en 9 dagen “box en whisker plots” van de verschillen tussen de geschatte locatieparameter ( $\hat{\xi}_{s,1984}$  en  $\hat{\xi}_{s,2014}$ ) en de waarde van de locatieparameter uit een vermenigvuldiging van de relatieve locatieparameter  $\hat{\xi}_{rel}$  met het rekenkundige gemiddelde van de geschatte locatieparameter voor alle stations bij de desbetreffende duur. Voor het jaar 1984 zijn er verschillen door de aanname dat de relatieve locatieparameter voor alle du-

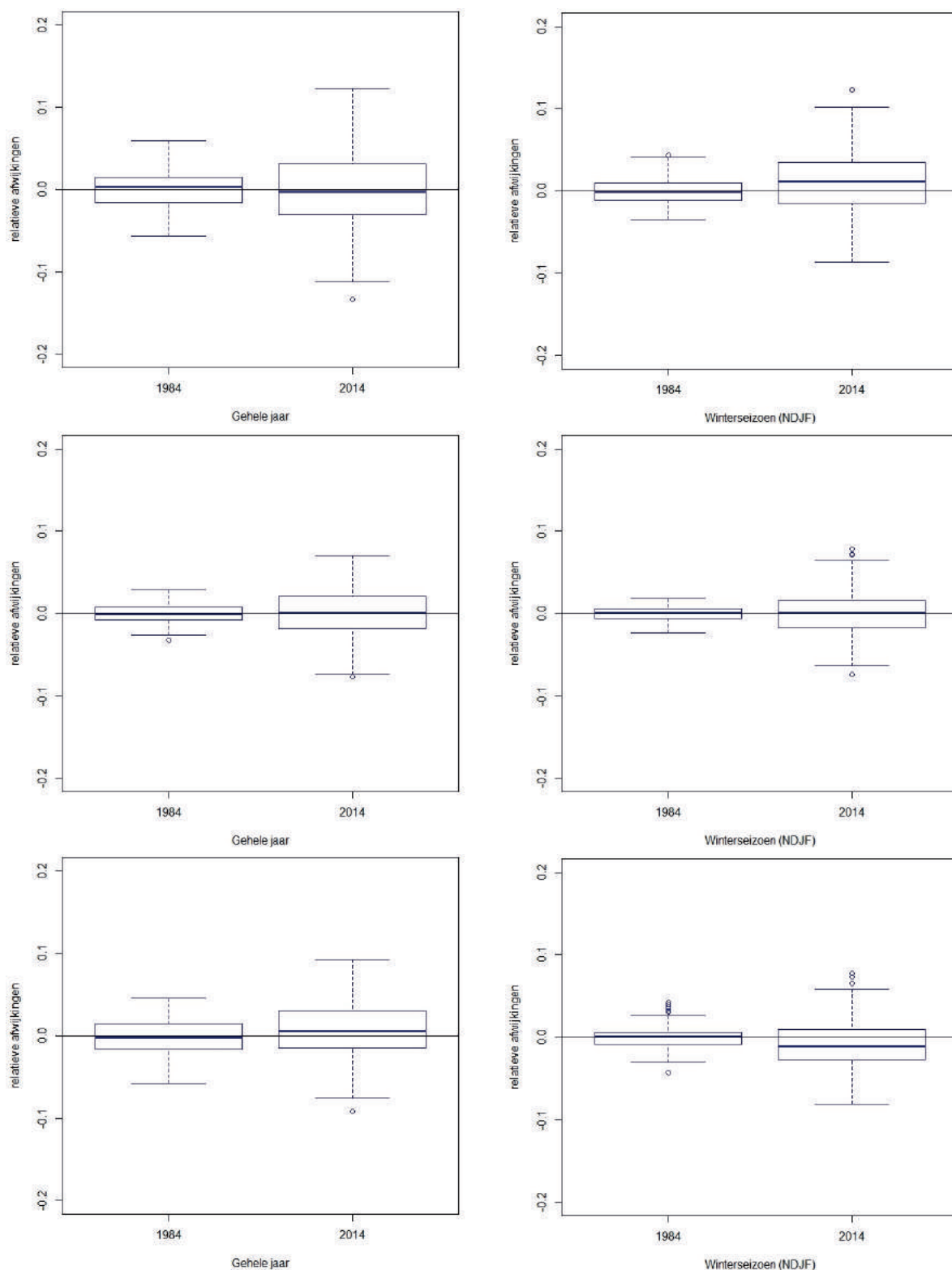
ren hetzelfde is. Voor de meeste stations zijn de relatieve verschillen niet groter dan 2%, in een enkel geval is het relatieve verschil ongeveer 5%. Voor het referentiejaar 2014 zijn de verschillen groter, in sommige gevallen ongeveer 10%. Behalve de aanname dat de relatieve locatieparameter voor alle duren hetzelfde is, ontstaan voor dit jaar ook verschillen vanwege de aanname dat de relatieve verandering in de locatieparameter voor alle duren hetzelfde is en verder door het ruimtelijk gladstrijken van deze verandering.

De bootstrapprocedure in KNMI2009 liet zien, dat de standaardafwijking van  $\hat{\xi}_{rel}$  ongeveer 3% bedroeg. Deze waarde kan men ook aanhouden voor  $\hat{\xi}_{1984,rel}$ , maar de standaardafwijking van  $\hat{\xi}_{2014,rel}$  zal groter zijn dan 3%, vanwege de onzekerheid over de grootte van de trend. Binnen de huidige studie was er geen ruimte om de onzekerheid in  $\hat{\xi}_{2014,rel}$  te bepalen. Een bootstrapprocedure als in KNMI2009 is voor  $\hat{\xi}_{2014,rel}$  ook rekenintensiever, omdat in elk bootstrap sample het patroon van de geschatte trend dan steeds ruimtelijk gladgestreken moet worden door middel van “penalized regression splines”.

Vanwege de constante vormparameter en dispersiecoëfficiënt binnen Nederland van de onderliggende GEV verdeling, kan de neerslag, die in een gegeven duur op een bepaalde locatie  $s$  gemiddeld eens in de  $T$  jaar wordt overschreden, eenvoudig worden verkregen door het overeenkomstige terugkeerniveau uit de basisstatistiek te vermenigvuldigen met een factor  $f_s$ . Deze factor wordt hier gebaseerd op de waarde van de relatieve locatieparameter  $\hat{\xi}_{s,2014,rel}$  voor het jaar 2014 van die locatie. Bij de jaarmaxima is deze relatieve locatieparameter voor De Bilt vrijwel gelijk aan 1 en evenals in KNMI2009 zou men dus  $f_s = \hat{\xi}_{s,2014,rel}$  kunnen nemen. Maar bij de wintermaxima is de relatieve locatieparameter van De Bilt gelijk aan 1.09.



**Figuur 17** Waarden van de relatieve locatieparameter voor het referentiejaar 2014 ( $\hat{\xi}_{2014,rel}$ ), afgeleid uit de geschatte waarde van de locatieparameter voor 1984 ( $\hat{\xi}_{s,1984}$ ) en de gladgestreken trend  $\bar{g}_s^*$  voor de jaarmaxima (links) en de wintermaxima (rechts) met als achtergrond de jaar- of wintergemiddelde neerslag (normaal: 1981 – 2010).



**Figuur 18** “Box en whisker plots” van de relatieve afwijkingen voor alle stations van de plaatselijke uit jaar- en wintermaxima geschatte locatieparameter ten opzichte van een schatting op basis van de gemiddelde relatieve locatieparameter  $\hat{\xi}_{rel}$  voor het desbetreffende station bij duren van 1 dag (boven), 4 dagen (midden) en 9 dagen (onder) voor het gehele jaar (links) en het winterseizoen (rechts). De helft van de afwijkingen ligt binnen de boven- en onderzijde van de rechthoek of “box”. De middelste waarde of mediaan van de relatieve afwijkingen is weergegeven als blauwe lijn in de “box”. Behoudens de uitschieters, die als losse punten aan de boven- en onderkant van het diagram zijn weergegeven, liggen alle afwijkingen tussen de korte horizontale lijnen of “whiskers” aan weerszijden van de “box”. De relatieve afwijkingen zijn zowel voor het jaar 1984 als het referentiejaar 2014 uitgezet.

Daar de basisstatistiek representatief is voor De Bilt moeten we de terugkeerniveaus niet schalen met de relatieve locatieparameter  $\hat{\xi}_{s,2014,rel}$ , maar met:

$$f_s = \hat{\xi}_{s,2014,rel} / \hat{\xi}_{DB,2014,rel}, \quad (22)$$

waarbij  $\hat{\xi}_{DB,2014,rel}$  de relatieve locatieparameter van De Bilt voor 2014 is. In het volgende hoofdstuk worden op basis van deze schalingsfactor verschillende neerslagregimes onderscheiden met voor elk regime een aparte extreme waarden statistiek.

## 7 Regionale neerslagstatistiek

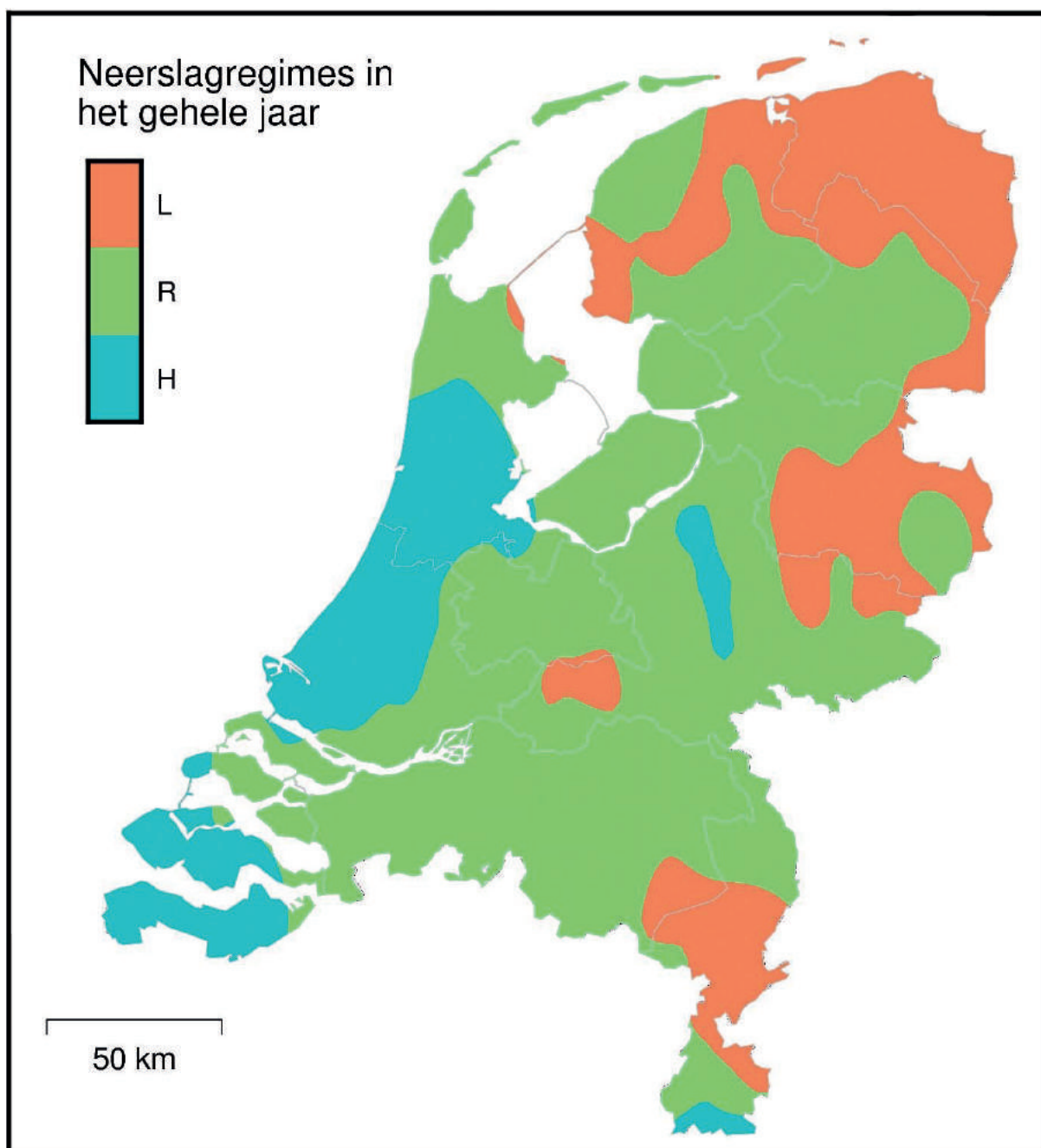
In hoofdstuk 6 werd een schalingsfactor  $f_s$  afgeleid waarmee de basisstatistiek herleid kan worden tot een extreme waarden statistiek voor een locatie  $s$ . Voor de jaarmaxima worden in deze studie drie neerslagregimes onderscheiden: een regime L met relatief lage waarden van  $f_s$ , een regime R met gemiddelde waarden van  $f_s$  (vrijwel gelijk aan 1) en een regime H met relatief hoge waarden van  $f_s$ . In tegenstelling tot KNMI2009 zijn er niet langer twee natte regimes. Dit vanwege de grotere standaarddeviatie van de relatieve locatieparameter als gevolg van de te schatten trend. De drie regimes zijn gedefinieerd in tabel 5 en figuur 19 laat zien welke delen van Nederland met deze regimes corresponderen. Bij een aantal stations is de afwijking van  $f_s$  ten opzichte van de klassegrens zo gering dat het neerslagregime van naburige stations is aangehouden. Het betreft hier de stations: Edam, Zandvoort, Strijen, Harskamp, Biervliet, Terneuzen, Boxtel, Veenendaal, Aalten, Oosterhout en Steenberg. Voor de drie neerslagregimes is de extreme waarden statistiek uitgewerkt in de overzichten van tabel 6, waarbij de achtergrondkleuren corresponderen met de kleuren gebruikt voor het weergeven van de regimes in figuur 19. De statistiek voor regime R is overgenomen uit de basisstatistiek voor het jaar in Deelrapport 1, terwijl voor de andere regimes de statistiek tot stand gekomen is door vermenigvuldiging van de terugkeerniveaus uit de basisstatistiek met de regimegemiddelde schalingsfactor in tabel 5 voor het gehele jaar.

Voor het winterseizoen krijgen we bij dezelfde klassenbreedte, als die voor het gehele jaar, vier verschillende neerslagregimes: een regime LL voor de laagste waarden van  $f_s$  ( $< 0.85$ ), een regime L met relatief lage waarden van  $f_s$ , een regime R voor waarden van  $f_s$  vrijwel gelijk aan 1 en een regime H met relatief hoge waarden van  $f_s$ . Deze regimes zijn ook gedefinieerd in tabel 5. Figuur 20 laat zien waar in Nederland deze winterregimes voorkomen. Evenals bij de jaarmaxima is bij de wintermaxima voor een aantal stations het regime van naburige stations aangehouden, namelijk voor Callantsoog, Edam, Wijk aan Zee, Zandvoort, Zegveld, Vleuten, Voorthuizen, Gendringen, Ritthem, Middelburg, Hoogerheide, Buchten, Leiden, Krimpen aan de Lek, Veenendaal, Hamersveld, Aalten, Nuland en Sint Anthonis. Voor de vier te onderscheiden neerslagregimes is de extreme waarden statistiek uitgewerkt in de overzichten van tabel 7, waarbij de achtergrondkleuren weer corresponderen met het kleurengebruik voor de regimes in figuur 20 en de statistiek voor regime R weer is overgenomen uit de basisstatistiek in Deelrapport 1, maar dan voor de winter (NDJF). Voor de overige regimes volgt de statistiek uit een vermenigvuldiging van de terugkeerniveaus uit de basisstatistiek met de regimegemiddelde schalingsfactor in tabel 5 voor het winterseizoen.

**Tabel 5** Definitie van drie neerslagregimes in het gehele jaar en vier neerslagregimes in het winterseizoen op basis van  $f_s$  volgens vergelijking (22). Voor elk regime is het aantal neerslagstations en het rekenkundig regimegemiddelde van  $f_s$  vermeld.

Regime	$f_s$	Gehele jaar		Winterseizoen	
		aantal stations	regimegemiddelde	aantal stations	regimegemiddelde
LL	0.70 – 0.85	—	—	56	0.82
L	0.85 – 0.95	54	0.92	80	0.90
R	0.95 – 1.05	119	1.00	77	1.00
H	1.05 – 1.15	46	1.09	6	1.08

De terugkeerniveaus vermeld voor regime R in beide tabellen hebben betrekking op lopende  $D$ -daagse sommen. Deze verschillen van de vaste  $D$ -daagse sommen uit de dagaftappingen van de neerslagstations, doordat de lopende  $D$ -daagse sommen voor elk klokuur bepaald worden. De terugkeerniveaus voor lopende  $D$ -daagse sommen zijn volgens KNMI2009 iets hoger dan die voor vaste  $D$ -daagse sommen (ongeveer 13% voor  $D = 1$  dag, 6% voor  $D = 2$  dagen en minder dan 5% voor de langere duren).

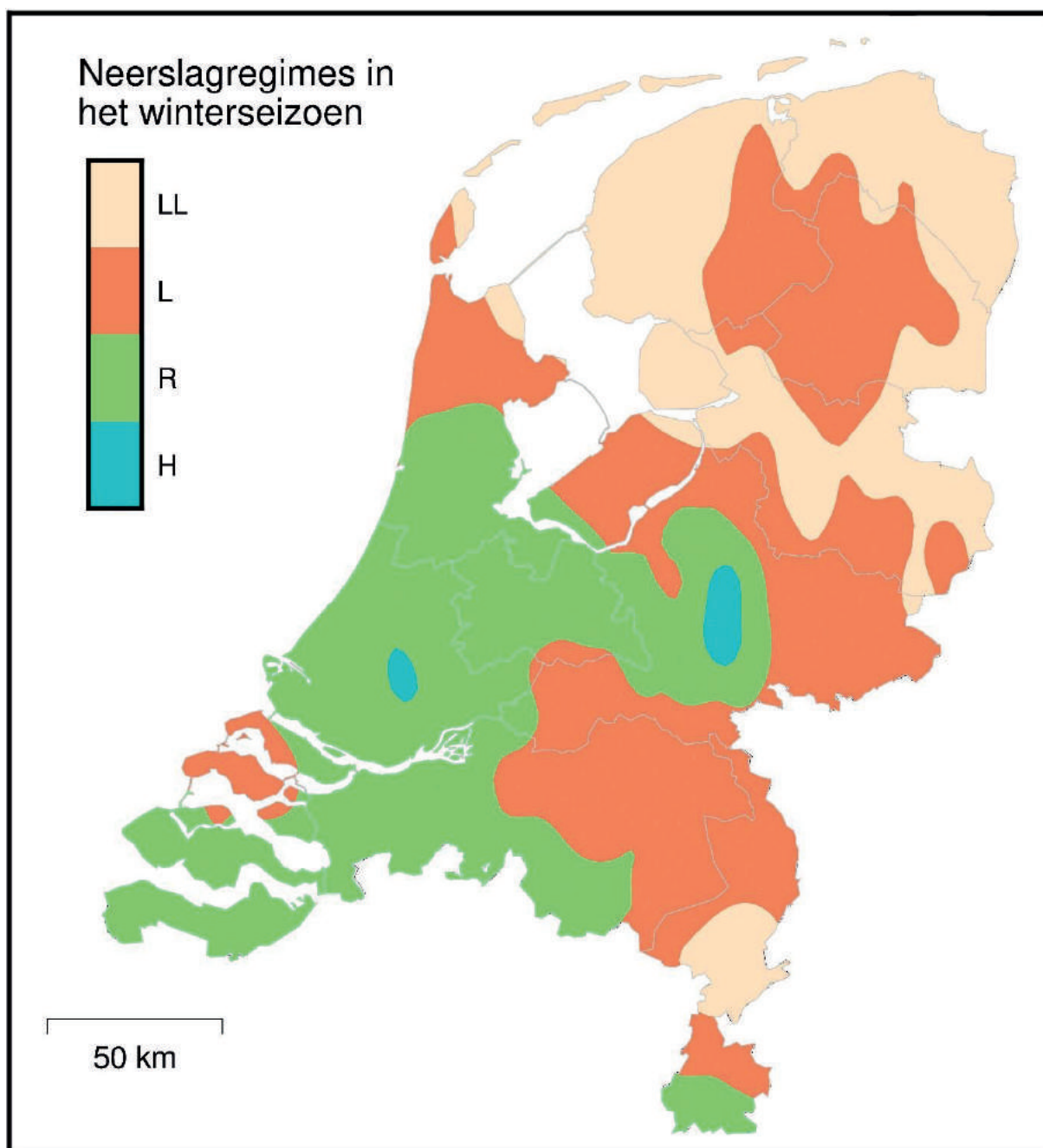


**Figuur 19** Drie te onderscheiden neerslagregimes met elk een eigen extreme waarden statistiek voor het gehele jaar.



**Tabel 6** Neerslagextremen (mm) gedurende het gehele jaar voor duren van 1, 2, 4, 8 en 9 dagen, die gemiddeld 2 maal per jaar tot gemiddeld eens per 1000 jaar worden overschreden. De drie te onderscheiden neerslagregimes L, R en H gelden voor verschillende gebieden in Nederland, zoals aangegeven in figuur 19.

						L					
						Dagen					
Gehele jaar						1	2	4	8	9	
2× per jaar						28.1	35.6	46.6	63.1	66.8	
1× per jaar						34.0	42.5	54.8	73.4	77.5	
1× per 2 jaar						40.5	49.9	63.4	83.6	88.1	
1× per 5 jaar						50.1	60.6	75.3	97.1	101.9	
1× per 10 jaar						58.2	69.3	84.7	107.3	112.2	
1× per 20 jaar						67.1	78.6	94.4	117.4	122.4	
1× per 25 jaar						70.2	81.8	97.6	120.7	125.7	
1× per 50 jaar						80.3	92.0	107.8	130.8	135.8	
1× per 100 jaar						91.4	103.0	118.4	140.8	145.7	
1× per 200 jaar						103.7	114.8	129.4	150.9	155.6	
1× per 250 jaar						107.9	118.8	133.0	154.1	158.7	
1× per 500 jaar						121.8	131.7	144.6	164.1	168.5	
1× per 1000 jaar						137.0	145.5	156.6	174.0	178.1	
R						H					
Gehele jaar						Dagen					
						1	2	4	8	9	
2× per jaar						30.4	38.6	50.4	68.3	72.3	
1× per jaar						36.8	46.0	59.3	79.4	83.8	
1× per 2 jaar						43.8	54.0	68.6	90.5	95.3	
1× per 5 jaar						54.2	65.5	81.4	105.1	110.2	
1× per 10 jaar						63.0	74.9	91.6	116.1	121.4	
1× per 20 jaar						72.6	85.0	102.1	127.0	132.4	
1× per 25 jaar						75.9	88.5	105.6	130.5	136.0	
1× per 50 jaar						86.9	99.5	116.6	141.5	146.9	
1× per 100 jaar						98.9	111.4	128.1	152.3	157.6	
1× per 200 jaar						112.1	124.2	140.0	163.2	168.3	
1× per 250 jaar						116.7	128.5	143.9	166.7	171.7	
1× per 500 jaar						131.7	142.5	156.4	177.5	182.2	
1× per 1000 jaar						148.2	157.5	169.4	188.3	192.7	
						Dagen					
Gehele jaar						1	2	4	8	9	
2× per jaar						33.2	42.1	55.0	74.5	78.9	
1× per jaar						40.1	50.2	64.7	86.7	91.5	
1× per 2 jaar						47.8	59.0	74.9	98.7	104.0	
1× per 5 jaar						59.1	71.5	88.9	114.7	120.3	
1× per 10 jaar						68.7	81.8	99.9	126.7	132.5	
1× per 20 jaar						79.2	92.8	111.4	138.6	144.5	
1× per 25 jaar						82.8	96.5	115.2	142.5	148.4	
1× per 50 jaar						94.8	108.6	127.3	154.4	160.3	
1× per 100 jaar						107.9	121.6	139.8	166.3	172.0	
1× per 200 jaar						122.4	135.5	152.8	178.1	183.7	
1× per 250 jaar						127.3	140.2	157.1	181.9	187.4	
1× per 500 jaar						143.7	155.5	170.7	193.7	198.9	
1× per 1000 jaar						161.8	171.8	184.8	205.5	210.3	



**Figuur 20** Vier te onderscheiden neerslagregimes met elk een eigen extreme waarden statistiek voor het winterseizoen (NDJF).

**Tabel 7** Neerslagextremen (mm) gedurende het winterseizoen (NDJF) voor duren van 1, 2, 4, 8 en 9 dagen, die gemiddeld 2 maal per jaar tot gemiddeld eens per 1000 jaar worden overschreden. De vier te onderscheiden neerslagregimes LL, L, R en H gelden voor verschillende gebieden in Nederland, zoals aangegeven in figuur 20.

LL						L					
Nov – feb	Dagen					Nov – feb	Dagen				
	1	2	4	8	9		1	2	4	8	9
2× per jaar	17.8	23.8	32.5	45.1	47.7	2× per jaar	19.5	26.1	35.6	49.4	52.3
1× per jaar	21.1	28.3	38.7	53.9	57.2	1× per jaar	23.1	31.1	42.5	59.2	62.8
1× per 2 jaar	24.6	33.0	45.0	62.6	66.3	1× per 2 jaar	27.0	36.2	49.4	68.6	72.7
1× per 5 jaar	29.5	39.5	53.5	73.5	77.7	1× per 5 jaar	32.4	43.3	58.7	80.7	85.2
1× per 10 jaar	33.5	44.6	60.1	81.5	85.9	1× per 10 jaar	36.7	48.9	65.9	89.4	94.2
1× per 20 jaar	37.6	49.9	66.7	89.3	93.7	1× per 20 jaar	41.3	54.8	73.2	97.9	102.8
1× per 25 jaar	39.0	51.7	68.9	91.7	96.2	1× per 25 jaar	42.8	56.7	75.6	100.6	105.5
1× per 50 jaar	43.5	57.3	75.7	99.1	103.6	1× per 50 jaar	47.7	62.9	83.0	108.8	113.7
1× per 100 jaar	48.1	63.1	82.6	106.3	110.7	1× per 100 jaar	52.8	69.3	90.6	116.6	121.4
1× per 200 jaar	53.0	69.2	89.6	113.3	117.5	1× per 200 jaar	58.2	75.9	98.3	124.3	128.9
1× per 250 jaar	54.7	71.2	91.9	115.5	119.6	1× per 250 jaar	60.0	78.1	100.8	126.7	131.2
1× per 500 jaar	59.9	77.6	99.0	122.2	126.0	1× per 500 jaar	65.7	85.1	108.6	134.0	138.3
1× per 1000 jaar	65.5	84.2	106.2	128.6	132.2	1× per 1000 jaar	71.8	92.4	116.6	141.1	145.0
R						H					
Nov – feb	Dagen					Nov – feb	Dagen				
	1	2	4	8	9		1	2	4	8	9
2× per jaar	21.6	29.0	39.5	54.8	58.0	2× per jaar	23.2	31.2	42.5	59.0	62.4
1× per jaar	25.7	34.4	47.0	65.6	69.5	1× per jaar	27.6	37.1	50.6	70.6	74.8
1× per 2 jaar	29.9	40.1	54.7	76.0	80.6	1× per 2 jaar	32.2	43.2	58.9	81.9	86.7
1× per 5 jaar	35.9	48.0	65.1	89.4	94.4	1× per 5 jaar	38.6	51.7	70.1	96.2	101.7
1× per 10 jaar	40.7	54.2	73.0	99.1	104.4	1× per 10 jaar	43.8	58.4	78.6	106.7	112.4
1× per 20 jaar	45.8	60.7	81.1	108.5	114.0	1× per 20 jaar	49.2	65.3	87.3	116.8	122.7
1× per 25 jaar	47.4	62.9	83.8	111.5	116.9	1× per 25 jaar	51.1	67.7	90.2	120.0	125.9
1× per 50 jaar	52.8	69.7	92.0	120.5	126.0	1× per 50 jaar	56.9	75.0	99.0	129.7	135.6
1× per 100 jaar	58.5	76.8	100.4	129.3	134.6	1× per 100 jaar	63.0	82.6	108.1	139.1	144.9
1× per 200 jaar	64.5	84.1	108.9	137.7	142.8	1× per 200 jaar	69.4	90.6	117.2	148.3	153.7
1× per 250 jaar	66.5	86.6	111.7	140.4	145.4	1× per 250 jaar	71.5	93.2	120.2	151.1	156.5
1× per 500 jaar	72.9	94.3	120.4	148.5	153.2	1× per 500 jaar	78.4	101.5	129.5	159.9	164.9
1× per 1000 jaar	79.6	102.4	129.2	156.4	160.7	1× per 1000 jaar	85.7	110.2	139.0	168.3	172.9

## 8 Conclusies en discussie

In dit deelrapport zijn regionale neerslagstatistieken afgeleid voor duren van 1 t/m 10 dagen. In tegenstelling tot eerdere regionale neerslagstatistieken in KNMI2009 is hierbij rekening gehouden met een trend in de extremen en zijn naast de jaarmaxima ook de maxima in het winterseizoen bestudeerd. Regionale neerslagstatistieken worden verkregen door de terugkeerniveaus uit de basisstatistiek in Deelrapport 1, die representatief is voor De Bilt, te vermenigvuldigen met een factor gebaseerd op de verschillen in de locatieparameter van een tijdsafhankelijke GEV verdeling. Voor alle duren wordt uitgegaan van dezelfde schalingsfactor. Bij de jaarmaxima worden drie verschillende neerslagregimes onderscheiden: een relatief droog regime L, een regime R, waarvoor de basisstatistiek geldig is, en een relatief nat regime H. Voor de wintermaxima is het nodig om naast het regime L een nog wat droger regime LL te introduceren. Een belangrijk verschil tussen de jaar- en wintermaxima is dat De Bilt in het winterseizoen een relatief nat station is, waardoor de basisstatistiek voor een groot deel van Nederland te hoge terugkeerniveaus oplevert.

Door ruimtelijke verschillen in de grootte van de trend van de jaar- en winterextremen zijn de plaatselijke verschillen in de locatieparameter tijdsafhankelijk. Voor de regionalisatie van de neerslagstatistiek in dit deelrapport is uitgegaan van de waarde van de locatieparameter in 2014, het referentiejaar in de basisstatistiek. Het meenemen van een trend heeft tot gevolg dat de schattingsvariantie van de schalingsfactor groter is dan die van de schalingsfactor in KNMI2009 en daardoor ook de variantie van de geschatte terugkeerniveaus. De laatste jaren is er een felle discussie in de internationale literatuur over het al of niet meenemen van trends (Montanari & Koutsoyiannis, 2014; Serinaldi & Kilsby, 2015; Milly, e.a., 2015) en de toename van de schattingsvariantie in het geval van trends is een punt in deze discussie. Evenals in STOWA2015 werd uitgegaan van een lineaire trend in de locatieparameter van de GEV verdeling. Deze aanname is maar beperkt onderbouwd. Kenmerken van extreme dagwaarden van de neerslag vertonen relatief grote veranderingen vanaf 1980 (Buishand e.a., 2013; Daniels e.a., 2013; Roth e.a., 2015). Een niet-lineair model zal in dit geval een hogere waarde van de locatieparameter in het referentiejaar opleveren, maar het is de vraag of dit van grote invloed is op de relatieve plaatselijke verschillen. Met name voor de jaarmaxima zou het interessant zijn om te onderzoeken in hoeverre een GEV verdeling met een niet-lineair tijdsverloop in de locatieparameter andere resultaten oplevert.

Bij de afleiding van de regionale neerslagstatistieken is ervan uitgegaan dat het ruimtelijke patroon van de plaatselijke verschillen in de locatieparameter voor alle duren hetzelfde is. Hoewel de ruimtelijke patronen van de geschatte locatieparameter voor duren van 1 en 9 dagen sterke overeenkomsten vertonen, zijn er toch enige verschillen. Bij de jaarmaxima is dit met name het geval in het westelijk kustgebied. Zou men dit soort verschillen willen meenemen, dan is het gewenst ervoor te zorgen dat het ruimtelijke patroon geleidelijk met de duur verandert, bijvoorbeeld door het verloop van de relatieve locatieparameter met de duur glad te strijken. Daarnaast moet men zich realiseren dat een duuraafhankelijke schaling van de basisstatistiek een grotere schattingsvariantie tot gevolg zal hebben. Hetzelfde geldt voor het meenemen van een duuraafhankelijke trend.

Aanpassing van de basisstatistiek door een schalingsfactor veronderstelt dat de vormparameter en de dispersiecoëfficiënt van de onderliggende GEV verdeling overal hetzelfde zijn. Voor de vormparameter is dit niet nader onderzocht vanwege de geringe kans om significante ver-

schillen te vinden. De dispersiecoëfficiënt vertoont een negatief verband met de jaar- of wintergemiddelde neerslag. Hoewel dit verband in een aantal gevallen statistisch significant was, bleek het effect hiervan op de dispersiecoëfficiënt verwaarloosbaar. Het werken met een gemeenschappelijke dispersiecoëfficiënt en vormparameter voor alle stations leidt tot een sterke reductie van de schattingsvariantie van hoge terugkeerniveaus. Dit is van belang als men geïnteresseerd is in herhalingstijden van 100 jaar en langer.

De schalingsfactoren voor de regionalisatie van de neerslagstatistiek zijn gebaseerd op de dagaftappingen van 219 neerslagstations. Bij de jaarmaxima is gebleken dat ze niet van toepassing zijn voor korte duren. Een analyse op grond van radargegevens (Overeem e.a., 2009; Buishand e.a., 2010) laat namelijk zien dat de ruimtelijke verschillen voor deze duren minder duidelijk zijn dan bij een duur van 24 uur. Zo is er bij de 60-minuutmaxima nauwelijks sprake van een relatief hoge waarde van de locatieparameter in Zuid-Holland en relatief lage waarden in delen van oost Nederland. De jaarmaxima voor deze duur zijn altijd toe te schrijven aan kort durende zomerbuien met hoge neerslagintensiteiten. Voor de duren beschouwd in deze studie kunnen jaarmaxima ook het gevolg zijn van langere perioden van hevige neerslag, die ook buiten het zomerseizoen kunnen voorkomen. Bij de wintermaxima is er veel minder sprake van een verandering van type neerslag met de duur. Mogelijk zijn hierdoor de hier gegeven schalingsfactoren ook redelijk bruikbaar voor duren korter dan 1 dag. Men zou dit kunnen verifiëren op basis van de beschikbare uur data of 10-minuten data.

Binnen de huidige studie was er geen ruimte om de gevoeligheid voor modelaannamen te onderzoeken en de varianties van de schalingsfactor en de terugkeerniveaus te bepalen. Bij neerslagstatistieken voor een veranderend klimaat krijgt men te maken met aannamen over de vorm van de trend en met meer onbekende parameters dan in het geval van een constant klimaat. Het is gewenst om in de toekomst aandacht te besteden aan de gevoeligheid voor modelaannamen en de varianties van schalingsfactoren en terugkeerniveaus, niet alleen om de gebruiker enig gevoel te geven van de onzekerheden, maar ook om prioriteiten van verder onderzoek beter te kunnen vaststellen.

## Dankwoord

Onze erkentelijkheid gaat uit naar Cees de Valk, statisticus bij het KNMI, voor zijn waardevolle adviezen bij de inzet van de juiste software voor het ruimtelijk gladstrijken van de trend middels “penalized regression splines”.

## Literatuur

### *Acroniemen voor veelvuldig geciteerde referenties*

KNMI2009: Buishand, T.A., R. Jilderda & J.B. Wijngaard, 2009. Regionale verschillen in extreme neerslag. Wetenschappelijk rapport WR 2009-01, KNMI, De Bilt.

STOWA2015: Beersma, J., J. Bessembinder, T. Brandsma, R. Versteeg & H. Hakvoort, 2015. Actualisatie meteogegevens voor waterbeheer 2015. STOWA Rapport 2015-10, STOWA, Amersfoort.

### *Alfabetisch*

Beersma, J., J. Bessembinder, T. Brandsma, R. Versteeg & H. Hakvoort, 2015. Actualisatie meteogegevens voor waterbeheer 2015. STOWA Rapport 2015-10, STOWA, Amersfoort.

Beersma, J., R. Versteeg & H. Hakvoort, 2018. Neerslagstatistieken voor korte duren; actualisatie 2018. STOWA Rapport 2018-12, STOWA, Amersfoort.

Buishand, T.A., 1977. De variantie van de gebiedsneerslag als functie van puntneerslagen en hun onderlinge samenhang. *Mededelingen Landbouwhogeschool Wageningen* 77-10, Landbouwhogeschool, Wageningen.

Buishand, T.A., 1991. Extreme rainfall estimation by combining data from several sites. *Hydrological Sciences Journal*, **36** (4), 345 – 365, doi:10.1080/02626669109492519.

Buishand, T.A. & C.A. Velds, 1980. *Klimaat van Nederland I — Neerslag en verdamping*. KNMI, De Bilt.

Buishand, T.A., R. Jilderda & J.B. Wijngaard, 2009. Regionale verschillen in extreme neerslag. Wetenschappelijk rapport WR 2009-01, KNMI, De Bilt.

Buishand, A., R. Jilderda & J. Wijngaard, 2010. Regionale verschillen in extreme neerslag. *H<sub>2</sub>O*, **43** (1), 29 – 31.

Buishand, A., T. Brandsma, G. de Martino & H. Spreeuw, 2011. Ruimtelijke verdeling van neerslag trends in Nederland in de afgelopen 100 jaar. *H<sub>2</sub>O*, **44** (24), 31 – 33.

Buishand, T.A., G. de Martino, J.N. Spreeuw & T. Brandsma, 2013. Homogeneity of precipitation series in the Netherlands and their trends in the past century. *International Journal of Climatology*, **33**, 815 – 833, doi:10.1002/joc.3471.

Cooley, D., D. Nychka & P. Naveau, 2007. Bayesian spatial modeling of extreme precipitation return levels. *Journal of the American Statistical Association*, **102**, 824 – 840.

Dalrymple, T., 1960. Flood frequency analysis. Water Supply Paper 1543-A, U.S. Geological Survey, Reston, Va.

Daniels, E.E., G. Lenderink, R.W.A. Hutjes & A.A.M. Holtslag, 2014. Spatial precipitation patterns and trends in The Netherlands during 1951–2009. *International Journal of Climatology*, **34**, 1773 – 1784, doi:10.1002/joc.3800.

Efron, B. & R.J. Tibshirani, 1993. *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall, New York.

- Hanel, M., T.A. Buishand & C.A.T. Ferro, 2009. A nonstationary index flood model for precipitation extremes in transient regional climate model simulations. *Journal of Geophysical Research*, **114**, D15107, doi:10.1029/2009JD011712.
- Kiktev, D., D.M.H. Sexton, L. Alexander & C.K. Folland, 2003. Comparison of modeled and observed trends in indices of daily climate extremes. *Journal of Climate*, **16**, 3560 – 3571.
- Lenderink, G., E. van Meijgaard & F. Selten, 2009. Intense coastal rainfall in the Netherlands in response to high sea surface temperatures: analysis of the event of August 2006 from the perspective of a changing climate. *Climate Dynamics*, **32**, 19 – 33, doi:10.1007/s00382-008-0366-x.
- Madsen, H., P.S. Mikkelsen, D. Rosbjerg & P. Harremoës, 2002. Regional estimation of rainfall intensity-duration-frequency curves using generalized least squares regression of partial duration series statistics. *Water Resources Research*, **38** (11), 1239, doi:10.1029/2001WR001125.
- Menne, M.J. & C.N. Williams Jr., 2009. Homogenization of temperature series via pairwise comparisons. *Journal of Climate*, **22**, 1700 – 1717, doi:10.1175/2008JCLI2263.1.
- Milly, P.C.D., J. Betancourt, M. Falkenmark, R.M. Hirsch, Z.W. Kundzewicz, D.P. Lettenmaier, R.J. Stouffer, M.D. Dettinger & V. Krysanova, 2015. On critiques of “Stationarity is dead: Whither water management?”. *Water Resources Research*, **51**, 7785 – 7789, doi:10.1002/2015WR017408.
- Montanari, A. & D. Koutsoyiannis, 2014. Modeling and mitigating natural hazards: Stationarity is immortal! *Water Resources Research*, **50**, 9748 – 9756, doi:10.1002/2014WR016092.
- Moore, R.J., 1987. Combined regional flood frequency analysis and regression on catchment characteristics by maximum likelihood estimation. In: *Regional Flood Frequency Analysis*. Ed. by V.P. Singh. Reidel, Dordrecht, 119 – 131.
- Overeem, A., T.A. Buishand & I. Holleman, 2009. Extreme rainfall analysis and estimation of depth-duration-frequency curves using weather radar. *Water Resources Research* **45**, W10424, doi:10.1029/2009WR007869.
- Roth, M., T.A. Buishand & G. Jongbloed, 2015. Trends in moderate rainfall extremes: A regional monotone regression approach. *Journal of Climate*, **28**, 8760 – 8769, doi:10.1175/JCLI-D-14-00685.1.
- Schaefer, M.G., 1990. Regional analyses of precipitation annual maxima in Washington State. *Water Resources Research*, **26** (1), 119 – 131, doi:10.1029/WR026i001p00119.
- Serinaldi, F. & C.G. Kilsby, 2015. Stationarity is undead: Uncertainty dominates the distribution of extremes. *Advances in Water Resources*, **77**, 17 – 36, doi:10.1016/j.advwatres.2014.12.013.
- Smith, J.A., 1989. Regional flood frequency analysis using extreme order statistics of the annual peak record. *Water Resources Research*, **25** (2), 311 – 317, doi:10.1029/WR025i002p00311.



- Smits, I., J. Wijngaard, R. Versteeg & M. Kok, 2004. Statistiek van extreme neerslag in Nederland. Rapport 2004-26, STOWA, Utrecht.
- Ter Maat, H.W., E.J. Moors, R.W.A. Hutjes, A.A.M. Holtslag & A.J. Dolman, 2013. Exploring the impact of land cover and topography on rainfall maxima in the Netherlands. *Journal of Hydrometeorology*, **14** (2), 524 – 542, doi:10.1175/JHM-D-12-036.1.
- Van de Vyver, H., 2012. Spatial regression models for extreme precipitation in Belgium. *Water Resources Research*, **48**, W09549, doi:10.1029/2011WR011707.
- Van den Brink, H.W. & G.P. Können, 2011. Estimating 10000-year return values from short time series. *International Journal of Climatology*, **31**, 115 – 126, doi:10.1002/joc.2047.
- Wijngaard, J.B., A.M.G. Klein Tank & G.P. Können, 2003. Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. *International Journal of Climatology*, **23**, 679 – 692.
- Wood, S.N., 2006. Low-rank scale-invariant tensor product smooths for generalized additive mixed models. *Biometrics*, **62**, 1025 – 1036, doi:10.1111/j.1541-0420.2006.00574.x.

## Appendix A: Overzicht van gebruikte neerslagreeksen

No.	Locatie <sup>1</sup>	N.B.	O.L.	Aantal significante homogeniteitstoetsen	KNMI2009
<b>District 1</b>					
010	Hollum	53° 26'	5° 38'	1	✓
011	West-Terschelling	53° 22'	5° 13'	0	
012	Schiermonnikoog	53° 29'	6° 11'	0	✓
015	Oost-Vlieland	53° 18'	5° 04'	0	
016	Petten	52° 46'	4° 39'	0	
017	Den Burg	53° 03'	4° 48'	3	✓
018	Nes (Ameland)	53° 27'	5° 46'	0	
019	De Cocksdorp	53° 10'	4° 52'	0	✓
021	Callantsoog	52° 51'	4° 42'	0	
022	De Koog	53° 06'	4° 47'	0	
<b>District 2</b>					
064	Sneek	53° 02'	5° 38'	0	✓
065	Makkum	53° 04'	5° 24'	3	
066	Harlingen	53° 11'	5° 25'	0	
067	Dokkum	53° 19'	5° 59'	0	
068	Sint Annaparochie	53° 17'	5° 40'	0	
069	Appelscha	52° 58'	6° 21'	0	
073	Drachten	53° 07'	6° 06'	0	
075	Oldeholtpade	52° 53'	6° 02'	1	✓
076	Kornwerderzand	53° 04'	5° 20'	0	✓
077	Kollum	53° 17'	6° 08'	1	
079	Heeg	52° 58'	5° 36'	0	
080	Stavoren	52° 53'	5° 21'	0	✓
081	Joure	52° 59'	5° 49'	2	
082	Gorredijk	53° 00'	6° 04'	0	✓
084	Ezumazijl	53° 22'	6° 09'	0	✓
085	Leeuwarden (VB) <sup>2</sup>	53° 13'	5° 44'	0	✓
086	Nij Beets	53° 04'	6° 00'	3	
087	Bergumerdam	53° 11'	6° 01'	0	
090	Eernewoude	53° 09'	5° 56'	0	
166	Marum	53° 09'	6° 17'	0	✓
326	Frederiksoord	52° 51'	6° 12'	0	✓
338	Giethoorn	52° 43'	6° 04'	0	
353	Blokszjl	52° 44'	5° 57'	0	✓
<b>District 3</b>					
139	Groningen	53° 11'	6° 35'	3	✓
140	Assen	53° 00'	6° 35'	0	✓
141	Delfzijl	53° 19'	6° 56'	0	
142	Warffum	53° 24'	6° 33'	0	
143	Finsterwolde	53° 12'	7° 06'	0	
144	Ter Apel	52° 53'	7° 05'	0	✓
145	Zoutkamp	53° 20'	6° 17'	0	✓
147	Veendam	53° 06'	6° 50'	4	
148	Sappemeer	53° 10'	6° 44'	0	✓
150	Uithuizen	53° 25'	6° 39'	0	
151	Roodeschool	53° 26'	6° 47'	4	✓
152	Gieterveen	53° 02'	6° 50'	0	
153	Winschoten	53° 08'	7° 03'	0	✓
154	Eenrum	53° 22'	6° 28'	0	✓
155	Eext	53° 00'	6° 44'	0	
156	Vlagtwedde	53° 02'	7° 07'	0	✓
158	Onnen	53° 09'	6° 39'	0	✓
159	Nieuw-Buinen	52° 58'	6° 57'	0	
160	Veenhuizen	53° 03'	6° 24'	0	
161	Eelde	53° 07'	6° 34'	0	✓

No.	Locatie <sup>1</sup>	N.B.	O.L.	Aantal significante homogeniteitstoetsen	KNMI2009
<b>District 3</b>					
162	Niekerk	53° 13'	6° 21'	0	✓
163	Roden	53° 09'	6° 26'	0	
164	Zeerijp	53° 21'	6° 44'	0	
337	Schoonloo	52° 54'	6° 42'	0	
<b>District 4</b>					
221	Enkhuizen	52° 43'	5° 17'	3	✓
222	Hoorn	52° 39'	5° 03'	0	✓
223	Schellingwoude	52° 24'	5° 00'	3	
224	Edam	52° 31'	5° 03'	0	
226	Wijk aan Zee	52° 28'	4° 36'	0	
227	Anna Paulowna	52° 52'	4° 50'	0	
228	Schagen	52° 46'	4° 49'	0	✓
230	Zaandijk	52° 29'	4° 49'	0	
233	Zaandam (Hembrug)	52° 25'	4° 50'	0	
235	Castricum	52° 33'	4° 39'	0	✓
236	Medemblik (Gemaal Lely)	52° 46'	5° 07'	0	✓
238	De Haukes	52° 53'	4° 56'	1	✓
239	Den Oever	52° 56'	5° 02'	3	
240	Kreieroord (Oude Zeug)	52° 52'	5° 06'	0	✓
242	Purmerend	52° 31'	4° 57'	0	
249	Hoogkarspel	52° 41'	5° 10'	0	
252	Kolhorn (Groetpolder)	52° 47'	4° 54'	0	✓
<b>District 5</b>					
348	Emmeloord	52° 42'	5° 46'	3	✓
352	Nagele	52° 37'	5° 43'	0	✓
356	Kuinre	52° 47'	5° 51'	3	
359	Lemmer (Gemaal Buma)	52° 50'	5° 43'	0	
<b>District 6</b>					
327	Dwingeloo	52° 49'	6° 25'	0	✓
330	Zwolle	52° 32'	6° 08'	0	✓
331	Denekamp	52° 23'	7° 02'	0	
332	Hoogeveen	52° 42'	6° 29'	0	✓
333	Emmen	52° 47'	6° 53'	2	✓
335	IJsselmuiden	52° 34'	5° 57'	0	
339	Rheezerveen	52° 34'	6° 34'	0	✓
340	Heino	52° 26'	6° 16'	0	
341	Zweeloo	52° 48'	6° 44'	0	✓
342	Vilsteren	52° 32'	6° 21'	1	
343	Schoonebeek	52° 41'	6° 54'	0	
345	Vroomshoop	52° 28'	6° 34'	0	✓
349	Klazienaveen	52° 45'	7° 00'	0	
354	Dedemsvaart	52° 36'	6° 27'	0	✓
358	Rouveen	52° 37'	6° 11'	1	
664	Almelo	52° 21'	6° 40'	0	✓
665	Enschede	52° 12'	6° 55'	0	✓
668	Hengelo	52° 16'	6° 46'	0	✓
670	Twenthe (VB)	52° 16'	6° 55'	0	✓
672	Hellendoorn	52° 23'	6° 27'	0	
681	Lettele	52° 16'	6° 16'	0	✓
<b>District 7</b>					
225	Overveen	52° 24'	4° 36'	0	✓
229	Zandvoort	52° 21'	4° 31'	0	
435	Heemstede	52° 20'	4° 38'	0	
437	Lijnden	52° 21'	4° 45'	0	✓
438	Hoofddorp	52° 17'	4° 40'	0	✓
439	Roelofarendsveen	52° 13'	4° 38'	0	✓
440	Scheveningen <sup>3</sup>	52° 07'	4° 19'	0	✓

No.	Locatie <sup>1</sup>	N.B.	O.L.	Aantal significante homogeniteitstoetsen	KNMI2009
<b>District 7</b>					
441	Amsterdam (Marinekazerne) <sup>4</sup>	52° 22'	4° 55'	0	✓
442	Boskoop	52° 05'	4° 41'	0	✓
443	Gouda	52° 00'	4° 44'	0	✓
444	Katwijk aan den Rijn	52° 11'	4° 25'	0	✓
449	Delft	52° 01'	4° 22'	0	✓
450	Numansdorp	51° 44'	4° 25'	0	✓
453	Bergschenhoek	51° 59'	4° 30'	0	✓
454	Lisse	52° 16'	4° 33'	0	✓
455	Strijen	51° 46'	4° 35'	0	
456	Oostvoorne	51° 54'	4° 05'	0	✓
458	Aalsmeer	52° 16'	4° 46'	0	✓
461	Barendrecht	51° 52'	4° 32'	0	
463	Nieuw-Helvoet	51° 50'	4° 07'	3	
464	Brielle	51° 54'	4° 09'	0	
467	Poortugaal	51° 51'	4° 24'	0	✓
469	Leiden <sup>5</sup>	52° 08'	4° 29'	0	✓
470	Zegveld	52° 08'	4° 50'	2	
483	Krimpen aan de Lek <sup>6</sup>	51° 54'	4° 37'	0	
548	Loenen aan de Vecht	52° 13'	5° 03'	2	
559	Vleuten	52° 05'	5° 00'	1	
561	Benschop	52° 00'	4° 56'	0	
563	Weesp	52° 18'	5° 02'	0	
572	Abcoude	52° 16'	4° 59'	0	
<b>District 8</b>					
328	Heerde	52° 23'	6° 02'	0	
329	Wapenveld	52° 26'	6° 05'	0	✓
336	Oldebroek	52° 24'	5° 54'	0	
350	Elburg	52° 27'	5° 50'	0	
541	Arnhem	52° 00'	5° 56'	2	✓
542	Putten	52° 14'	5° 36'	0	
543	Apeldoorn	52° 14'	5° 58'	3	✓
546	Woudenberg	52° 05'	5° 27'	0	
547	Nijkerk	52° 14'	5° 29'	0	✓
550	De Bilt	52° 06'	5° 11'	0	✓
557	Eerbeek	52° 07'	6° 04'	0	
558	Lunteren	52° 05'	5° 36'	0	✓
560	Amerongen	52° 00'	5° 27'	0	
564	Hulshorst	52° 21'	5° 42'	0	✓
565	Voorthuizen	52° 11'	5° 37'	0	
567	Kootwijk-Radio	52° 11'	5° 50'	0	
570	Elspeet	52° 18'	5° 47'	0	
571	Harskamp	52° 09'	5° 44'	0	✓
573	Beekbergen	52° 10'	5° 58'	0	✓
576	Spakenburg	52° 15'	5° 24'	0	
578	Oosterbeek	52° 01'	5° 50'	0	✓
579	Veenendaal	52° 02'	5° 36'	0	✓
580	Barneveld	52° 09'	5° 34'	0	
582	Hamersveld	52° 09'	5° 25'	0	
583	Wageningen PD	51° 59'	5° 40'	0	
<b>District 9</b>					
663	Lochem	52° 09'	6° 23'	0	
666	Winterswijk	51° 58'	6° 41'	0	✓
667	Doetinchem	51° 59'	6° 18'	4	
669	Borculo	52° 06'	6° 32'	0	✓
673	Gendringen	51° 52'	6° 22'	0	✓

No.	Locatie <sup>1</sup>	N.B.	O.L.	Aantal significante homogeniteitstoetsen	KNMI2009
<b>District 9</b>					
674	Rekken	52° 05'	6° 43'	2	✓
678	Almen	52° 10'	6° 19'	0	✓
680	Aalten	51° 55'	6° 34'	2	
<b>District 10</b>					
434	Groot-Ammers	51° 56'	4° 50'	0	✓
465	Oud-Alblas	51° 51'	4° 42'	0	
539	Nijmegen	51° 51'	5° 53'	1	✓
549	Culemborg	51° 56'	5° 13'	2	
562	Tiel	51° 56'	5° 27'	0	✓
584	Geldermalsen	51° 52'	5° 16'	0	✓
830	Herwijnen	51° 50'	5° 08'	0	✓
835	Andel	51° 47'	5° 03'	0	✓
836	Gorinchem	51° 50'	4° 59'	0	
840	Nieuwendijk	51° 46'	4° 56'	1	✓
910	Ammerzoden	51° 45'	5° 13'	2	
<b>District 11</b>					
447	Den Bommel	51° 43'	4° 18'	0	
462	Dirksland	51° 45'	4° 05'	0	✓
471	Ouddorp	51° 49'	3° 53'	0	✓
733	Ritthem	51° 28'	3° 37'	0	✓
735	Kapelle	51° 29'	3° 57'	3	
736	Brouwershaven	51° 44'	3° 53'	0	
737	Kerkwerve	51° 41'	3° 51'	0	
738	Biervliet	51° 20'	3° 41'	0	
740	Sint Kruis	51° 16'	3° 30'	0	✓
741	Stavenisse	51° 35'	4° 01'	3	✓
742	Terneuzen	51° 18'	3° 52'	0	✓
743	Noordgouwe	51° 42'	3° 58'	0	
744	Anna Jacobapolder	51° 38'	4° 07'	0	
746	Westkapelle	51° 32'	3° 27'	0	
747	Krabbendijke	51° 26'	4° 06'	0	✓
749	Wilhelminadorp	51° 32'	3° 54'	0	
750	Rilland	51° 25'	4° 11'	0	
751	Vrouwenpolder	51° 35'	3° 35'	0	✓
752	Haamstede	51° 41'	3° 43'	0	✓
754	Ovezande	51° 26'	3° 49'	0	
755	Kortgene	51° 34'	3° 50'	0	
756	Middelburg	51° 29'	3° 36'	0	✓
757	Tholen	51° 32'	4° 13'	0	
758	Wolphaartsdijk	51° 32'	3° 44'	0	
760	's-Heerenhoek	51° 28'	3° 46'	0	✓
762	Schoondijke	51° 22'	3° 33'	1	
763	Cadzand	51° 22'	3° 24'	0	✓
764	Kloosterzande	51° 23'	4° 02'	0	
<b>District 12</b>					
828	Oudenbosch	51° 35'	4° 32'	0	✓
829	Zundert	51° 28'	4° 41'	0	
832	Bergen op Zoom	51° 30'	4° 15'	0	✓
833	Oosterhout	51° 38'	4° 53'	1	✓
834	Chaam	51° 30'	4° 52'	3	
837	Steenbergen	51° 35'	4° 20'	0	
838	Ginneken	51° 33'	4° 45'	0	✓
839	Hoogerheide	51° 26'	4° 19'	0	✓
841	Klundert	51° 40'	4° 32'	4	

No.	Locatie <sup>1</sup>	N.B.	O.L.	Aantal significante homogeniteitstoetsen	KNMI2009
<b>District 13</b>					
827	Tilburg	51° 34'	5° 08'	3	✓
831	Esbeek	51° 27'	5° 08'	0	
843	Gilze-Rijen (VB)	51° 33'	4° 56'	1	✓
844	Capelle	51° 41'	4° 59'	0	✓
896	Helmond	51° 28'	5° 36'	0	✓
899	Gemert	51° 33'	5° 41'	0	✓
901	Nuland	51° 43'	5° 25'	0	✓
903	Megen	51° 49'	5° 34'	1	✓
904	Someren	51° 24'	5° 42'	1	
905	Sint Anthonis	51° 38'	5° 53'	0	
906	Oirschot	51° 30'	5° 20'	0	
907	Boxtel	51° 35'	5° 20'	0	
908	Deurne	51° 27'	5° 46'	0	✓
909	Mill	51° 41'	5° 48'	1	
911	Dinther	51° 39'	5° 29'	0	✓
912	Leende	51° 20'	5° 32'	0	✓
914	Oss	51° 46'	5° 32'	0	
915	Eersel	51° 21'	5° 15'	1	✓
918	Maarheeze	51° 19'	5° 36'	0	
926	Waalre <sup>7</sup>	51° 25'	5° 29'	0	✓
<b>District 14</b>					
961	Roermond	51° 11'	5° 58'	0	✓
964	Weert	51° 15'	5° 42'	0	✓
970	Stramproy	51° 11'	5° 43'	0	✓
<b>District 15</b>					
963	Valkenburg	50° 51'	5° 50'	2	✓
965	Schaesberg	50° 54'	6° 01'	1	✓
966	Schinnen	50° 56'	5° 52'	0	
968	Vaals	50° 47'	6° 00'	0	✓
969	Stein	50° 58'	5° 45'	3	✓
973	Beek (Maastricht Aachen Airport)	50° 56'	5° 49'	3	✓
974	Buchten	51° 03'	5° 48'	0	✓

<sup>1</sup> Stations, die in rood zijn weergegeven (3 of meer significante homogeniteitstoetsen), zijn weggelaten uit de dataset voor verdere analyse.

<sup>2</sup> Voor het tijdvak 1 juni 1974 tot en met 31 december 1981 zijn de gegevens over de dagelijkse aftappingen grotendeels verloren gegaan en zijn de dagwaarden berekend door sommatie van de uurlijkse hoeveelheden tussen 8 en 8 uur UTC van de pluviograaf. Voor dit onderzoek zijn deze neerslagsommen gecorrigeerd met een factor, zoals vermeld in Buishand & Velds (1980) op pagina 150 (december - februari: 1.14; maart - mei en september - november: 1.10; juni - augustus: 1.06). Deze factoren zijn afgeleid uit gegevens over de dagelijkse aftappingen voor de tijdvakken 1 november 1977 tot en met 31 januari 1978 en 1 maart 1978 tot en met 29 februari 1980, die toch aanwezig bleken in achteraf gevonden lijsten bij de Koninklijke Luchtmacht.

<sup>3</sup> De gegevens van dit station zijn vanaf 1 januari 2016 aangevuld met de gegevens van 481 Voorschoten. De reeks blijft hier aangeduid met het stationsnummer en -naam van het voorlaatste station in de reeks.

<sup>4</sup> De gegevens van dit station zijn vanaf 1 januari 2015 aangevuld met de gegevens van 223 Schellingwoude.

<sup>5</sup> De gegevens van dit station zijn vanaf 1 januari 2015 aangevuld met de gegevens van 474 Valkenburg (Z.H.).

<sup>6</sup> Op dit station zijn de metingen van station 451 IJsselmonde per 1 mei 2009 voortgezet.

<sup>7</sup> Op dit station zijn de metingen van het station 902 Eindhoven per 1 januari 2011 voortgezet.

## Appendix B: Schatting van de GEV parameters

Bij de toepassing van de maximum likelihood methode op een reeks waarnemingen worden waarden voor de parameters van een statistische verdeling gevonden, waarbij de simultane kans op die waarnemingen maximaal is. Voor continue verdelingen als de GEV verdeling komt dit neer op het maximaliseren van de kansdichtheid.

De kansdichtheid van de GEV variabele  $X$  uit vergelijking (2) is:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \cdot \left(1 - \kappa \frac{x-\xi}{\alpha}\right)^{1/\kappa-1} \cdot \exp\left\{-\left(1 - \kappa \frac{x-\xi}{\alpha}\right)^{1/\kappa}\right\} \quad (\text{B.1})$$

wat voor  $\kappa \rightarrow 0$  overgaat in:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \cdot \exp\left[-\left\{\frac{x-\xi}{\alpha} + \exp\left(-\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right\}\right]. \quad (\text{B.2})$$

Bij onafhankelijkheid van de maxima  $x_{s,t}$  wordt de “likelihood function” of waarschijnlijkheidsfunctie:

$$\mathcal{L}(\xi_{1984}, \mathbf{v}, \boldsymbol{\gamma}, \kappa) = \prod_{s=1}^m \prod_{t=1951}^{2016} f(x_{s,t}; \xi_{s,t}, \alpha_{s,t}, \kappa) \quad (\text{B.3})$$

met  $x_{s,t}$  het maximum voor jaar of winter  $t$  op station  $s$ ,  $m$  (= 219) het aantal stations,  $\xi_{s,t}$  de locatieparameter volgens vergelijking (4) en  $\alpha_{s,t} = \gamma_s \cdot \xi_{s,t}$ . De vectoren  $\xi_{1984}$ ,  $\mathbf{v}$  en  $\boldsymbol{\gamma}$  bevatten respectievelijk de parameters  $\xi_{s,1984}$ ,  $v_s$  en  $\gamma_s$  van de individuele stations. In werkelijkheid zijn de plaatselijke maxima in een bepaald jaar gecorreleerd en is er mogelijke enige correlatie tussen de maxima in opeenvolgende jaren. Ook in deze situatie levert het maximaliseren van  $\mathcal{L}(\xi_{1984}, \mathbf{v}, \boldsymbol{\gamma}, \kappa)$  in het algemeen goede schattingen van de parameters op en is daarom vaak toegepast bij hydrologische extremen (Moore, 1987; Smith, 1989; Buishand, 1991; Cooley e.a., 2007 en Hanel e.a., 2009). Wel is de standaardafwijking van de geschatte parameters groter dan in het geval van onafhankelijkheid.

We moeten nu  $\mathcal{L}(\xi_{1984}, \mathbf{v}, \boldsymbol{\gamma}, \kappa)$  voor de gegeven maxima  $x_{s,t}$  maximaliseren naar  $\xi_{s,1984}$ ,  $v_s$ ,  $\gamma_s$  en  $\kappa$  ( $m$  verschillende waarden van  $\xi_{s,1984}$ ,  $v_s$ ,  $\gamma_s$  en één gemeenschappelijke waarde van  $\kappa$ ). In plaats van  $\mathcal{L}$  zelf is het vaak gebruikelijk om  $\ell = \ln \mathcal{L}$  te maximaliseren:

$$\ell(\xi_{1984}, \mathbf{v}, \boldsymbol{\gamma}, \kappa) = \sum_{s=1}^m \sum_{t=1951}^{2016} \ln f(x_{s,t}; \xi_{s,t}, \alpha_{s,t}, \kappa) = \sum_{s=1}^m \ell_s(\xi_{s,1984}, v_s, \gamma_s, \kappa), \quad (\text{B.4})$$

waarin:

$$\ell_s(\xi_{s,1984}, v_s, \gamma_s, \kappa) = \sum_{t=1951}^{2016} \ln f(x_{s,t}; \xi_{s,t}, \alpha_{s,t}, \kappa), \quad (\text{B.5})$$

met  $\ell_s(\xi_{s,1984}, v_s, \gamma_s, \kappa)$  de log likelihood voor station  $s$ . Daar de logaritme een monotoon stijgende functie is, zullen de punten, waar  $\ell$  en  $\mathcal{L}$  een maximum hebben, samenvallen.

Een volledige maximalisatie van de log-likelihood naar alle  $3m + 1$  parameters vereist veel rekentijd als deze een groot aantal malen moet worden uitgevoerd, zoals bij bootstrapsimulaties. In deze studie is daarom de log-likelihood in 3 stappen bij benadering gemaximaliseerd:

- 1 Voor elk station  $s$  wordt  $\ell_s(\xi_{s,1984}, \nu_s, \gamma_s, \kappa_s)$  gemaximaliseerd naar  $\xi_{s,1984}$ ,  $\nu_s$ ,  $\gamma_s$  en een lokale vormparameter  $\kappa_s$ .
- 2 Voor elk station  $s$  worden de maxima  $x_{s,t}$  gestandaardiseerd volgens:

$$y_{s,t} = \frac{x_{s,t} - \xi_{s,t}}{\gamma_s \cdot \xi_{s,t}}.$$

Deze gestandaardiseerde maxima volgen een GEV verdeling met locatieparameter gelijk aan 0, schaalparameter 1 en vormparameter  $\kappa$ . Deze gemeenschappelijke  $\kappa$  wordt geschat door:

$$\ell(\kappa) = \sum_{s=1}^m \sum_{t=1951}^{2016} \ln f(y_{s,t}; 1, 0, \kappa)$$

te maximaliseren naar  $\kappa$ .

- 3 De andere GEV parameters worden tenslotte geschat door  $\ell_s(\xi_{s,1984}, \nu_s, \gamma_s; \hat{\kappa})$  te maximaliseren naar  $\xi_{s,1984}$ ,  $\nu_s$  en  $\gamma_s$ , waarbij  $\hat{\kappa}$  de geoptimaliseerde waarde heeft uit stap 2.



## Appendix C: Toepassing van de bootstrap bij neerslagmaxima met inachtneming van trend

De bootstrap is een resampling techniek, waarmee varianties en correlatiecoëfficiënten van parameterschattingen berekend kunnen worden. De methode is geïntroduceerd door Efron in 1979 en uitgebreid beschreven in het boek van Efron & Tibshirani (1993). In de oorspronkelijke toepassing wordt een nieuwe reeks gegenereerd door willekeurig te trekken uit een bestaande reeks getallen met teruglegging. Om de ruimtelijke correlatie tussen de jaarmaxima te behouden werden in KNMI2009 de maxima op de toenmalige 141 stations in een bepaald jaar gelijktijdig getrokken. De jaren werden steeds willekeurig met teruglegging getrokken uit het historische waarnemingstijdvak. In deze studie is hier naar analogie in Kiktev e.a. (2003) op twee punten van afgeweken:

1. In plaats van steeds willekeurig één jaar te trekken worden blokken van drie opeenvolgende jaren getrokken (“moving blocks bootstrap”). Hierdoor wordt rekening gehouden met een eventuele jaar op jaar correlatie zoals gevonden in de gemiddelde winterneerslag in Buishand e.a. (2013).
2. Vanwege de trend worden voorafgaand aan de bootstraptrekkingen de jaar- en wintermaxima geschaald door deling door de locatieparameter voor het bijbehorende jaar. En na de bootstraptrekkingen worden de getrokken maxima weer teruggeschaald, zodat de bootstrapreeksen ook weer de trend bevatten.

In het 66-jarige tijdvak 1951 – 2016 kunnen 64 verschillende blokken van drie opeenvolgende jaren onderscheiden worden. Door 22 keer met teruglegging zo’n blok te trekken ontstaat een nieuwe reeks van 66 jaren, maar sommige historische jaren zullen in deze reeks meer dan één keer voorkomen en andere historische jaren juist helemaal niet. Een “bootstrap sample” wordt nu gevormd door voor elk getrokken historisch jaar de geschaalde maxima voor alle duren ( $D = 1, 2, \dots, 10$ ) op de  $m = 219$  stations te nemen uit dat jaar. Vervolgens worden voor elk station en elke duur de geschaalde maxima vermenigvuldigd met de tijdsafhankelijke locatieparameter voor dat station en die duur. De GEV parameters worden voor dit bootstrap sample tenslotte op dezelfde manier geschat als bij de oorspronkelijk reeks (zie appendix B). Dit proces wordt  $B = 1000$  maal herhaald.

Op deze wijze worden voor elke station 1000 alternatieve schattingen  $\hat{\theta}_{s1}^*, \hat{\theta}_{s2}^*, \dots, \hat{\theta}_{sB}^*$  van een GEV parameter  $\theta_s$  ( $\xi_{1984,s}, \xi_{2014,s}/\xi_{1984,s}$  of  $\gamma_s$ ;  $s = 1, 2, \dots, m$ ) verkregen. Evenals in KNMI2009 kan hieruit de variantie geschat worden als:

$$\widehat{\text{var}}(\hat{\theta}_s) = \sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_{sb}^* - \bar{\theta}_{s\cdot}^*)^2 / (B - 1), \quad (\text{C.1})$$

met  $\bar{\theta}_{s\cdot}^*$  het gemiddelde van de  $B$  bootstrapschattingen voor station  $s$ .

De ruimtelijke correlatie tussen  $\hat{\theta}_s$  en  $\hat{\theta}_r$  voor alle 23871 ( $= 219 \cdot (219 - 1)/2$ ) stationsparen kan geschat worden als:

$$\widehat{\text{corr}}(\hat{\theta}_s, \hat{\theta}_r) = \frac{\sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_{sb}^* - \bar{\theta}_{s\cdot}^*) \cdot (\hat{\theta}_{rb}^* - \bar{\theta}_{r\cdot}^*)}{\sqrt{\sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_{sb}^* - \bar{\theta}_{s\cdot}^*)^2} \sqrt{\sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_{rb}^* - \bar{\theta}_{r\cdot}^*)^2}}. \quad (\text{C.2})$$

## Appendix D: Bijzonderheden over gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatters

### *De gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatter van een gemeenschappelijke GEV parameter*

De toetsingsgrootte  $T_1$  in hoofdstuk 5 is gebaseerd op de afwijkingen van de lokale schattingen  $\hat{\theta}_s$  van een GEV parameter ( $\xi_{1984,s}$ ,  $\xi_{2014,s}/\xi_{1984,s}$  of  $\gamma_s$ ) ten opzichte van de gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatter  $\bar{\theta}_w$  van deze parameter onder de nulhypothese dat er geen plaatselijke verschillen zijn. Deze schatter wordt gegeven door:

$$\bar{\theta}_w = \frac{\mathbf{1}^T \mathbf{C}^{-1} \hat{\boldsymbol{\theta}}}{\mathbf{1}^T \mathbf{C}^{-1} \mathbf{1}}, \quad (\text{D.1})$$

waarbij  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  de kolomvector is die de schattingen  $\hat{\theta}_s$  van de  $m$  stations bevat en  $\mathbf{C}$  is de covariantiematrix van deze schattingen (zie appendix 4 in KNMI2009).  $\bar{\theta}_w$  is een gewogen gemiddelde van alle  $\hat{\theta}_s$ :

$$\bar{\theta}_w = \sum_{s=1}^m \omega_s \hat{\theta}_s = \boldsymbol{\omega}^T \hat{\boldsymbol{\theta}}, \quad (\text{D.2})$$

waarbij  $\boldsymbol{\omega} = (\omega_1, \dots, \omega_m)^T$ . Het gewicht  $\omega_s$  van  $\hat{\theta}_s$  is het quotiënt van de som van de elementen in de  $s^{\text{de}}$  kolom van  $\mathbf{C}^{-1}$  en de som van alle elementen van  $\mathbf{C}^{-1}$ .

Voor de variantie van een lineaire combinatie van gecorreleerde schatters geldt:

$$\text{var}(\boldsymbol{\omega}^T \hat{\boldsymbol{\theta}}) = \boldsymbol{\omega}^T \mathbf{C} \boldsymbol{\omega}, \quad (\text{D.3})$$

wat voor de variantie van  $\bar{\theta}_w$  leidt tot:

$$\text{var}(\bar{\theta}_w) = \frac{1}{\mathbf{1}^T \mathbf{C}^{-1} \mathbf{1}}. \quad (\text{D.4})$$

We kunnen  $\bar{\theta}_w$  vergelijken met het rekenkundige gemiddelde  $\bar{\theta}$  van de  $\hat{\theta}_s$ -waarden:

$$\bar{\theta} = \frac{1}{m} \mathbf{1}^T \hat{\boldsymbol{\theta}}. \quad (\text{D.5})$$

Vergelijking (D.3) met  $\boldsymbol{\omega} = \mathbf{1}/m$  geeft voor de variantie van  $\bar{\theta}$ :

$$\text{var}(\bar{\theta}) = \frac{1}{m^2} \mathbf{1}^T \mathbf{C} \mathbf{1}. \quad (\text{D.6})$$

Tabel D.1 vergelijkt  $\bar{g}_w$  met het rekenkundige gemiddelde  $\bar{g}$  van de ratio's  $g_s$  in vergelijking (6) en de geschatte standaarddeviaties van  $\bar{g}_w$  en  $\bar{g}$  voor duren van 1, 4 en 9 dagen. De verschillen tussen  $\bar{g}_w$  en  $\bar{g}$  zijn klein bij de jaarmaxima, maar bij de wintermaxima is  $\bar{g}$  sys-

**Tabel D.1** Gewogen ( $\bar{g}_w$ ) en rekenkundige ( $\bar{g}$ ) gemiddelden van de ratio's  $g_s$  en de geschatte standaarddeviaties van  $\bar{g}_w$  en  $\bar{g}$  bij duren van 1, 4 en 9 dagen in het gehele jaar en het winterseizoen.

Duur	Gehele jaar				Winterseizoen			
	$\bar{g}_w$	$\widehat{\text{sd}}(\bar{g}_w)$	$\bar{g}$	$\widehat{\text{sd}}(\bar{g})$	$\bar{g}_w$	$\widehat{\text{sd}}(\bar{g}_w)$	$\bar{g}$	$\widehat{\text{sd}}(\bar{g})$
1 dag	1.068	0.0251	1.072	0.0260	1.102	0.0272	1.125	0.0309
4 dagen	1.079	0.0232	1.076	0.0244	1.086	0.0278	1.114	0.0313
9 dagen	1.086	0.0226	1.080	0.0241	1.071	0.0313	1.104	0.0344

**Tabel D.2** Gewogen ( $\bar{\gamma}_w$ ) en rekenkundige ( $\bar{\gamma}$ ) gemiddelden van de geschatte dispersiecoëfficiënten  $\hat{\gamma}_s$  en de geschatte standaarddeviaties van  $\bar{\gamma}_w$  en  $\bar{\gamma}$  bij duren van 1, 4 en 9 dagen in het gehele jaar en het winterseizoen.

Duur	Gehele jaar				Winterseizoen			
	$\bar{\gamma}_w$	$\widehat{sd}(\bar{\gamma}_w)$	$\bar{\gamma}$	$\widehat{sd}(\bar{\gamma})$	$\bar{\gamma}_w$	$\widehat{sd}(\bar{\gamma}_w)$	$\bar{\gamma}$	$\widehat{sd}(\bar{\gamma})$
1 dag	0.2546	0.0077	0.2526	0.0081	0.2778	0.0122	0.2707	0.0130
4 dagen	0.2248	0.0071	0.2242	0.0076	0.2511	0.0100	0.2461	0.0112
9 dagen	0.2050	0.0075	0.2066	0.0081	0.2390	0.0091	0.2361	0.0104

tematisch wat groter dan  $\bar{g}_w$  voor de drie beschouwde duren. Zowel bij de jaar- als wintermaxima heeft  $\bar{g}_w$  een iets lagere standaarddeviatie dan  $\bar{g}$  ( $\approx 5\%$  lager bij de jaarmaxima en  $\approx 10\%$  lager bij de wintermaxima). De lagere standaarddeviatie van  $\bar{g}_w$  is een gevolg van het feit dat de gegeneraliseerde kleinste kwadratenmethode de schattingsvariantie minimaliseert. De standaarddeviatie van  $\bar{g}_w$  is een factor 1.5 tot 2 lager dan de in paragraaf 5.2 genoemde standaarddeviaties van  $g_s$ .

In tabel D.2 wordt een soortgelijke vergelijking gemaakt tussen  $\bar{\gamma}_w$  en het rekenkundige gemiddelde  $\bar{\gamma}$  van de geschatte dispersiecoëfficiënten. Ook hier heeft het gewogen gemiddelde een iets lagere standaarddeviatie. De relatieve standaarddeviatie varieert van 3 – 4% bij de jaarmaxima en van 4 – 5% bij de wintermaxima, wat aanzienlijk lager is dan de in paragraaf 5.3 genoemde 9% voor de relatieve standaarddeviatie van de geschatte dispersiecoëfficiënt op basis van de reeks van één enkel station. De hogere waarden voor het winterseizoen zijn hoofdzakelijk het gevolg van de sterkere ruimtelijke correlatie van de geschatte dispersiecoëfficiënten voor dat seizoen.

#### *De gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatter van regressiecoëfficiënten*

Vergelijkingen (12) en (20) geven een lineaire relatie tussen een lokale GEV parameter  $\theta_s$  en de jaargemiddelde of wintergemiddelde neerslag  $N_s$ . De maximum likelihood schatter  $\hat{\theta}_s$  van  $\theta_s$  kan dan worden weergegeven als:

$$\hat{\theta}_s = \beta_0 + \beta_1 N_s + \varepsilon_s, \quad s = 1, \dots, m \quad (\text{D.7})$$

waarbij  $\varepsilon_s$ , een residu is met verwachtingswaarde 0. Vanwege de ruimtelijke correlatie van de geschatte parameters  $\hat{\theta}_s$  zijn de residuen  $\varepsilon_s$ , ook gecorreleerd. De kleinste kwadraten methode geeft dan niet langer meer de optimale schattingen van de regressiecoëfficiënten  $\beta_0$  en  $\beta_1$ . Daarnaast vereist de geldigheid van de chi-kwadraatverdeling voor de toetsingsgrootheid  $T_2$  in hoofdstuk 5 dat de regressiecoëfficiënten geschat worden met de gegeneraliseerde kleinste kwadratenmethode.

De literatuur over de gegeneraliseerde kleinste kwadraten methode geeft meestal een vergelijking voor de vector  $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)^T$  van de gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatters van  $\beta_0$  en  $\beta_1$  en de covariantiematrix van deze vector. Hieronder worden afzonderlijke vergelijkingen voor  $\hat{\beta}_0$ ,  $\hat{\beta}_1$  en  $\text{var}(\hat{\beta}_1)$  gegeven. De eerste twee zijn nodig voor de berekening van de toetsingsgrootheid  $T_2$  in vergelijking (14), terwijl  $\hat{\beta}_1$  en  $\text{var}(\hat{\beta}_1) = [\text{sd}(\hat{\beta}_1)]^2$  nodig zijn voor de toetsingsgrootheid  $Z$  in vergelijking (13).

De regressierelatie (D.7) kan in vectornotatie worden weergegeven als:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \beta_0 \mathbf{1} + \beta_1 \mathbf{N} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (\text{D.8})$$

waarbij  $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\theta_1, \dots, \theta_m)^T$ ,  $\mathbf{N} = (N_1, \dots, N_m)^T$  en  $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m)^T$ .

We vervangen eerst de vector  $\mathbf{N}$  door  $\tilde{\mathbf{N}} = \mathbf{N} - \bar{N}_w \mathbf{1}$ , waarbij

$$\bar{N}_w = \frac{\mathbf{1}^T \mathbf{C}^{-1} \hat{\mathbf{N}}}{\mathbf{1}^T \mathbf{C}^{-1} \mathbf{1}}, \quad (\text{D.9})$$

een gewogen landgemiddelde neerslag op basis van de covarianties van de geschatte GEV parameter voor de  $m$  stations. Dit heeft geen invloed op de regressiecoëfficiënt  $\beta_1$ , maar wel op  $\beta_0$ :

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \beta'_0 \mathbf{1} + \beta_1 \tilde{\mathbf{N}} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (\text{D.10})$$

waarbij:

$$\beta'_0 = \beta_0 + \beta_1 \bar{N}_w. \quad (\text{D.11})$$

Vervolgens passen we op vergelijking (D.10) een transformatie toe, waardoor een regressievergelijking ontstaat met ongecorreleerde residuen:

$$\mathbf{D}\hat{\boldsymbol{\theta}} = \beta'_0 \mathbf{D}\mathbf{1} + \beta_1 \mathbf{D}\tilde{\mathbf{N}} + \mathbf{D}\boldsymbol{\varepsilon}. \quad (\text{D.12})$$

Hierin is  $\mathbf{D}$  de bovendriehoeksmatrix uit de Choleski splitsing van  $\mathbf{C}^{-1}$ :

$$\mathbf{C}^{-1} = \mathbf{D}^T \mathbf{D}. \quad (\text{D.13})$$

Voor de covariantiematrix van de vector van de residuen  $\mathbf{D}\boldsymbol{\varepsilon}$  in vergelijking (D.12) geldt:

$$\text{cov}(\mathbf{D}\boldsymbol{\varepsilon}) = \text{cov}(\mathbf{D}\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \mathbf{D}\mathbf{C}\mathbf{D}^T = \mathbf{D}(\mathbf{D}^T \mathbf{D})^{-1} \mathbf{D}^T = \mathbf{D}\mathbf{D}^{-1}(\mathbf{D}^T)^{-1} \mathbf{D}^T = \mathbf{I}, \quad (\text{D.14})$$

met  $\mathbf{I}$  de eenheidsmatrix (de matrix met enen op de hoofddiagonaal en nullen daarbuiten).

Doordat de residuen ongecorreleerd zijn en dezelfde variantie hebben, zijn de gegeneraliseerde en gewone kleinste kwadratenmethode voor dit model identiek. Daar bovendien de vectoren  $\mathbf{D}\mathbf{1}$  en  $\mathbf{D}\tilde{\mathbf{N}}$  orthogonaal<sup>1</sup> zijn, worden de kleinste kwadraten schatters van  $\beta'_0$  en  $\beta_1$  gegeven door:

$$\hat{\beta}'_0 = \frac{(\mathbf{D}\mathbf{1})^T \mathbf{D}\hat{\boldsymbol{\theta}}}{(\mathbf{D}\mathbf{1})^T \mathbf{D}\mathbf{1}} = \frac{\mathbf{1}^T \mathbf{C}^{-1} \hat{\boldsymbol{\theta}}}{\mathbf{1}^T \mathbf{C}^{-1} \mathbf{1}} = \bar{\theta}_w, \quad (\text{D.15})$$

en

$$\hat{\beta}_1 = \frac{(\mathbf{D}\tilde{\mathbf{N}})^T \mathbf{D}\hat{\boldsymbol{\theta}}}{(\mathbf{D}\tilde{\mathbf{N}})^T \mathbf{D}\tilde{\mathbf{N}}} = \frac{\tilde{\mathbf{N}}^T \mathbf{C}^{-1} \hat{\boldsymbol{\theta}}}{\tilde{\mathbf{N}}^T \mathbf{C}^{-1} \tilde{\mathbf{N}}}. \quad (\text{D.16})$$

De gegeneraliseerde kleinste kwadraten schatter van  $\beta_0$  volgt door substitutie van  $\hat{\beta}'_0$  en  $\hat{\beta}_1$  in vergelijking (D.11):

$$\hat{\beta}_0 = \bar{\theta}_w - \hat{\beta}_1 \bar{N}_w. \quad (\text{D.17})$$

<sup>1</sup> Twee kolomvectoren  $\mathbf{a}$  en  $\mathbf{b}$  zijn orthogonaal als hun inwendig product  $\mathbf{a}^T \mathbf{b}$  gelijk is aan 0.

Voor de bepaling van de variantie van  $\hat{\beta}_1$  passen we vergelijking (D.3) toe met:

$$\boldsymbol{\omega}^T = \frac{\tilde{\mathbf{N}}^T \mathbf{C}^{-1}}{\tilde{\mathbf{N}}^T \mathbf{C}^{-1} \tilde{\mathbf{N}}}. \quad (\text{D.18})$$

Dit leidt tot de volgende uitdrukking voor  $\text{var}(\hat{\beta}_1)$

$$\text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{1}{\tilde{\mathbf{N}}^T \mathbf{C}^{-1} \tilde{\mathbf{N}}}. \quad (\text{D.19})$$

STATISTIEK VAN EXTREME GEBIEDSNEERSLAG

2019

**19**

**RAPPORT**

**DEELRAPPORT 4**



## DEELRAPPORT 4

STATISTIEK VAN EXTREME  
GEBIEDSNEERSLAG

AUTEUR Aart Overeem (KNMI)

## INHOUD

1	INLEIDING EN DOELSTELLING	117
2	DATA EN METHODE	120
2.1	Klimatologische radardata	120
2.2	Methode	121
2.2.1	Selectie van jaarmaxima	121
2.2.2	GEV-parameters als functie van duur en gebiedsgrootte	123
2.2.3	Kwantielfunctie radarstatistiek	127
2.2.4	Gebiedsreductiefactoren (ARFs)	128
3	RESULTATEN	130
3.1	Vergelijking met de basisstatistiek in Deelrapport 1	130
3.2	Gebiedsreductiefactoren o.b.v. radardata	132
3.3	Koppeling met de basisstatistiek in Deelrapport 1	132
3.4	Tabellen en regenduurlijnen gebiedsstatistiek	133
3.5	Herhalingstijdkaarten voor extreme gebiedsneerslag	135

4	CONCLUSIES, DISCUSSIE EN AANBEVELINGEN	137
	DANKWOORD	138
5	REFERENTIES	141
APPENDIX A	BOOTSTRAPPROCEDURE	143
APPENDIX B	AFWIJKING GEMODELLEERDE VERSUS GESCHATTE GEV-PARAMETERS	144
APPENDIX C	AFLEIDING KWANTIELFUNCTIE GEV-VERDELING MET DE RELATIE VAN LANGBEIN	146



# 1

## INLEIDING EN DOELSTELLING

Dit Deelrapport 4, “Statistiek van extreme gebiedsneerslag”, is onderdeel van het STOWA-rapport “Neerslagstatistiek en -reeksen voor het waterbeheer 2019”.

Extreme neerslag heeft grote invloed op de maatschappij en kan leiden tot materiële schade en slachtoffers. Daarom zijn betrouwbare statistieken van extreme neerslag van groot belang, met name voor ontwerpdoeleinden in het waterbeheer of evaluatie van extreme neerslag, bijvoorbeeld in verband met schadeclaims. Hiertoe worden de extremen geselecteerd uit lange neerslagreeksen en vervolgens door een statistisch model beschreven. Met zo'n model kan dan worden berekend hoeveel neerslag er bijvoorbeeld in 60 minuten gemiddeld eens in de vijftig jaar wordt overschreden op een bepaalde locatie. Ook kan de kans of gemiddelde herhalingsstijd worden geschat voor extreme neerslaghoeveelheden die groter zijn dan tot nu toe gemeten.

Kansverdelingen van extreme neerslag zijn doorgaans afgeleid uit puntmetingen van regenmeternetwerken en gelden voor een individuele locatie. Echter, in het waterbeheer is vaak de extreme gebiedsneerslag van belang. Gemiddeld is de extreme neerslagsom die op een gebied valt namelijk kleiner dan die op een punt in dat gebied valt. Indien dan de puntneerslagstatistieken worden gebruikt treedt een onderschatting op van de herhalingsstijd of een overschatting van de neerslagsom. Daarom is het wenselijk om een statistiek van extreme gebiedsneerslag af te leiden, zoals ook wordt aanbevolen in STOWA2004 en al is afgeleid door Overeem e.a. (2010) en Overeem & Buishand (2012).

Aangezien de hoeveelheid neerslag van plaats tot plaats sterk kan verschillen, is het belangrijk om een zo gedetailleerd mogelijk ruimtelijk beeld van de neerslaghoeveelheid te verkrijgen. Dit is maar beperkt mogelijk met de netwerken van regenmeters in Nederland. Zo geeft het KNMI-netwerk van handregenmeters één keer per dag een neerslagsom over een dag voor 322 locaties in Nederland. Dat komt overeen met gemiddeld 1 meting per 100 km<sup>2</sup>. Van het KNMI-netwerk van 32 automatische regenmeters zijn lange reeksen van klokuursommen en een 14-jarige reeks van gevalideerde 10-minutensommen beschikbaar, maar dat netwerk is nog minder dicht en geeft slechts 1 meting per 1000 km<sup>2</sup>. Extreme gebiedsneerslag over, bijvoorbeeld, stroomgebieden kan worden verkregen door ruimtelijke interpolatie van regenmeterdata. Een betrouwbare schatting van gebiedsneerslag is dan vaak niet goed mogelijk omdat het aantal regenmeters in verhouding tot de gebiedsgrootte vaak klein is, vooral voor korte durren (< 12 uur). Zo zullen bij een dichtheid van 1 regenmeter per 100 km<sup>2</sup> gebiedsgemiddelden meestal onnauwkeurig zijn voor gebieden van een paar honderd km<sup>2</sup> of kleiner.

Weerradars voorzien in semi-kwantitatieve, landsdekkende neerslagschattingen met een hoge ruimtelijke en temporele resolutie. Door de radardata te corrigeren met regenmeterdata kunnen redelijk nauwkeurige extreme gebiedsneerslagen worden verkregen. Voor dit deelrapport zijn met regenmeterdata gecorrigeerde radargegevens over de periode 1998 tot

en met 2016 gebruikt. Overeem e.a. (2009a, 2010) tonen aan dat de kwaliteit van deze radardataset over de periode 1998 tot en met 2008 hoog genoeg is voor het afleiden van een statistiek van extreme gebiedsneerslag voor duren van 15 minuten tot en met 24 uur.

De afleiding van de statistiek van extreme gebiedsneerslag beschreven in Overeem e.a. (2010) vormt de basis voor dit deelrapport. In dat artikel wordt beschreven hoe de neerslaghoeveelheid kan worden berekend voor een gekozen duur, gebiedsgrootte en herhalingstijd. Een duur of neerslagduur van bijvoorbeeld 24 uur betekent overigens niet dat het continu hoeft te regenen, maar dat de neerslag in een duur van 24 uur is gevallen. Een Nederlandse versie hiervan verscheen in 2012 (Overeem & Buishand, 2012), en bevat aanvullende analyses om het verschil tussen op regenmeterdata en op radardata gebaseerde neerslagstatistieken te kwantificeren en te verklaren. Overeem e.a. (2012) vatten dat onderzoek samen in een populairwetenschappelijk artikel.

Dit deelrapport is een actualisatie en uitbreiding van Overeem & Buishand (2012). Ten eerste is de periode verlengd van 1998 tot en met 2008 (11 jaar) naar 1998 tot en met 2016 (19 jaar). Dit volgt de eerste aanbeveling in Overeem & Buishand (2012). Dit vermindert de onzekerheid in geschatte kwantielen met ongeveer 25% en maakt ze representatiever voor het huidige klimaat en minder gevoelig voor extreme gebeurtenissen in individuele jaren. Een kwantiel geeft de neerslaghoeveelheid weer die met een bepaalde kans (of gemiddeld eens in de  $T$  jaar) wordt overschreden. Een kwantiel wordt ook wel terugkeerniveau genoemd of de neerslagsom die wordt overschreden. Ten tweede worden de statistieken afgeleid voor duren van 15 minuten tot en met 9 dagen i.p.v. 15 minuten tot en met 24 uur. Ten derde wordt de radarstatistiek nu vergeleken t.o.v. de nieuwste puntneerslagstatistieken, namelijk de “Basisstatistiek voor extreme neerslag in Nederland” in Deelrapport 1 (jaarstatistiek).

Het belangrijkste doel van dit deelrapport is dat de extreme gebiedsneerslag in Nederland kan worden berekend voor duren van 15 minuten tot en met 9 dagen, gebiedsgrootten van 6 tot en met 1656 km<sup>2</sup> (voor 15 minuten tot en met 968 km<sup>2</sup>) en herhalingstijden van 0,5 tot en met 50 jaar. Methodologisch zijn er twee belangrijke verschillen met Overeem e.a. (2010) en Overeem & Buishand (2012). Ten eerste bleek dat bij twee van de drie parameters van de toegepaste GEV-verdeling (“Generalized Extreme Value distribution” of “gegeneraliseerde extreme waarden verdeling”) andere relaties nodig zijn om deze goed als functie van duur en gebiedsgrootte te beschrijven. Ten tweede is de statistiek van extreme gebiedsneerslag consistent gemaakt met de basisstatistiek in Deelrapport 1, door de kwantielen hiervan te vermenigvuldigen met een gebiedsreductiefactor (ARF) zodat deze geldt voor 6 km<sup>2</sup>. Een gebiedsreductiefactor is nodig omdat gemiddeld minder extreme neerslag op een gebied van bijvoorbeeld 6 of 100 km<sup>2</sup> valt dan op een punt. Om het kwantiel voor grotere gebieden te berekenen wordt ook nog vermenigvuldigd met de gebiedsreductiefactor o.b.v. radardata. Door deze nieuwe aanpak wordt gecorrigeerd voor onderschattingen in de radardata. Bovendien voorkomt dit dat de statistieken van de diverse deelrapporten elkaar tegenspreken.

De indeling van dit deelrapport is als volgt. In hoofdstuk 2 worden de gebruikte radardata en de methode beschreven. Bij de methode wordt ingegaan op de beschrijving van jaar-maxima met een GEV-verdeling, de modellering van de GEV-parameters als functie van duur en gebiedsgrootte en de kwantielfunctie. Tevens wordt de berekening van gebiedsreductiefactoren uitgelegd. In hoofdstuk 4 worden kwantielen van neerslagsommen vergeleken met de basisstatistiek in Deelrapport 1. Daarna worden gebiedsreductiefactoren o.b.v. radardata getoond. Vervolgens wordt de methode uitgelegd om m.b.v. gebiedsreductiefactoren en

Deelrapport 1 een gebiedsneerslagstatistiek af te leiden. Aansluitend worden de tabellen en figuren van deze nieuwe statistiek van extreme gebiedsneerslag gepresenteerd. Tot slot worden herhalingstijdkaarten gemaakt o.b.v. radaraccumulaties. Hoofdstuk 5 bevat conclusies, een discussie en aanbevelingen.

## 2

## DATA EN METHODE

## 2.1 KLIMATOLOGISCHE RADARDATA

Het KNMI beschikt over twee weerradars, ook wel buienradars of neerslagradars genoemd, die in Herwijnen en Den Helder staan. De radars meten elke vijf minuten de regenintensiteit over Nederland in vakken van  $0,9 \text{ km}^2$ , in totaal 38063 vakken boven het landoppervlak. In dit deelrapport wordt de langste radardataset gebruikt, die start in 1998 en de neerslag in 6190 vakken van  $6 \text{ km}^2$  boven het landoppervlak van Nederland heeft geregistreerd<sup>1</sup>. Het aantal bruikbare regenmeters dat continu neerslag registreert is veel kleiner dan het aantal radarvakken. Omdat deze radars overall, elke 5 minuten en in real time meten, zijn ze een belangrijke bron van neerslaginformatie. In de periode 1998 tot en met 2016, gebruikt voor dit onderzoek, is vrijwel alleen gemeten met de oude C-band radars in De Bilt en Den Helder. De beelden van beide radars zijn gemengd om een zo goed mogelijk landsdekkend beeld te krijgen. De radar meet neerslag indirect en bovendien niet aan de grond, maar op enige hoogte boven het aardoppervlak. Diverse foutenbronnen leiden vaak tot een forse onderschatting van de neerslag door radars.

FIGUUR 1 DE LOCATIES VAN DE 33 AUTOMATISCHE REGENMETERS (ORANJE VIERKANTEN), DE 326 HANDREGENMETERS (GROENE CIRKELS) EN DE 2 WEERRADARS (RODE KRUIZEN) VAN HET KNMI OP 1 JANUARI 2008



Het KNMI onderhoudt twee regenmeternetwerken: Een netwerk van  $\sim 32$  automatische regenmeters (1 meting per  $1000 \text{ km}^2$ ) en een netwerk van  $\sim 322$  handregenmeters (1 meting per  $100 \text{ km}^2$ ). Figuur 1 geeft een kaart van Nederland met de locaties van de regenmeters van beide netwerken in 2008, ongeveer het midden van de meetperiode, en de weerradars. Voor meer informatie over de regenmeternetwerken, zie KNMI (2000) en Wauben (2016).

1 De grootte van een radarvak is afhankelijk van de breedtegraad en varieert daardoor iets over Nederland. De gemiddelde gebiedsgrootte van een radarvak over Nederland is  $5,73 \text{ km}^2$  en dit getal wordt gebruikt in alle berekeningen. In de tekst wordt dit meestal afgerond tot  $6 \text{ km}^2$ .

De beste landsdekkende neerslaginformatie wordt verkregen door de radardata te combineren met regenmeterdata. Radars geven de ruimtelijke structuur van neerslag in detail weer, terwijl regenmeters betrouwbare puntmetingen geven, maar veel buien missen. Correctie van radarneerslagbeelden is essentieel om radarneerslagproducten bruikbaar te maken voor kwantitatieve toepassingen. Zoals in veel landen gebruikelijk is, worden daartoe de radarbeelden gecorrigeerd met regenmeterdata. Per definitie verschillen neerslagmetingen van regenmeters en radars. Een regenmeter vangt de neerslag aan de grond op een oppervlak van typisch 2 dm<sup>2</sup>, terwijl een radar op grotere hoogte in de atmosfeer signalen van een groot volume meet.

In dit deelrapport wordt de zogenoemde klimatologische radardataset gebruikt<sup>2</sup>. Deze bestaat uit neerslagsommen over het gehele landoppervlak van Nederland (~35000 km<sup>2</sup>) met een ruimtelijke resolutie van 2,4 km bij 2,4 km, 1 meting per 6 km<sup>2</sup> elke 5 minuten, waarbij is gecorrigeerd met de gevalideerde data van beide KNMI-netwerken: de automatische regenmeterdata (~32 stations met 1-uursommen) en de handregenmeterdata (~322 stations met dagsommen). Het handregenmeternetwerk wordt gebruikt om een ruimtelijke correctie uit te voeren op ruwe radardagsommen van 08:00-08:00 UTC, waarbij voor elk radarvak apart een correctiefactor wordt berekend. De automatische regenmeters worden aangewend om de systematische fout of bias in de ruwe radar 1-uursommen te verwijderen. Bij deze correctie wordt een constante factor voor het gehele beeld gebruikt ("mean-field" biascorrectie), waarbij deze wel voor elk uur afzonderlijk wordt berekend. Beide correcties worden vervolgens gecombineerd en wel zodanig dat, als de uursommen worden opgeteld tot dagsommen, ze gelijk zijn aan de ruimtelijk gecorrigeerde dagsommen. In Overeem e.a. (2009b) wordt de afleiding en verificatie van de radardataset van klokuursommen in detail besproken. Overeem e.a. (2009a) beschrijven daarnaast ook de correctie van 15-, 30-, 60- en 120-minutensommen (voor elke 5 minuten). Zie ook Overeem & Buishand (2012) en voor een populairwetenschappelijke beschrijving van de radardataset Overeem e.a. (2009c).

De gecorrigeerde 5-minutendata en 1-uursommen vormen de klimatologische radardataset. Van daaruit zijn 15-, 30-, 60- en 120-minutensommen voor elke 5 minuten en 4-, 8-, 12-, en 24-uursommen en 2-daagse sommen voor elk klokuur en voor 4, 8 en 9 dagen voor elke dag afgeleid. De radardataset heeft een gemiddelde databeschikbaarheid die varieert tussen 75,8% en 88,6% over de 19-jarige periode 1998 tot en met 2016, afhankelijk van de gekozen duur.

## 2.2 METHODE

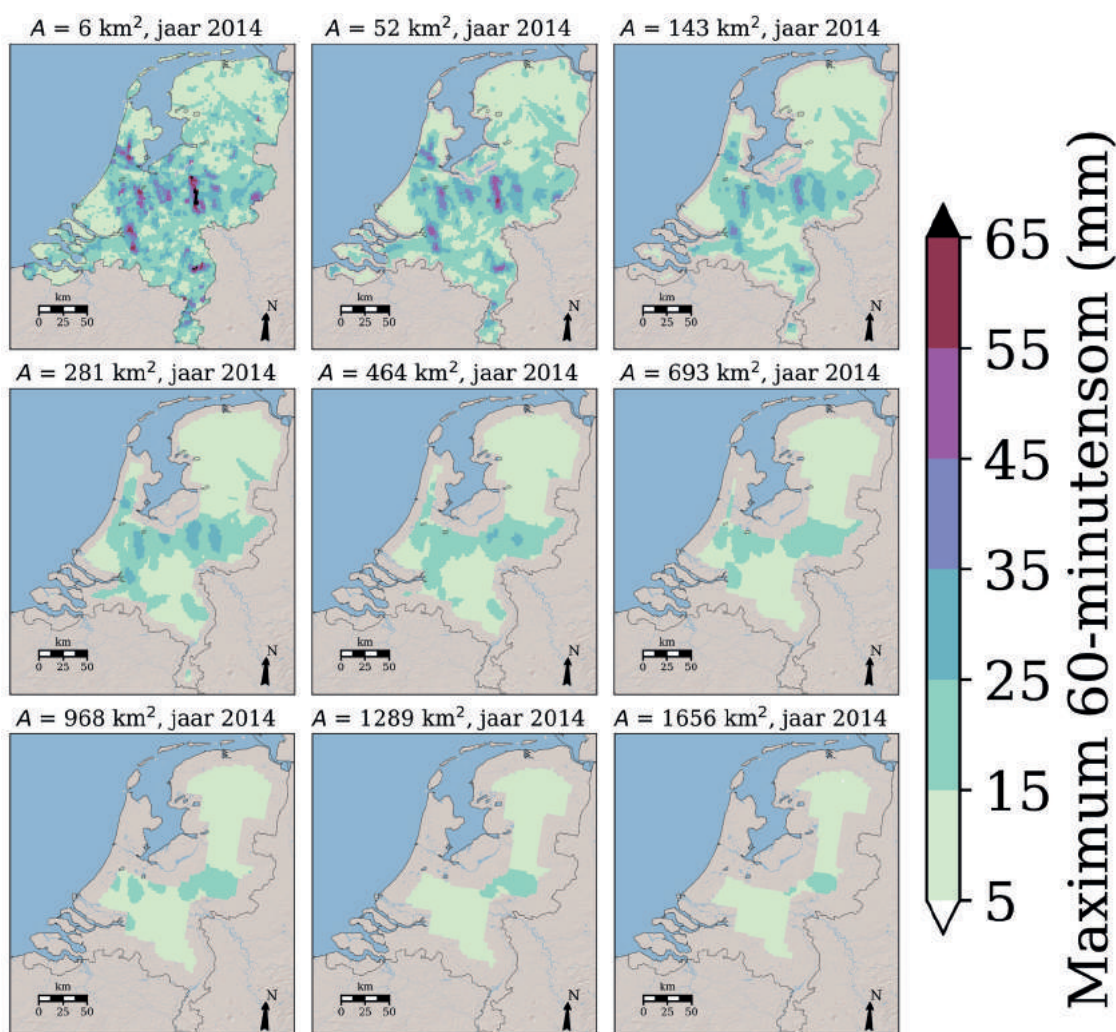
### 2.2.1 SELECTIE VAN JAARMAXIMA

De radardataset geeft de neerslag voor 6190 radarvakken of radarpixels. Lopende jaarmaxima worden geselecteerd voor 12 verschillende uren  $D$  van 15, 30, 60 en 120 minuten, 4, 8, 12 en 24 uur en 2, 4, 8 en 9 dagen voor 9 verschillende gebiedsgrootten  $A$  voor de 19-jarige periode 1998 tot en met 2016 (108 verschillende combinaties van  $D$  en  $A$ ). De term "lopend" geeft aan dat de jaarmaxima worden geselecteerd uit de  $D$ -dagsommen van elke dag (08:00-08:00 UTC) in het jaar, voor 4 tot en met 9 dagen, of uit de  $D$ -uursommen van elk klokuur in het jaar, voor 4 tot en met 24 uur en 2 dagen, of uit de  $D$ -minutensommen van elke 5 minuten in het jaar, voor 15 tot en met 120 minuten. Hiermee wordt beter rekening gehouden met het begin en/of einde van een regenperiode bij de beschouwde neerslagduur. Neerslag die valt in

2 Naast een dataset met 5,73 km<sup>2</sup> resolutie (1998 tot heden), is er ook een dataset met 0,9 km<sup>2</sup> resolutie (2008 tot heden). Deze datasets zijn vrijelijk beschikbaar via het KNMI DataCentrum (<https://data.knmi.nl>). Voor dit deelrapport zijn gebruikt: [https://data.knmi.nl/datasets/rad\\_nl21\\_rac\\_mfbs\\_5min/2.0?q=radar](https://data.knmi.nl/datasets/rad_nl21_rac_mfbs_5min/2.0?q=radar) en [https://data.knmi.nl/datasets/rad\\_nl21\\_rac\\_mfbs\\_01h/2.0?q=radar](https://data.knmi.nl/datasets/rad_nl21_rac_mfbs_01h/2.0?q=radar).

een variabel (lopend) interval, van bijvoorbeeld 60 minuten, is gemiddeld hoger dan die valt in een vast interval, van bijvoorbeeld een klokuur. Diverse studies beschrijven dat lopende maxima gemiddeld een stuk hoger liggen dan die in een vast interval. Voor kwantielen van klokuurmaxima wordt een conversiefactor, de zogenoemde “Hershfield factor”, van bijvoorbeeld 1,13 (Hershfield, 1961) of 1,15 (NERC, 1975) gebruikt. De reden om  $D$ -uursommen en  $D$ -dagsommen i.p.v.  $D$ -minutensommen te gebruiken voor langere duren is dat hiermee de rekentijd sterk wordt verkort, terwijl ze al een goede benadering geven van lopende jaarmaxima. Dit is conform Overeem e.a. (2010). De jaarmaxima van gebiedsneerslag worden afgeleid voor vierkanten met een zijde van 1, 3, 5, 7, 9, 11, 13, 15 en 17 radarvak(ken) lang. Alleen die vierkanten worden meegenomen die in zijn geheel boven het landoppervlak van Nederland liggen. Jaarmaxima worden voor alle mogelijke, ruimtelijk overlappende vierkanten berekend voor gebieden groter dan een radarvak van 6 km<sup>2</sup>. De jaarmaxima zijn nu beschikbaar voor gebiedsgrootten van (afgerond) 6, 52, 143, 281, 464, 693, 968, 1289 en 1656 km<sup>2</sup>. Zie figuur 2 voor een voorbeeld van geselecteerde jaarmaxima voor 60-minutensommen over het jaar 2014 voor de 9 verschillende gebiedsgrootten.

**FIGUUR 2** RADARVAKKEN WAARVOOR JAARMAXIMA WORDEN BEREKEND VOOR DE 9 VERSCHILLENDE GEBIEDSGROOTTEN, GEÏLLUSTREERD MET DE JAARMAXIMA VOOR 60-MINUTENSOMMEN VOOR HET JAAR 2014. AAN ELK RADARVAK, HET MIDDEN VAN EEN GEBIED, IS HET JAARMAXIMUM TOEGEKEND VOOR DE CORRESPONDERENDE GEBIEDSGROOTTE  $A$ . ALLEEN HET MIDDELSTE RADARVAK WORDT WEERGEGEVEN, DUS NIET HET GEBIED VAN BIJVOORBEELD  $\sim 40$  KM BIJ  $\sim 40$  KM VOOR  $A$  IS 1656 KM<sup>2</sup>. OMDAT ALLEEN DE RADARDATA BOVEN HET LANDOPPERVLAK VAN NEDERLAND ZIJN GEBRUIKT EN DIT OPPERVLAK GEEN VIERKANT IS, NEEMT HET DEEL VAN HET LANDOPPERVLAK VAN NEDERLAND DAT WORDT GEBRUIKT EN HET AANTAL JAARMAXIMA AF MET DE GEBIEDSGROOTTE. VOOR DE GROOTSTE GEBIEDSGROOTTE WORDT 72% VAN HET LANDOPPERVLAK EN 24% VAN HET AANTAL JAARMAXIMA T.O.V.  $A$  IS 6 KM<sup>2</sup> GEBRUIKT



### 2.2.2 GEV-PARAMETERS ALS FUNCTIE VAN DUUR EN GEBIEDSGROOTTE

De GEV-verdeling wordt vaak gebruikt om de verdeling van jaarmaxima van neerslag te beschrijven. De GEV-verdeling is een kansverdeling met drie parameters; de locatieparameter ( $\xi$ ), de schaalparameter ( $\alpha$ ) en de vormparameter ( $\kappa$ ). Zie voor een goede inleiding bijvoorbeeld Coles (2001). De GEV-verdeling met  $\kappa$  is 0 staat bekend als de Gumbelverdeling.

Om betrouwbare schattingen van de parameters van deze verdeling te krijgen zijn lange meetreeksen nodig, terwijl die vaak niet beschikbaar zijn. In de internationale vakliteratuur wordt daarom vaak een regionale frequentie-analyse toegepast, waarin één of meerdere parameters van de kansverdeling constant worden verondersteld over een gebied. Hierdoor kunnen deze parameters worden geschat op basis van reeksen van meerdere locaties in dat gebied, waardoor hun onzekerheid afneemt. Deze methode is ook gebruikt voor de 19-jarige radardataset. Mede vanwege de relatief korte periode van de radardata worden de regionale verschillen, voor zover ze er zijn, verwaarloosd. Dit betekent dat alle drie parameters van de GEV-verdeling constant worden gehouden over Nederland. Overigens blijkt uit de radar-data wel dat er regionale verschillen zijn in de locatieparameter, maar zijn er geen duidelijke deelgebieden aan te wijzen voor duren van 15 tot en met 120 minuten. Voor langere duren worden wel deelgebieden zichtbaar, met name een deel van Zuid-Holland en Noord-Holland met hogere waarden voor de locatieparameter. Het patroon voor andere gebieden en met name voor de kortste duren is ruizig met veel variabiliteit over korte afstanden.

Vervolgens worden de drie GEV-parameters geschat op basis van de jaarmaxima van alle gebruikte radarvakken. Het grote aantal metingen in de ruimte compenseert dan voor het relatief kleine aantal metingen in de tijd. Hierdoor kunnen neerslaghoeveelheden voor herhalings tijden langer dan de lengte van de dataset, hier 19 jaar, toch redelijk betrouwbaar geschat worden. Verder is de periode 1998 tot en met 2016 behoorlijk representatief voor het huidige klimaat, en het door STOWA gebruikte referentiejaar 2014, en is het voor zo'n korte periode niet aantrekkelijk om een eventuele trend mee te nemen. Dit omdat het bij zo'n korte periode onwaarschijnlijk is dat de trend als significant verschillend van nul (ofwel geen trend) aangemerkt kan worden, en omdat het meenemen van een trend (ofwel een extra parameter in het model) per definitie tot een toename van de schattingsonzekerheid leidt (zie hiervoor ook hoofdstuk 8 "Discussie en conclusies" in Deelrapport 3).

Voor elke afzonderlijke duur en gebiedsgrootte worden nu de parameters van de GEV-verdeling geschat met de methode van de grootste aannemelijkheid ("maximum likelihood"). Weinig is bekend over de geschiktheid van de GEV-verdeling voor het modelleren van gebiedsneerslag. Maar aanpassingstoetsen tonen aan dat de GEV-verdelingen adequate beschrijvingen geven van de gebiedsneerslagextremen uit de 11-jarige radardataset in Overeem e.a. (2010) en GEV-fits op de jaarmaxima van 1998 tot en met 2016 ondersteunen dit.

Vervolgens wordt elk van de drie GEV-parameters gemodelleerd als functie van de neerslagduur en de gebiedsgrootte. Het voordeel hiervan is dat hiermee dan ook terugkeerniveaus voor tussenliggende duren berekend kunnen worden. Dit vormt tevens de basis voor regenduurlijnen. Een ander voordeel is dat hiermee voorkomen kan worden dat de lijnen met de terugkeerniveaus voor de verschillende duren elkaar bij lange herhalings tijden gaan snijden of zeer dicht naderen (hetzelfde geldt voor uit de terugkeerniveaus afgeleide "regenduurlijnen"). De GEV-parameters worden beschreven door de onderstaande modellen. Voor de locatieparameter  $\xi$  (mm):

$$\xi(D, A) = a_0 + a_1 D^{a_2} + b_1 A^c + b_2 \ln\left(\frac{D}{C}\right) A^c \quad \text{voor } D \leq C, \quad (1a)$$

$$\xi(D, A) = a_0 + a_1 D^{a_2} + b_1 A^c + b_2 (D - C) A^d \quad \text{voor } D > C. \quad (1b)$$

Voor de dispersiecoëfficiënt  $\gamma$ , de schaalparameter gedeeld door de locatieparameter van de GEV-verdeling:

$$\gamma(D, A) = a_1 + a_2 \ln D + b_1 \ln A. \quad (2)$$

Voor de vormparameter  $\kappa$ :

$$\kappa(D, A) = a_1 + b_1 \ln A (\ln D_1 - \ln D)_+ + b_2 (D - D_1)_+, \quad (3a)$$

waarin voor  $D < D_1$  de laatste term nul is:

$$\kappa(D, A) = a_1 + b_1 \ln A (\ln D_1 - \ln D), \quad (3b)$$

en voor  $D > D_1$  de middelste term nul is:

$$\kappa(D, A) = a_1 + b_2 (D - D_1). \quad (3c)$$

Hierin is  $D$  telkens uitgedrukt in uur en de gebiedsgrootte  $A$  in  $\text{km}^2$ ,  $C$  is 82 uur en  $D_1$  is 24 uur. Tabel 1 geeft de waarden van de coëfficiënten van de gemodelleerde GEV-parameters, die zijn gevonden met de kleinstekwadratenmethode. In figuur 3 worden voor deze drie parameters hun schattingen en gemodelleerde waarden gevisualiseerd als functie van de duur voor de kleinste ( $6 \text{ km}^2$ ), de grootste ( $1656 \text{ km}^2$ ) en een tussenliggende gebiedsgrootte ( $281 \text{ km}^2$ ). Over het algemeen geven deze modellen een goede beschrijving van de geschatte GEV-parameters. De onzekerheid in geschatte en gemodelleerde GEV-parameters t.g.v. de beperkte reekslengte is geschat met een bootstrapprocedure (appendix A) en zet de afwijkingen tussen gemodelleerde en geschatte GEV-parameters in perspectief.

TABEL 1 SCHATTINGEN VAN DE REGRESSIECOËFFICIËNTEN IN VERGELIJKINGEN 1 TOT EN MET 3 VOOR DE GEV-PARAMETERS

GEV-parameter	$\hat{a}_0$	$\hat{a}_1$	$\hat{a}_2$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	$\hat{c}$	$\hat{d}$
$\xi$ (mm)	-5,66008	20,88729	0,21840	-0,70850	0,10490	0,23166	-0,01143
$\gamma$	-	0,322360	-0,013167	-0,009092	-	-	-
$\kappa$	-	-0,1855827	-	0,0048551	0,0007741	-	-

De regressiemodellen voor locatieparameter en vormparameter zijn behoorlijk anders dan die in Overeem e.a. (2010). Omdat de duren nu variëren over een veel groter bereik, 15 minuten tot en met 9 dagen i.p.v. 15 minuten tot en met 24 uur, bleek het nodig om een ander model voor de locatieparameter en de vormparameter te ontwikkelen, waarbij de vormparameter nu ook afhankelijk is gemaakt van de duur. Bij de keuze van een geschikt regressiemodel is ook de waarde van MS (“mean square of the standardized residuals”) meegenomen, zie Overeem e.a. (2010). De MS-waarde bekijkt het verschil tussen de geschatte en gemodelleerde GEV-parameter voor alle 106  $D$ - $A$  combinaties en houdt hierbij rekening met de standaarddeviatie van de geschatte parameter o.b.v. de bootstrapprocedure (appendix A). Idealiter is deze waarde ongeveer 1. Kleine waarden wijzen op overfitting en grote waarden op een systematische fout in het regressiemodel. De MS-waarde voor de dispersiecoëfficiënt is 1,15 en vergelijking 2 is daarmee een goed model. De waarde van  $C$  voor de locatieparameter is zodanig

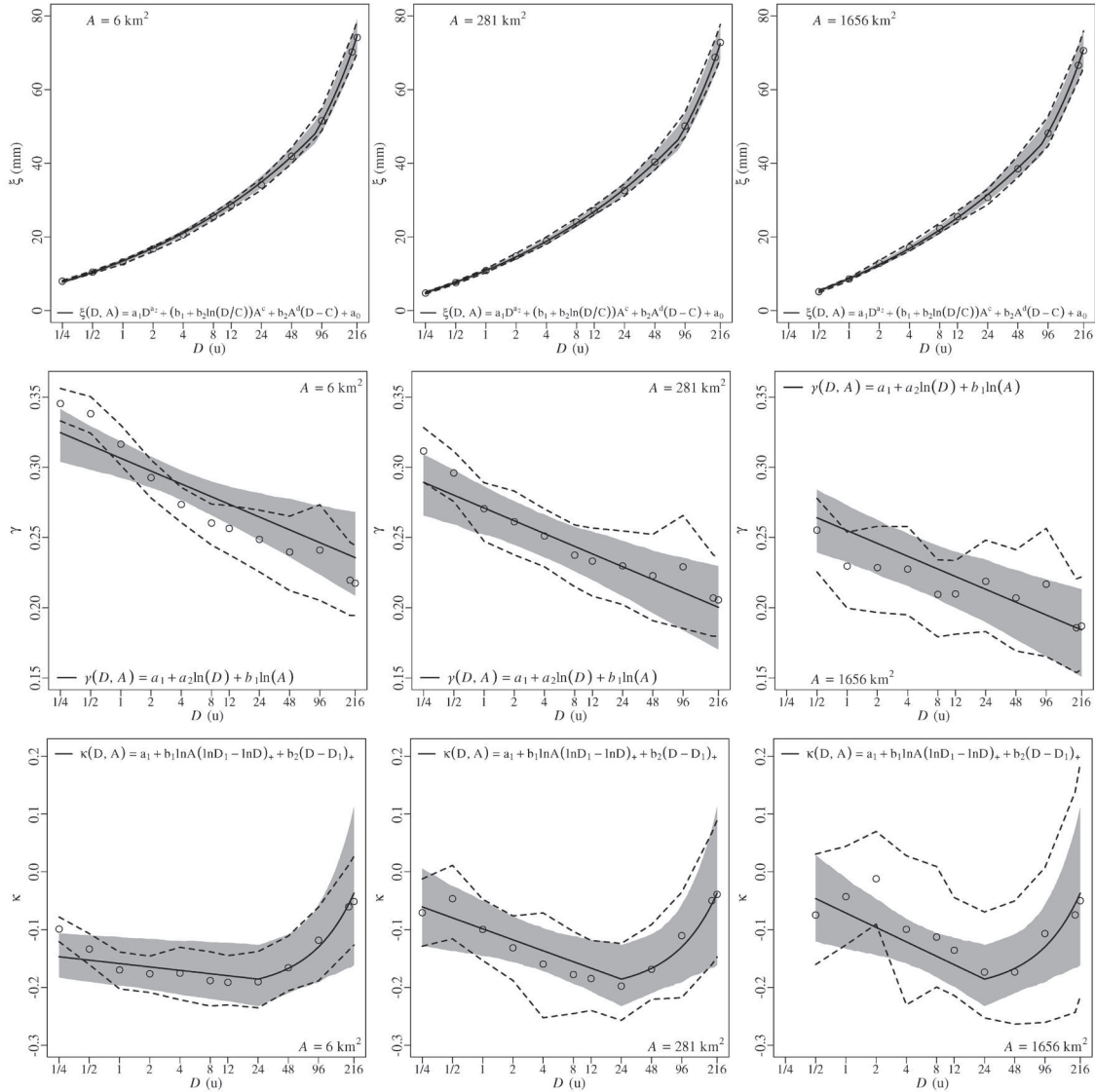


gekozen dat de waarde voor MS zo dicht mogelijk bij 1 ligt. De gekozen waarde van  $C$ , 82 uur, levert een MS-waarde van 1,05. Overigens bleek dat voor een duur van 15 minuten en de twee grootste gebiedsgrootten (1289 en 1656 km<sup>2</sup>) de afwijking tussen gemodelleerde en geschatte locatieparameter groot werd en nogal varieerde als functie van gebiedsgrootte. Omdat de combinatie van een hele korte duur en een groot gebied niet relevant is voor de afleiding van gebiedsreductiefactoren (zie paragraaf 2.2.4), is besloten om in vergelijkingen 1 tot en met 3 de combinaties van een duur van 15 minuten en een gebiedsgrootte van 1289 en 1656 km<sup>2</sup> niet mee te nemen. Hierdoor kunnen voor 15 minuten alleen statistieken worden afgeleid tot een gebiedsgrootte van 968 km<sup>2</sup>. Voor het waterbeheer is het ook weinig zinvol om voor 15 minuten een gebiedsreductiefactor voor gebieden groter dan 968 km<sup>2</sup> te gebruiken. Het totaal aantal  $D$ - $A$  combinaties wordt dan 106. Voor de vormparameter wordt een MS-waarde van 0,48 gevonden, wat wijst op enige overfitting. Voor de waarde van  $D_1$  is 24 uur gekozen, vanwege de knik in de waarden van de vormparameter rond 24 uur (figuur 3).

Bij het ontwikkelen van een geschikt regressiemodel voor de locatieparameter is sterk gelet op het verloop van de afwijking tussen geschatte en gemodelleerde locatieparameter als functie van de gebiedsgrootte. Bij het berekenen van gebiedsreductiefactoren kan een afwijking sterk gaan doorwerken als deze sterk varieert met de gebiedsgrootte, terwijl als de afwijkingen ongeveer gelijk zijn, deze wegdelen in de berekening van de gebiedsreductiefactor. Appendix B geeft de procentuele afwijkingen van gemodelleerde t.o.v. geschatte locatieparameters en die blijken nu over het algemeen klein te zijn. Voor de dispersiecoëfficiënt worden grotere procentuele afwijkingen gevonden, maar die zijn meer toelaatbaar omdat de dispersiecoëfficiënt moeilijker te schatten is dan de locatieparameter, oftewel, de onzekerheid is groter.

FIGUUR 3

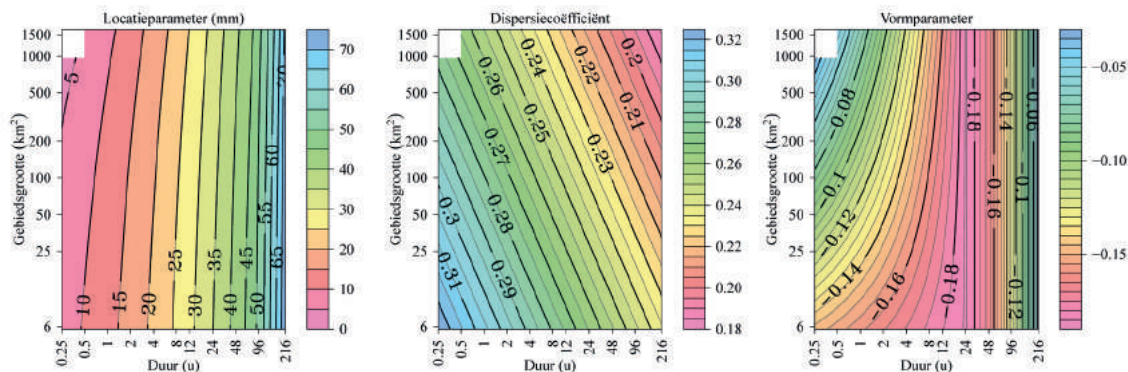
GEV-PARAMETERS GEPLIT TEGEN DE DUUR  $D$  (LOGARITMISCHE SCHAAL) VOOR VERSCHILLENDE GEBIEDSGROOTTEN  $A$ . DE ONONDERBROKEN LIJNEN REPRESENTEREN DE REGRESSIEVERGELIJKINGEN 1 TOT EN MET 3. DE GRIJS GEARCEERDE GEBIEDEN ZIJN 95%-BETROUWBAARHEIDINTERVALLEN VOOR DE GEMODELLEERDE GEV-PARAMETERS GEBASEERD OP DE DATA VAN DE 106 COMBINATIES VAN  $D$  EN  $A$ . DE GESTREEPTE LIJNEN GEVEN 95%-BETROUWBAARHEIDSBANDEN VOOR DE GEV-PARAMETERS, ALLEEN GEBASEERD OP DE DATA VOOR DE GEGEVEN  $D$  EN  $A$ . DEZE INTERVALLEN EN BANDEN ZIJN GEBASEERD OP 1000 BOOTSTRAPSAMPLES. VOOR DE GEMODELLEERDE GEV-PARAMETERS ZIJN 1000 BOOTSTRAPSCHTTINGEN VERKREGEN, WAARBIJ 1000 WAARDEN VOOR ELKE GEV-PARAMETER ZIJN BEREKEND MET EEN TIJDSTAP VAN 1 MINUUT. DEZE ZIJN GERANGSCHIKT VAN KLEIN NAAR GROOT EN DE 25E EN 975E WAARDEN ZIJN BEPAALD OM DE 95%-BETROUWBAARHEIDINTERVALLEN TE PLOTTEN. DEZELFDE BOOTSTRAPSAMPLES ZIJN GEBRUIKT VOOR DE BANDEN DIE DE ONZEKERHEID IN DE SCHATTINGEN VAN DE GEV-PARAMETERS AANGEVEN



Figuur 4 geeft een totaaloverzicht van de waarde van de gemodelleerde  $\xi$ ,  $\gamma$  en  $\kappa$  als een functie van duur en gebiedsgrootte. De locatieparameter is sterk gerelateerd aan het gemiddelde. Deze neemt toe met de duur, omdat de maximale neerslag over een langer tijdsinterval altijd minstens zo groot is als de maximale neerslag over een korter tijdsinterval. Daarnaast neemt de locatieparameter af bij toenemende gebiedsgrootte, vooral bij korte duren. De dispersiecoëfficiënt neemt zowel met de duur als met de gebiedsgrootte af. Deze afname illustreert dat de variabiliteit van de jaarmaxima relatief gering is bij lange duren en grote gebieden. De vormparameter wordt minder negatief voor een toenemende gebiedsgrootte voor duren tot en met ongeveer 12 uur. Deze toename van de vormparameter houdt in dat de rechterstaart van de verdeling dunner wordt. Hierdoor, en doordat de locatieparameter en de dispersie-

coëfficiënt ook afnemen, neemt de kans op eenzelfde neerslagextreem af bij toenemende gebiedsgrootte.

FIGUUR 4 LOCATIEPARAMETER  $\xi$  (MM), DISPERSIECOËFFICIËNT  $\gamma$  EN VORMPARAMETER  $\kappa$  ALS FUNCTIE VAN DUUR (UUR) EN GEBIEDSGROOTTE (KM<sup>2</sup>). BEIDE ASSEN ZIJN LOGARITMISCH



### 2.2.3 KWANTIELFUNCTIE RADARSTATISTIEK

Een kwantiel geeft de neerslaghoeveelheid weer die met een bepaalde kans (of gemiddeld eens in de  $T$  jaar) wordt overschreden. De kwantiel functie beschrijft de neerslagsom als functie van de overschrijdingskans of herhalingsstijd  $T$ . In appendix C wordt met behulp van de relatie van Langbein (1949) de kwantiel functie zodanig omgewerkt dat de herhalingsstijd betrekking heeft op de gemiddelde duur (in jaar) tussen twee opeenvolgende overschrijdingen in de zogenaamde partiële duurreeks. Dit conform de eerdere neerslagstatistieken voor Nederland (STOWA2004, STOWA2015), en die voor de basisstatistiek in Deelrapport 1. Het voordeel hiervan is dat de kwantielen ook kunnen worden berekend voor herhalingsstijden korter dan 1 jaar. De kwantiel functie wordt gegeven door:

$$x(T; D, A) = \xi(D, A) \left( 1 + \frac{\gamma(D, A) [1 - T^{-\kappa(D, A)}]}{\kappa(D, A)} \right) \quad \text{voor } \kappa \neq 0. \quad (4)$$

Hier geeft  $x(T; D, A)$  het maximum van de neerslag weer dat gemiddeld eens in de  $T$  jaar wordt overschreden als functie van de duur  $D$  en de gebiedsgrootte  $A$ . Hiermee kan voor een gegeven herhalingsstijd, duur en gebiedsgrootte de neerslagsom die wordt overschreden worden berekend. Hiertoe worden de regressievergelijkingen voor de GEV-parameters, vergelijkingen 1 tot en met 3, ingevuld in de kwantiel functie.

### 2.2.4 GEBIEDSREDUCTIEFACTOREN (ARFS)

Gebiedsreductiefactoren (“areal reduction factors”, “ARFs”) worden gebruikt om kwantielen van puntneerslag om te rekenen naar kwantielen van gebiedsneerslag. Gemiddeld valt er minder extreme neerslag over grote gebieden dan over kleine gebieden. Meestal zijn geen dichte regenmeternetwerken beschikbaar om deze ARFs te bepalen. Voorbeelden van studies die gebruikmaken van regenmeterdata om ARFs te berekenen zijn NERC (1975), Bell (1976), Omolayo (1993) en Allen & DeGaetano (2005a). Studies die gebruikmaken van radar data om ARFs te schatten zijn o.a. Durrans e.a. (2002), Allen & DeGaetano (2005b), Lombardo e.a. (2006) en Pavlovic e.a. (2016). Gebiedsreductiefactoren worden gedefinieerd als een verhouding van kwantielen van regenhoeveelheden:

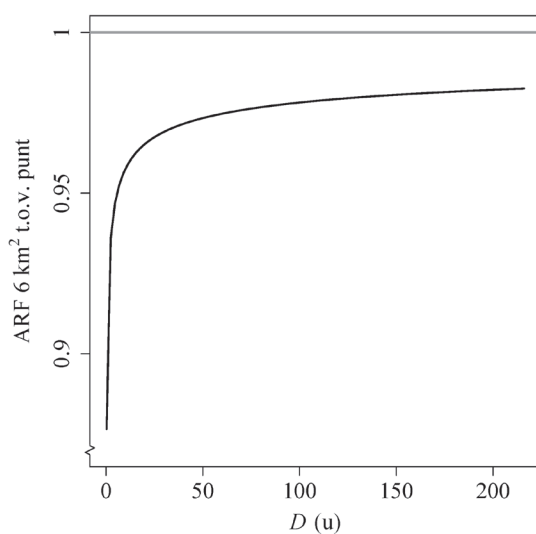
$$ARF(T; D, A) = \frac{x(T; D, A)}{x(T; D, A_0)} \quad (5)$$

waarin  $A$  groter dan of gelijk is aan  $A_0$ , gewoonlijk de “horizontale ingangsoppervlakte” van de regenmeter. De gebiedsgemiddelde regenhoeveelheden worden dan berekend als een (gewogen) gemiddelde van puntregenhoeveelheden. In dit deelrapport worden op radar gebaseerde gebiedsregenduurlijnen gebruikt om ARFs te berekenen, waarvoor  $A_0$  is  $6 \text{ km}^2$ . Op radar gebaseerde ARFs kunnen alleen worden afgeleid voor gebiedsgrootten vanaf  $A$  is  $6 \text{ km}^2$ , omdat de radardata een ruimtelijke resolutie van  $6 \text{ km}^2$  hebben en de vergelijkingen 1 tot en met 3 niet geschikt zijn voor extrapolatie naar kleinere gebiedsgrootten. Om de gebiedsreductiefactor o.b.v. radardata te berekenen wordt de kwantiefunctie, vergelijking 4, behorende bij een gekozen  $A$  gedeeld door die behorende bij  $A$  is  $6 \text{ km}^2$ , de grootte van een radarvak.

Voor dit deelrapport is het ook nodig om de gebiedsreductiefactor van een punt naar  $6 \text{ km}^2$  te berekenen. Deze extra ARF is nodig omdat gemiddeld minder extreme neerslag op een gebied van  $6 \text{ km}^2$  wordt gemeten dan op een punt. Het vereist verschillende regenmeters in een vak van  $6 \text{ km}^2$  om deze ARF te kunnen berekenen. Die regenmeternetwerken zijn doorgaans niet aanwezig. Daarom moet deze ARF worden gebaseerd op een beperkt aantal studies waarbij dichte regenmeternetwerken zijn gebruikt. De waarden voor deze extra ARF, die varieert als functie van de duur  $D$ , zijn daarom uit de literatuur afgeleid. De volgende vergelijking wordt gebruikt om de extra ARF, aangeduid met  $ARF_6$ , te berekenen:

$$ARF_6 = 1 - 0.08266513 D^{-0.289186} \quad (6)$$

FIGUUR 5 VERLOOP VAN DE GEBIEDSREDUCTIEFACTOR VAN EEN PUNT NAAR  $6 \text{ km}^2$  ALS FUNCTIE VAN DE DUUR O.B.V. VERGELIJKING 6



Dit modeltype is geïntroduceerd in Buishand & Velds (1980; vergelijking 9.21). De drie parameters in dit model zijn gefit op de ARF-waarden uit Niemczynowicz (1982) gevonden voor Lund (Zuid-Zweden) voor gebiedsgrootten van  $4,2$  tot en met  $25,2 \text{ km}^2$  en duren van 1 tot maximaal 60 minuten en waarbij de ARF-waarden voor een herhalingsstijd van 1,5 en 3 jaar zijn gemiddeld. Bij de fit zijn ook de ARF-waarden voor duren van 15 minuten tot en met 24 uur voor een gebiedsgrootte van  $100 \text{ km}^2$  in het NERC (1975) rapport (tabel 5.1b) meegenomen en die zijn gebaseerd op data uit het Verenigd Koninkrijk. Bij het invullen van de gebiedsgrootte van een radarvak,  $5,73 \text{ km}^2$ , wordt vergelijking 6 verkregen, waarvan de grafische weergave in figuur 5. Vanwege het beperkte aantal dichte regenmeternetwerken en studies is het lastig om ARF-waarden te vinden voor  $6 \text{ km}^2$  die het volledige duurbereik van 15 minuten tot en met 9 dagen beslaan. De gemodelleerde gebiedsreductiefactor voor 24 uur zit al dichtbij 1, en

volgens tabel 5.2 in NERC (1975) is de ARF voor duren vanaf 2 dagen min of meer constant en heeft een waarde van ongeveer 0,99 bij 2 dagen, waardoor de extrapolatie tot en met 9 dagen afwijkingen van niet meer dan 1 à 2 % zal geven. Merk op dat vergelijking 6 niet afhankelijk is van de herhalingsijd, terwijl dit in vergelijking 5 wel het geval is.

# 3

## RESULTATEN

### 3.1 VERGELIJKING MET DE BASISSTATISTIEK IN DEELRAPPORT 1

Nu wordt ter controle van de nauwkeurigheid van de radarstatistiek deze vergeleken met de basisstatistiek in Deelrapport 1. Met vergelijking 4 worden o.b.v. radardata neerslaghoeveelheden berekend die worden overschreden voor gegeven duren, herhalingstijden en een gebiedsgrootte van 6 km<sup>2</sup>. Voor een eerlijke vergelijking moet de gebiedsneerslag worden omgerekend naar een puntneerslag. Hiertoe wordt de gebiedsreductiefactor met vergelijking 6 berekend. Door de kwantielen van neerslagsommen van de radarstatistiek te delen door  $ARF_6$  voor de gekozen duur, worden neerslagsommen voor een punt verkregen. Vervolgens worden deze vergeleken met de basisstatistiek in Deelrapport 1, die geldt voor de “horizontale ingangsoppervlakte” van een regenmeter, en daarom ook wel puntneerslagstatistiek wordt genoemd.

Tabel 2 geeft de relatieve verschillen in neerslaghoeveelheden t.o.v. Deelrapport 1 voor duren van 15 minuten tot en met 8 dagen en herhalingstijden van 0,5 tot en met 50 jaar. De radarstatistiek onderschat neerslag t.o.v. de basisstatistiek. De onderschatting is het sterkst voor de kortste duren, met name fors voor duren tot en met 60 minuten en voor de langere herhalingstijden ook voor een duur van 120 minuten. Eerdere studies o.b.v. de eerste 11 jaar van deze dataset maken ook melding van onderschatting t.o.v. op regenmeterdata gebaseerde statistieken (Overeem e.a., 2010; Overeem & Buishand, 2012).

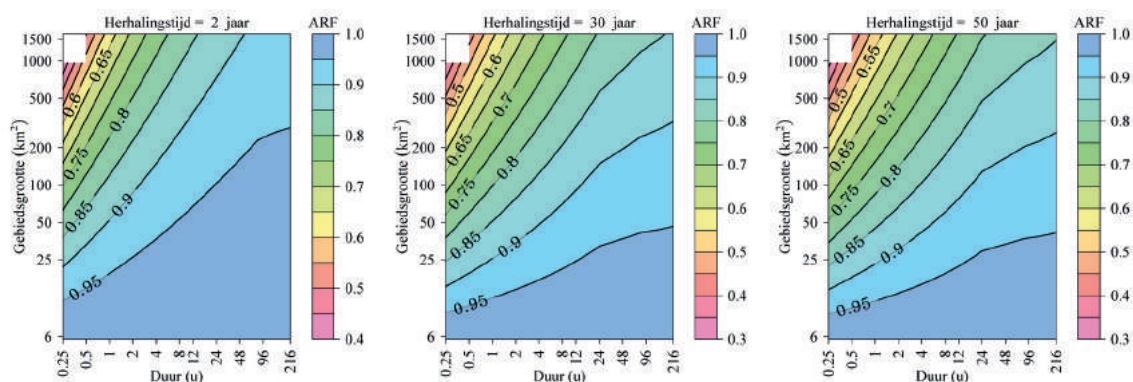
Waarschijnlijk komt de onderschatting in tabel 2 vooral door foutenbronnen die leiden tot lagere neerslagschattingen door de radars. Zo is demping van het radarsignaal een belangrijke oorzaak van het onderschatten van extreme neerslag door radars. Een hevige bui reflecteert veel signaal, waardoor in en achter de bui ook minder signaal overblijft om te worden gereflecteerd door het verder van de radar af gelegen deel van de bui of door andere buien. Ook een natte radarkoepel dempt het signaal. Demping kan tot forse onderschattingen van de neerslaghoeveelheid leiden en is waarschijnlijk een van de belangrijkste verklaringen voor de relatief grote onderschattingen bij de kortste duren.

TABEL 2 RELATIEVE VERSCHILLEN IN NEERSLAGHOEVELHOEDEN (%) VAN DE STATISTIEK VAN EXTREME GEBIEDSNEERSLAG OP BASIS VAN RADARDATA VOOR EEN GEBIEDSGROOTTE VAN 6 KM<sup>2</sup>, O.B.V. ARF<sub>6</sub> OMGEREKEND NAAR PUNTSTATISTIEK, T.O.V. DE BASISSTATISTIEK IN DEELRAPPORT 1 VOOR DUREN VAN 15 MINUTEN TOT EN MET 8 DAGEN EN HERHALINGSTIJDEN VAN 0,5 TOT EN MET 50 JAAR

T (jaar)	Duur										
	15 min	30 min	60 min	120 min	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen
0,5	-21	-12	-7	-4	-2	-1	1	-2	-7	-13	-12
1	-21	-14	-9	-7	-5	-2	-1	-2	-7	-12	-10
2	-19	-14	-10	-7	-5	-2	-1	-1	-5	-10	-7
5	-17	-14	-11	-8	-5	-1	1	0	-3	-7	-4
10	-17	-14	-12	-9	-6	-1	1	1	-1	-5	-2
20	-17	-16	-14	-11	-7	-2	2	2	1	-2	0
25	-17	-16	-15	-12	-8	-2	1	3	2	-1	1
50	-18	-18	-18	-15	-10	-4	1	5	4	2	3

Bij duren vanaf 24 uur is er meer overeenstemming met het meetinterval van het dichte handregenmeternetwerk (~322 stations), waardoor de correctie met regenmeterdata effectiever is. Terwijl bij een duur van bijvoorbeeld 60 minuten het aantal regenmeters veel kleiner is, 32, waardoor een correctie sowieso al minder effectief kan zijn. De handregenmeterdata worden weliswaar ook gebruikt voor correctie van bijvoorbeeld 60-minutensommen, maar daarbij wordt per radarvak een constante factor gebruikt gedurende 24 uur.

FIGUUR 6 GEBIEDSREDUCTIEFACTOREN VOOR EEN HERHALINGSTIJD VAN 2 (LINKS), 30 (MIDDEN) EN 50 (RECHTS) JAAR VOOR DUREN VAN 15 MINUTEN TOT EN MET 9 DAGEN EN GEBIEDSGROOTTEN VAN 6 TOT 1656 KM<sup>2</sup>



De radar meet in 6190 vakken over heel Nederland en over de periode 1998-2016, terwijl de gebruikte regenmeterdata in Deelrapport 1 van ~30 locaties over de periode 2003-2016 afkomstig zijn voor duren tot en met 12 uur. Dat zou ook een reden voor verschillen kunnen zijn. Dit wordt onderzocht door de GEV-parameters o.b.v. radardata te schatten op de locaties van de automatische regenmeters en over dezelfde periode. Het blijkt dat de verschillen klein zijn voor enkele van de duren met de grootste verschillen in tabel 2, 30 en 60 minuten, waardoor kan worden aangenomen dat de regenmeters representatief zijn voor heel Nederland. Zie tabel 3 voor  $D$  is 60 minuten.

Voor duren van 2 tot en met 8 dagen worden ook relatief grote onderschattingen gevonden voor korte herhalingsstijden. Het is lastig om hier een verklaring voor te geven. De onderschatting in radardata zal juist beperkt zijn voor deze lange duren. Naast het verschil in locatie, zou ook de andere periode van de onderliggende datasets, waarbij de basisstatistiek representatief is voor 2014, een verklaring kunnen zijn.

TABEL 3

SCHATTINGEN VAN GEV-PARAMETERS O.B.V. ALLE RADARDATA EN O.B.V. DE RADARDATA VOOR DE LOCATIES EN/OF DE PERIODE GEBRUIKT IN DEELRAPPORT 1

Dataset, <i>D</i> is 60 minuten	$\xi$ (mm)	$\gamma$	$\kappa$
Radar, heel NL, 1998 tot en met 2016	13,22	0,317	-0,170
Radar, heel NL, 2003 tot en met 2016	13,50	0,317	-0,157
Radar, locaties automatische regenmeters, 2003 tot en met 2016	13,45	0,305	-0,151

### 3.2 GEBIEDSREDUCTIEFACTOREN O.B.V. RADARDATA

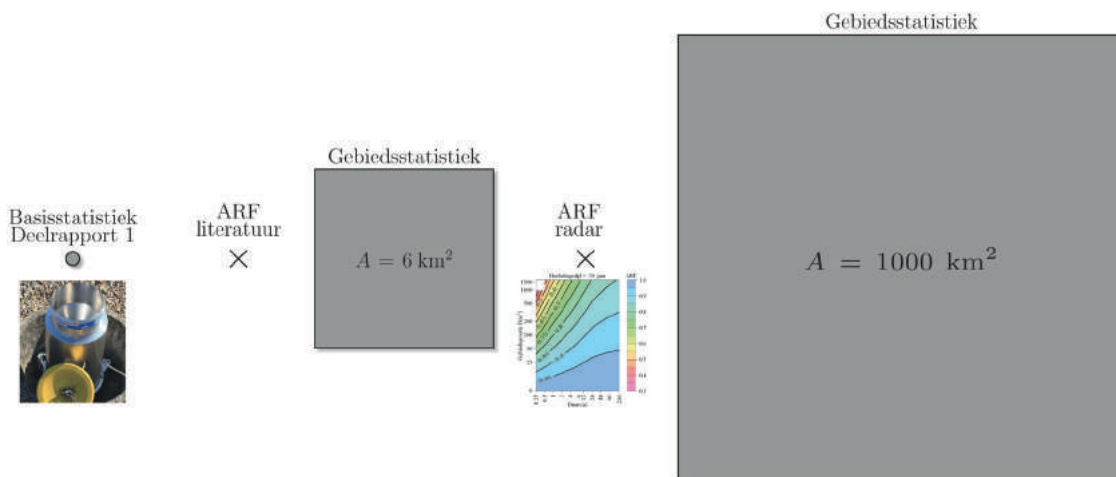
Figuur 6 geeft gebiedsreductiefactoren voor herhalingstijden van 2 (links) 30 (midden) en 50 jaar t.o.v. 6 km<sup>2</sup>, dus o.b.v. de radardata. Vooral voor korte duren neemt de gebiedsreductiefactor sterk af met toenemende gebiedsgrootte. Zo is de extreme neerslagsom voor 500 km<sup>2</sup> maar ongeveer 55% van die van 6 km<sup>2</sup> voor een duur van 15 minuten en een herhalingstijd van 2 jaar. De gebiedsreductie is bij een herhalingstijd van 30 jaar groter dan bij een herhalingstijd van 2 jaar, vooral bij de lange duren. De meest extreme 24-uursommen zijn het gevolg van convectieve neerslag (zomerse buien), waarbij over korte afstanden grote verschillen in de neerslaghoeveelheid kunnen voorkomen. De 24-uursom bij een herhalingstijd van 2 jaar wordt echter vaak bepaald door langdurige regenval over een groot gebied. Voor korte duren is alleen convectieve neerslag van belang voor de gebiedsreductiefactor. Behalve de ruimtelijke spreiding van de neerslaghoeveelheden binnen een bui, speelt bij zeer korte duren ook de tijd waarin een bui over het gebied trekt een rol.

### 3.3 KOPPELING MET DE BASISSTATISTIEK IN DEELRAPPORT 1

Vanwege de gevonden grote verschillen voor de kortste duren t.o.v. de basisstatistiek in Deelrapport 1, voor een belangrijk deel veroorzaakt door onderschattingen in de radardata, en daarnaast de wens om een statistiek van extreme neerslag te hebben waarbij de verschillende neerslagstatistieken consistent met elkaar zijn, is besloten de gebiedsstatistiek voor extreme neerslag gedeeltelijk te baseren op de basisstatistiek in Deelrapport 1. Deze basisstatistiek wordt dus gebruikt als referentiestatistiek voor de gebiedsstatistiek. Figuur 7 geeft de methode schematisch weer. Om de neerslagsom die in een bepaalde duur wordt overschreden voor een gekozen herhalingstijd te berekenen wordt gestart met de basisstatistiek, d.w.z. met de kwantielfuncties voor de GLO- en GEV-verdelingen, waarbij de GLO- of GEV-parameters, respectievelijk voor duren tot en met en langer dan 12 uur, worden beschreven als functie van de duur en die relaties worden ingevuld in hun bijbehorende kwantielfunctie (zie Deelrapport 1, paragraaf 2.6). Vervolgens wordt die neerslagsom vermenigvuldigd met  $ARF_6$  (vergelijking 6), zodat de neerslagsom representatief wordt voor een radarvak van 6 km<sup>2</sup>. Om de neerslagsom te berekenen voor grotere gebieden wordt vervolgens nog vermenigvuldigd met de gebiedsreductiefactor o.b.v. de radardata (uit de vorige paragraaf).



FIGUUR 7 SCHEMA VOOR HET BEREKENEN VAN EEN STATISTIEK VAN EXTREME GEBIEDSNEERSLAG. DE NEERSLAG UIT DE BASISSTATISTIEK (= PUNTSTATISTIEK) IN DEELRAPPORT 1 WORDT VERMENIGVULDIGD MET ARF<sub>6</sub> OM EEN CORRESPONDERENDE NEERSLAGSOM VOOR 6 KM<sup>2</sup> TE BEREKENEN. VERVOLGENS WORDT DE GEBIEDSREDUCTIEFACTOR O.B.V. RADARDATA GEBRUIKT OM DE NEERSLAGSOM VOOR GROTERE GEBIEDEN TE BEREKENEN



### 3.4 TABELLEN EN REGENDUURLIJNEN GEBIEDSSTATISTIEK

Met de aanpak van paragraaf 3.3 worden hier de tabellen van neerslaghoeveelheden gegeven voor duren van 15 minuten tot en met 9 dagen, gebiedsgrootten van 6, 100, 1000 en 1656 km<sup>2</sup> en herhalingstijden van 0,5 tot en met 50 jaar. Zie tabellen 4, 5, 6 en 7.

In het waterbeheer worden vaak zogenoemde regenduurlijnen gebruikt. Bij een regenduurlijn ligt de herhalingstijd vast en is de neerslaghoeveelheid een functie van de neerslagduur. Een regenduurlijn voor bijvoorbeeld  $T$  is 30 jaar wordt dan verkregen door de hoeveelheden voor de verschillende duren bij  $T$  is 30 jaar middels een lijn te verbinden. Zo wordt in één oogopslag het verloop van de regensom als functie van de duur zichtbaar. Figuur 8 (links) toont twee regenduurlijnen voor een herhalingstijd van 30 jaar en illustreert dat de regenhoeveelheid een stuk lager is voor een gebiedsgrootte van 1000 km<sup>2</sup> t.o.v. 6 km<sup>2</sup>. Verder toont de figuur dat de regenhoeveelheid voor  $T$  is 30 jaar en  $A$  is 1000 km<sup>2</sup> toeneemt van 15 mm voor  $D$  is 30 minuten tot 119 mm voor  $D$  is 9 dagen. Figuur 8 (rechts) toont alle regenduurlijnen voor  $T$  is 30 jaar en gebiedsgrootten van een punt en 6 km<sup>2</sup> tot en met 1656 km<sup>2</sup>.

TABEL 4 STATISTIEK VAN EXTREME GEBIEDSNEERSLAG; NEERSLAGHOEVELHEDEN (IN MM) BIJ VERSCHILLENDE NEERSLAGDUREN TUSSEN 15 MINUTEN EN 9 DAGEN EN EEN GEBIEDSGROOTTE VAN 6 KM<sup>2</sup>

$T$ (jaar)	Neerslagduur											
	15 min	30 min	60 min	120 min	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen	9 dagen
0.5	8	9	12	14	18	21	24	29	38	49	67	71
1	10	12	15	18	22	26	29	36	45	58	78	82
2	12	15	18	22	27	32	35	42	53	67	89	94
5	15	19	24	29	34	40	43	52	64	80	103	108
10	18	23	28	34	40	47	51	61	73	90	114	119
20	21	27	34	41	48	55	59	70	83	100	125	130
25	22	29	36	44	51	58	63	73	86	103	128	134
50	26	34	44	53	61	69	73	84	97	114	139	144

**TABEL 5** STATISTIEK VAN EXTREME GEBIEDSNEERSLAG; NEERSLAGHOEVEELHEDEN (IN MM) BIJ VERSCHILLENDE NEERSLAGDUREN TUSSEN 15 MINUTEN EN 9 DAGEN EN EEN GEBIEDSGROOTTE VAN 100 KM<sup>2</sup>

<i>T</i> (jaar)	Neerslagduur											
	15 min	30 min	60 min	120 min	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen	9 dagen
0.5	6	8	10	13	17	21	23	29	37	49	67	71
1	8	10	13	17	21	25	28	34	44	57	76	81
2	9	12	16	20	25	30	33	40	50	65	86	90
5	11	15	20	25	30	36	40	49	60	76	98	103
10	13	18	23	29	36	42	46	56	68	84	107	112
20	14	21	28	35	42	49	54	64	77	93	116	122
25	15	22	29	37	44	52	56	67	79	96	119	125
50	17	25	34	43	52	61	65	76	89	105	129	134

**TABEL 6** STATISTIEK VAN EXTREME GEBIEDSNEERSLAG; NEERSLAGHOEVEELHEDEN (IN MM) BIJ VERSCHILLENDE NEERSLAGDUREN TUSSEN 30 MINUTEN EN 9 DAGEN EN EEN GEBIEDSGROOTTE VAN 1000 KM<sup>2</sup>

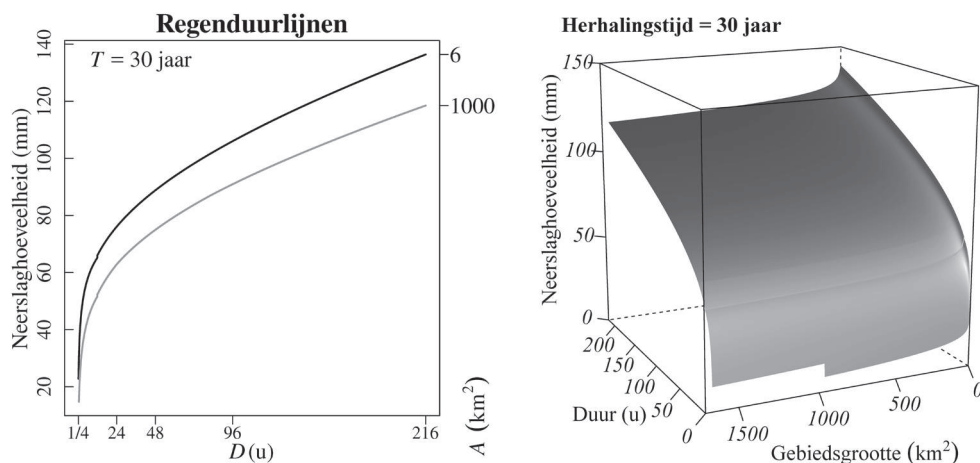
<i>T</i> (jaar)	Neerslagduur											
	15 min	30 min	60 min	120 min	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen	9 dagen
0.5	-	6	8	11	15	19	22	28	36	49	67	71
1	-	7	10	14	18	23	26	33	42	55	75	79
2	-	8	12	17	22	27	30	38	48	62	83	87
5	-	10	15	21	26	32	36	45	56	71	93	98
10	-	12	18	24	31	37	41	52	63	79	101	106
20	-	14	21	28	35	43	48	59	70	86	109	114
25	-	14	22	29	37	45	50	61	73	89	112	116
50	-	16	25	34	43	52	57	69	81	97	119	124

**TABEL 7** STATISTIEK VAN EXTREME GEBIEDSNEERSLAG; NEERSLAGHOEVEELHEDEN (IN MM) BIJ VERSCHILLENDE NEERSLAGDUREN TUSSEN 30 MINUTEN EN 9 DAGEN EN EEN GEBIEDSGROOTTE VAN 1656 KM<sup>2</sup>, DE GEMIDDELDE GROOTTE VAN EEN WATERSCHAP

<i>T</i> (jaar)	Neerslagduur											
	15 min	30 min	60 min	120 min	4 uur	8 uur	12 uur	24 uur	2 dagen	4 dagen	8 dagen	9 dagen
0.5	-	5	8	11	15	19	21	28	36	48	66	70
1	-	6	10	13	18	22	26	32	41	55	74	78
2	-	7	11	16	21	26	30	37	47	61	82	86
5	-	9	14	19	25	31	35	44	55	70	92	97
10	-	10	16	23	29	36	40	50	62	77	100	104
20	-	12	19	26	34	42	46	57	69	85	107	112
25	-	12	20	27	35	43	48	59	71	87	110	115
50	-	14	23	32	41	50	55	67	79	95	117	122

FIGUUR 8

GEBIEDSREGENDUURLIJNEN VOOR EEN HERHALINGSTIJD VAN 30 JAAR EN EEN GEBIEDSGROOTTE VAN 6 EN 1000 KM<sup>2</sup> (LINKS) EN VOOR EEN HERHALINGSTIJD VAN 30 JAAR EN EEN GEBIEDSGROOTTE VAN EEN PUNT EN 6 KM<sup>2</sup> TOT EN MET 1656 KM<sup>2</sup> (RECHTS)



### 3.5 HERHALINGSTIJDKAARTEN VOOR EXTREME GEBIEDSNEERSLAG

Met de statistiek van extreme gebiedsneerslag kan ook de herhalingstijd worden berekend voor opgetreden extremen. Zo kan voor de radaraccumulatie van een opgetreden neerslaggebeurtenis een corresponderende herhalingstijdkaart worden gemaakt. Een voorbeeld hiervan wordt gegeven in figuur 9. In de bovenste rij staan 24-uursommen van 8 september 2017 10:00 uur tot en met 9 september 2017 10:00 uur lokale tijd op basis van de klimatologische radar-dataset voor een gebiedsgrootte van 1 (links), 74 (midden) en 881 (rechts) km<sup>2</sup>. Deze plaatjes zijn verkregen door te starten met het gecorrigeerde radarbeeld met een ruimtelijke resolutie van ongeveer 1 km<sup>2</sup> (gemiddeld 0,9 km<sup>2</sup> over het landoppervlak van Nederland). Voor een gebiedsgrootte van bijvoorbeeld 881 km<sup>2</sup> wordt de gebiedsgemiddelde neerslag dan berekend door de 24-uursom te middelen over een vierkant van 31 bij 31 radarvakken. De 24-uursom wordt vervolgens toegekend aan het middelste radarvak van dat gebied. Op deze wijze wordt voor elk radarvak in het beeld een gebiedsgemiddelde 24-uursom berekend. Met de statistiek van extreme gebiedsneerslag kan nu de herhalingstijd worden berekend voor de gebiedsneerslaghoeveelheden in figuur 9.

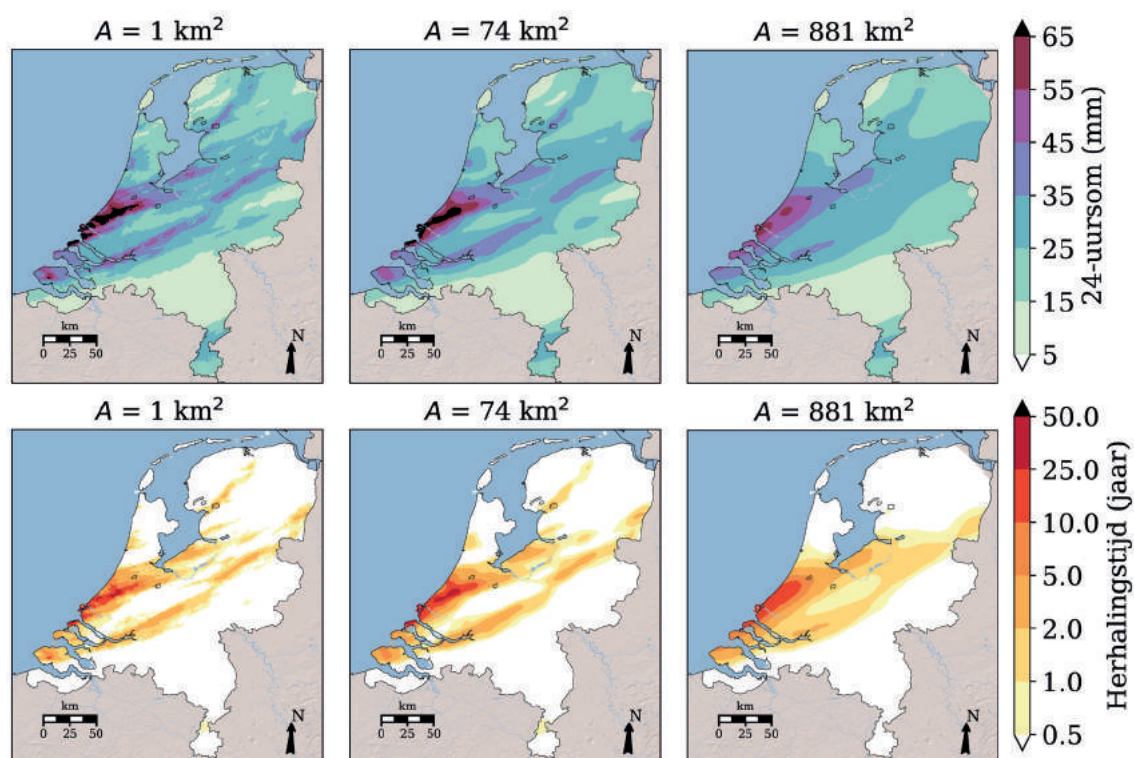
I.t.t. Overeem & Buishand (2012) is het niet mogelijk een expliciete uitdrukking van de herhalingstijd als functie van duur, gebiedsgrootte en neerslagsom af te leiden. Daarom wordt voor herhalingstijden het schema in figuur 7 doorlopen en het uiteindelijke kwantiel vergeleken met de gemeten neerslagsom uit het radarbeeld. De neerslagsom die wordt overschreden voor de gebiedsgrootte van het radarbeeld wordt berekend voor herhalingstijden van 0,5 jaar en 1 tot en met 50 jaar met een stapgrootte van 1 jaar. Omdat langere herhalingstijden dan 50 jaar meestal een grote onzekerheid kennen, wordt voor langere herhalingstijden aangeraden om alleen te vermelden dat deze langer is dan 50 jaar. Vervolgens wordt bepaald voor welke herhalingstijd de neerslagsom het dichtste zit bij de gemeten neerslagsom uit het radarbeeld. Die herhalingstijd wordt vervolgens toegekend aan het radarvak.

Voor  $A$  is 1 km<sup>2</sup> wordt niet het schema in figuur 7 gevolgd. De kwantielen van het gebiedsgemiddelde kunnen dan verkregen worden door de basisstatistiek in Deelrapport 1 te vermenigvuldigen met  $ARF_1$ , die hier uit tabel 5.2 in NERC (1975) is gehaald en 0,99 voor de 24-uursom in figuur 9 is. De gebiedsreductiefactoren uit radardata zijn dan immers niet nodig.

Gebruikmakend van deze methodiek geeft de onderste rij van figuur 9 de corresponderende herhalingsstijden van de gebiedsgemiddelde 24-uursommen in de bovenste rij. Deze figuren laten zien dat de herhalingsstijden voor de gebieden met extreme neerslag sterk kunnen variëren met de gebiedsgrootte. Elke individuele gebeurtenis heeft zo weer zijn eigen (schaal) karakteristieken. Zowel de 24-uursommen als de herhalingsstijden van  $A$  is  $881 \text{ km}^2$  vertonen een vrij glad verloop over Nederland vanwege de sterke overlap van alle vierkanten met een grootte van  $881 \text{ km}^2$ .

Deze methodiek kan dus goed gebruikt worden om te evalueren hoe extreem een gebeurtenis is, rekening houdend met haar ruimtelijke dimensie. Het is eveneens mogelijk om op basis van radarproducten die in real time of na een dag beschikbaar zijn snel een eerste indruk te krijgen van de zeldzaamheid van extreme neerslag, ondanks dat deze met geen of minder regenmeterdata zijn gecorrigeerd dan klimatologische radardata en hun kwaliteit daarom minder kan zijn.

FIGUUR 9 NEERSLAGSOMMEN VAN 8 SEPTEMBER 2017 10:00 UUR TOT EN MET 9 SEPTEMBER 2017 10:00 UUR LOKALE TIJD (BOVENSTE RIJ) EN CORRESPONDERENDE HERHALINGSTIJDEN (ONDERSTE RIJ) VOOR GEBIEDSGROOTTEN VAN 1 (LINKS), 74 (MIDDEN) EN  $881 \text{ km}^2$



## 4

## CONCLUSIES, DISCUSSIE EN AANBEVELINGEN

Regenmeternetwerken hebben doorgaans een te lage dichtheid om betrouwbare kansverdelingen van extreme gebiedsneerslag af te leiden voor duren korter dan een dag. Daarom is een 19-jarige klimatologische radar-dataset van neerslaghoeveelheden gebruikt om kansverdelingen van extreme gebiedsneerslag af te leiden voor Nederland. Deze is via de afgeleide gebiedsreductiefactoren gecombineerd met de basisstatistiek in Deelrapport 1, zodat deze consistent is met de neerslagstatistieken uit de andere deelrapporten, waarbij indirect wordt gecorrigeerd voor onderschattingen in de radar-data. De nieuwe statistiek van extreme gebiedsneerslag is nu beschikbaar voor duren van 15 minuten tot en met 9 dagen, gebiedsgrootten van 6 tot en met 1656 km<sup>2</sup> (voor 15 minuten tot 968 km<sup>2</sup>), en herhalings tijden van 0,5 tot en met 50 jaar. Hiermee kan voor een gegeven duur en gebiedsgrootte de herhalings-tijd voor een gemeten radarneerslagsom worden berekend of de neerslagsom die met een bepaalde kans wordt overschreden. Hierdoor is dit deelrapport nuttig voor de evaluatie van extreme gebiedsneerslag, maar ook voor het opstellen van criteria van extreem of gevaarlijk weer. De nieuwe statistiek van extreme gebiedsneerslag is beschikbaar voor duren tot en met 9 dagen i.p.v. 24 uur t.o.v. Overeem & Buishand (2012). Daarnaast is deze nu i.t.t. Overeem & Buishand (2012) consistent met de nieuwste basisstatistiek. Door de langere, 19-jarige radar-dataset kan aan een neerslagsom een herhalings-tijd tot 50 i.p.v. 30 jaar worden toegekend. De statistiek van extreme gebiedsneerslag is opgenomen in Meteobase, dat wordt beheerd en onderhouden door Het Waterschapshuis (<http://www.meteobase.nl>).

O.b.v. het aantal onderliggende 5-minutenbeelden is de databeschikbaarheid berekend voor elke duur over de gehele periode 1998 tot en met 2016. Deze neemt af van 88,6% voor een duur van 15 minuten tot 75,8% voor een duur van 9 dagen. Bij het afleiden van de radar-dataset is de eis gesteld dat op dagbasis van 08:00 tot en met 08:00 UTC er alleen beelden van die dag worden gebruikt indien minimaal 83,3% van de onderliggende 5-minutenbeelden data heeft. Hetzelfde geldt voor klokuursommen en alle gebruikte accumulaties, zoals 9-daagse sommen. Daarom is een andere manier om de databeschikbaarheid uit te drukken het aantal beelden met minimaal 83,3% data. Dit varieert van 76,9%, het minimum, voor 4 dagen tot 88,7%, het maximum, voor 30 minuten. Dit geldt voor de gehele dataset, dus voor jaarmaxima kunnen bovengenoemde percentages anders zijn. Hierdoor kunnen de werkelijke jaarmaxima hoger zijn dan in de onvolledige radarmetingen. In appendix C van Overeem (2009) wordt een schatting gemaakt van de invloed van ontbrekende data op de waarden van de geschatte locatie-parameter en dispersiecoëfficiënt. Op basis van die methode is een inschatting gemaakt van die invloed voor de dataset gebruikt in dit deelrapport. Voor duren van 15 minuten (12% ontbrekend), 24 uur (15% ontbrekend) en 9 dagen (22% ontbrekend) en gebiedsgrootten van 6 en 1656 km<sup>2</sup>, leidt dit tot ongeveer 3 tot 5% lagere waarden voor de locatieparameter. Dit wordt gedeeltelijk gecompenseerd door de ongeveer 1 tot 4% hogere waarden voor de

dispersiecoëfficiënt, waardoor het effect op neerslagsommen relatief beperkt zal zijn. Een voordeel van de koppeling van de gebiedsstatistiek (= radarstatistiek) aan de basisstatistiek in Deelrapport 1 (= puntstatistiek) is dat hiermee automatisch ook gecompenseerd wordt voor onderschatting van jaarmaxima wegens ontbrekende radardata. Dit geldt alleen als het percentage ontbrekende stationswaarden voor de puntstatistiek kleiner is. Daarvoor mag ten hoogste 10% van de onderliggende neerslagsommen waaruit het jaarmaximum wordt berekend ontbreken, en dan worden slechts 10 van de 446 (2,2%) jaarmaxima niet gebruikt (STOWA2018). Dus van de 436 jaarmaxima die worden gebruikt in Deelrapport 1 is de databeschikbaarheid minstens 90% en de hierboven genoemde databeschikbaarheid van radardata ligt (een stuk) lager, al kan de databeschikbaarheid voor jaarmaxima o.b.v. radardata hiervan afwijken. Ontbrekende radardata zijn vooral het gevolg van dataopslagproblemen, met name in de beginperiode van de dataset tot medio 2003.

Het is belangrijk om de onzekerheid in extreme gebiedsneerslagstatistiek, zoals gebiedsregenduurlijnen, te schatten en met deze onzekerheid rekening te houden bij ontwerpdoeleinden in het waterbeheer en bij de analyse van de zeldzaamheid van extreme neerslaggebeurtenissen. Deze onzekerheid neemt normaal gesproken af als de meetreeks langer wordt. In de analyse van de onzekerheid van geschatte en gemodelleerde GEV-parameters, is de onzekerheid door de keuze voor de GEV-verdeling of door foutenbronnen in de neerslagmeting niet meegenomen en het is moeilijk, zo niet onmogelijk, om deze te schatten. De ruimtelijke correlatie is hoger voor lange duren en grote gebieden, waardoor de jaarmaxima meer op elkaar lijken en er relatief weinig unieke informatie in de jaarmaxima zit. Hierdoor wordt de onzekerheid groter. Vanwege de grote onzekerheid voor met name langere herhalingstijden en grote gebieden wordt geconcludeerd dat het niet zinvol is om herhalingstijden van meer dan 50 jaar aan gebeurtenissen toe te kennen. Aanbevolen wordt om dan te volstaan met de vermelding dat de herhalingstijd langer is dan 50 jaar. Het schatten van de onzekerheid t.g.v. de beperkte reekslengte voor de uiteindelijke statistiek van extreme gebiedsneerslag is achterwege gelaten. Hiervoor zou niet alleen de onzekerheid in de basisstatistiek moeten worden geschat, maar ook de onzekerheid in de gebiedsreductiefactor van punt naar 6 km<sup>2</sup>, en de onzekerheid in de op radardata gebaseerde gebiedsreductiefactoren. En die onzekerheden moeten vervolgens gecombineerd worden tot één onzekerheid, alles bij elkaar een ingewikkeld vraagstuk.

In de toekomst zijn verbeteringen mogelijk door verbeterde radardata en langere meetreeksen. Het herhalen van de analyses in dit deelrapport o.b.v. een minstens 10 jaar langere dataset zou de onzekerheden in neerslagschattingen reduceren, waardoor ook herhalingstijden langer dan 50 jaar aan een neerslagsom die wordt overschreden kunnen worden toegekend. Aangezien het radararchief niet verder teruggaat dan 1998 is een dergelijke verbeterslag niet iets voor de nabije toekomst.

Een kwalitatief betere radardataset zou de statistiek van extreme gebiedsneerslag nauwkeuriger maken. Vanaf 2008 zijn data van alle elevatiescans opgeslagen (3D-informatie), waardoor er meer mogelijkheden zijn om de radardata te verbeteren. Vooral vanaf 2017 kan door het benutten van de mogelijkheden van de nieuwe KNMI-radars de neerslagschatting sterk worden verbeterd. Ook valt de correctie met data van regenmeters van andere partijen, die bijvoorbeeld elke 5 minuten een meting geven, te overwegen, mits een kwaliteitscontrole wordt uitgevoerd. Verbeteringen in radardata kunnen echter wel leiden tot inhomogeniteiten in de reeksen, die de analyse bemoeilijken. Indien wordt gekozen voor het gebruiken van een sterk verbeterde radardataset, dan wordt de reekslengte dus een stuk korter dan 19 jaar,

waardoor de onzekerheid in terugkeerniveaus zal toenemen. Voor het afleiden van betrouwbare kansverdelingen van extreme gebiedsneerslag is toch wel een minimale periode van 10 jaar nodig en 10 jaar is zelfs nog aan de korte kant voor met name lange duren. Verder is het waarschijnlijk nodig om extra aandacht te besteden aan het verwijderen van niet-meteorologische echo's uit radardata die een resolutie van 1 km<sup>2</sup> hebben. Deze echo's kunnen namelijk leiden tot te hoge jaarmaxima die het afleiden van een statistiek van extreme gebiedsneerslag bemoeilijken en deze minder nauwkeurig maken.

Tot slot. Marra e.a. (2019) geven een overzicht van neerslagstatistieken o.b.v. remotesensing-technieken, waaronder weerradars. Zij bespreken tekortkomingen, maar ook onderzoeksrichtingen die tot betere neerslagstatistieken kunnen leiden. Dit kan ook waardevol zijn voor vervolgstudies over neerslagstatistieken voor Nederland.

# DANKWOORD

De auteur dankt Adri Buishand voor zijn advies. Ten eerste m.b.t. het vinden van aangepaste relaties die de locatieparameter en de vormparameter als functie van duur en gebiedsgrootte beschrijven. Ten tweede m.b.t. de aansluiting van de statistiek van extreme gebiedsneerslag met de basisstatistiek in Deelrapport 1. Ten derde voor zijn commentaar op een concept van dit deelrapport.



## 5

## REFERENTIES

- Allen, R. J. & A. T. DeGaetano, 2005a. Areal reduction factors for two eastern United States regions with high rain-gauge density. *Journal of Hydrologic Engineering*, 10, 327–335, doi:10.1061/(ASCE)1084-0699(2005)10:4(327).
- Allen, R. J. & A. T. DeGaetano, 2005b. Considerations for the use of radar-derived precipitation estimates in determining return intervals for extreme areal precipitation amounts. *Journal of Hydrology*, 315, 203–219, doi:10.1016/j.jhydrol.2005.03.028.
- Bell, F. C., 1976. The areal reduction factor in rainfall frequency estimation. Report no. 35, Institute of Hydrology, Wallingford, pp. 58.
- Beran, M.A. & M.J. Nozdryn-Plotnicki, 1977. Estimation of low return period floods. *Hydrological Sciences Bulletin*, XXII, 275-282.
- Buishand, T.A. & C.A. Velds, 1980. *Klimaat van Nederland 1: Neerslag en Verdamping*. KNMI, De Bilt, pp. 206.
- Buishand, T.A. & J.B. Wijngaard, 2007. *Statistiek van extreme neerslag voor korte neerslagduren*. KNMI Technisch Report, TR-295, Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut, De Bilt, pp. 19.
- Coles, S., 2001. *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer-Verlag London, pp. 208.
- Durrans, S.R., L.T. Julian & M. Yekta, 2002. Estimation of depth-area relationships using radar-rainfall data. *Journal of Hydrologic Engineering*, 7, 356 – 367, doi:10.1061/(ASCE)1084-0699(2002)7:5(356).
- Hershfield, D.M., 1961. *Rainfall frequency atlas of the United States for durations from 30 minutes to 24 hours and return periods from 1 to 100 years*. Weather Bureau Technical Paper No. 40. US Department of Commerce, Washington D.C.
- KNMI, 2000. Neerslag. In: *Handboek Waarnemingen*, KNMI, De Bilt, <http://projects.knmi.nl/hawa/download.html>.
- Langbein, W.B., 1949. Annual floods and the partial-duration flood series. *Transactions American Geophysical Union*, 30, 870-881.
- Lombardo, F., F. Napolitano & F. Russo, 2006. On the use of radar reflectivity for estimation of the areal reduction factor. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 6, 377–386.
- Marra, F., E.I. Nikolopoulos, E.N. Anagnostou, A. Bárdossy & E. Morin, 2019. Precipitation frequency analysis from remotely sensed datasets: A focused review. *Journal of Hydrology*, 574, 699-705, doi:10.1016/j.jhydrol.2019.04.081.
- NERC, 1975: *Flood Studies Report*. Natural Environment Research Council, London.

- Niemczynowicz, J., 1982. Areal intensity-duration-frequency curves for short term rainfall events in Lund. *Hydrology Research*, 13 (4), 193–204. doi:10.2166/nh.1982.0016.
- Omolayo, A. S., 1993. On the transposition of areal reduction factors for rainfall frequency estimation. *Journal of Hydrology*, 145, 191–205.
- Overeem, A., 2009, Climatology of extreme rainfall from rain gauges and weather radar. Proefschrift Wageningen Universiteit, <http://edepot.wur.nl/14584>.
- Overeem, A., T.A. Buishand & I. Holleman, 2009a. Extreme rainfall analysis and estimation of depth-duration-frequency curves using weather radar. *Water Resources Research*, 45, W10424, doi:10.1029/2009WR007869.
- Overeem, A., I. Holleman & A. Buishand, 2009b. Derivation of a 10-year radar-based climatology of rainfall. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 48, 1448-1463, doi:10.1175/2009JAMC1954.1.
- Overeem, A., I. Holleman & A. Buishand, 2009c. Neerslagklimatologie uit weerradar. *H<sub>2</sub>O*, 41 (8), pp. 31-33.
- Overeem, A., T.A. Buishand, I. Holleman & R. Uijlenhoet, 2010. Extreme value modeling of areal rainfall from weather radar. *Water Resources Research*, 46, W09514, doi:10.1029/2009WR008517.
- Overeem, A. & A. Buishand, 2012. Statistiek van extreme gebiedsneerslag in Nederland. Technisch rapport TR-332, KNMI, De Bilt, pp. 35.
- Overeem, A., A. Buishand, I. Holleman & R. Uijlenhoet, 2012. Statistiek van extreme gebiedsneerslag in Nederland. *H<sub>2</sub>O*, 44 (12), pp. 29-31.
- Pavlovic, S., S. Perica, M. St. Laurent & A. Mejía, 2016. Intercomparison of selected fixed-area areal reduction factor methods. *Journal of Hydrology*, 537, 419-430, doi:10.1016/j.jhydrol.2016.03.027.
- STOWA2004 (Smits, I., J. Wijngaard, R. Versteeg & M. Kok, 2004), 2004. Statistiek van extreme neerslag in Nederland. Rapport nr. 26, STOWA, Amersfoort.
- STOWA2015 (Beersma, J., J. Bessembinder, T. Brandsma, R. Versteeg & H. Hakvoort), 2015. Actualisatie meteogegevens voor waterbeheer 2015. Rapport nr. 2015-10, STOWA, Amersfoort, pp. 78.
- STOWA2018 (Beersma, J., R. Versteeg & H. Hakvoort), 2018. Neerslagstatistiek voor korte duren. Actualisatie 2018. Rapport nr. 2018-12, STOWA, Amersfoort, pp. 58.
- Wauben, W., 2016. KNMI contribution to the WMO laboratory intercomparison of rainfall intensity gauges. Technical report TR-287, KNMI, De Bilt, <http://bibliotheek.knmi.nl/knmipubTR/TR287.pdf>, pp. 164.

## APPENDIX A

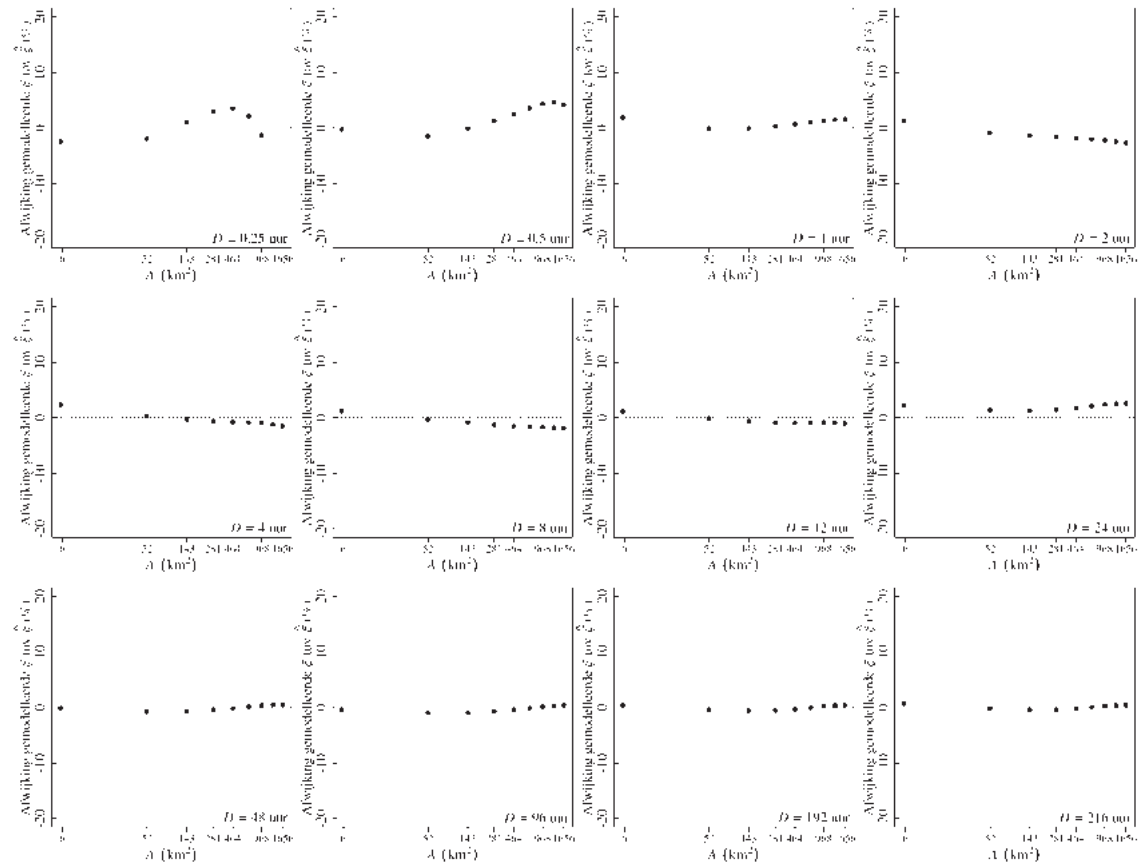
# BOOTSTRAPPROCEDURE

De hier gevolgde methode van de grootste aannemelijkheid voor het schatten van GEV-parameters houdt geen rekening met de ruimtelijke correlatie van jaarmaxima. Hoewel dit nauwelijks tot systematische fouten in de geschatte kwantielen leidt, moet bij het berekenen van de onzekerheid in geschatte kwantielen de ruimtelijke correlatie wel worden meegenomen, omdat deze anders wordt onderschat. Daarom is een bootstrapprocedure toegepast die wel rekening houdt met de ruimtelijke correlatie (Overeem e.a., 2010). Kern van de bootstrapprocedure is dat, in dit geval, 1000 nieuwe reeksen van jaarmaxima met dezelfde lengte als de oorspronkelijke reeksen worden gecreëerd door met teruglegging te trekken uit die oorspronkelijke reeksen van jaarmaxima van de periode 1998 tot en met 2016. Hierbij wordt de ruimtelijke correlatie ingebouwd door alle maxima in een bepaald jaar simultaan te trekken. Voor elk van de 1000 bootstrapsamples worden de GEV-parameters opnieuw geschat. Vervolgens worden dan 1000 keer de coëfficiënten geschat van de relaties die de GEV-parameters als functie van duur en gebiedsgrootte beschrijven. In figuur 3 worden de geschatte en gemodelleerde GEV-parameters getoond, waarbij de onzekerheid is verkregen m.b.v. de 1000 bootstrapsamples. Deze worden per beschouwde duur gerangschikt van klein naar groot. Vervolgens worden de 25e en 975e waarden bepaald om de 95%-betrouwbaarheidsintervallen of banden te plotten.

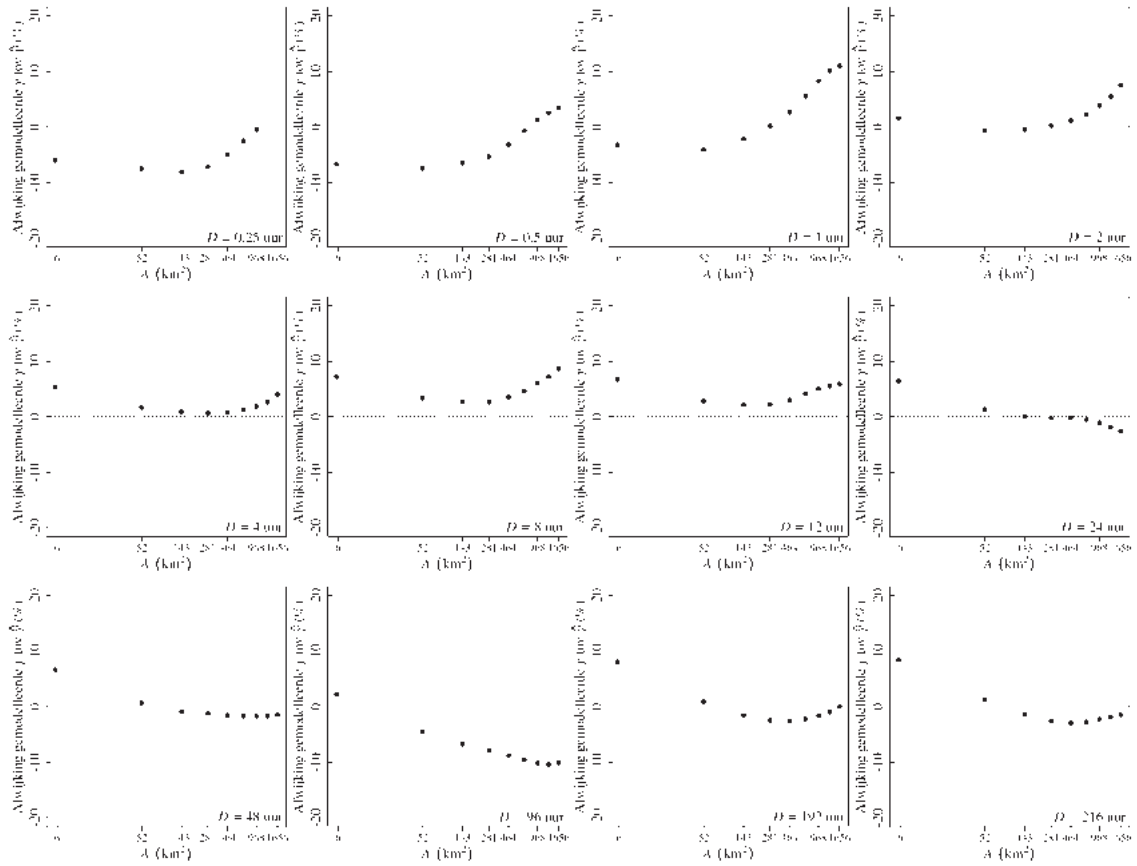
APPENDIX B

# AFWIJKING GEMODELLEERDE VERSUS GESCHATTE GEV-PARAMETERS

FIGUUR B1 PROCENTUELE AFWIJKING VAN DE GEMODELLEERDE LOCATIEPARAMETER T.O.V. DE GESCHATTE LOCATIEPARAMETER ALS FUNCTIE VAN DE GEBIEDSGROOTE  $A$  VOOR DUREN  $D$  VAN 15 MINUTEN TOT EN MET 9 DAGEN



FIGUUR B2 PROCENTUELE AFWIJKING VAN DE GEMODELLEERDE DISPERSIECOËFFICIËNT T.O.V. DE GESCHATTE DISPERSIECOËFFICIËNT ALS FUNCTIE VAN DE GEBIEDSGROOTTE  $A$  VOOR DUREN  $D$  VAN 15 MINUTEN TOT EN MET 9 DAGEN



## APPENDIX C

# AFLEIDING KWANTIELFUNCTIE GEV- VERDELING MET DE RELATIE VAN LANGBEIN

De kwantielfunctie van de Generalized Extreme Value (GEV) verdeling voor jaarmaxima wordt gegeven door (Overeem e.a., 2010):

$$x(T_{j\max}; D, A) = \xi(D, A) \left( 1 + \frac{\gamma(D, A) \{1 - [1 - T_{j\max}^{-1}]^{\kappa(D, A)}\}}{\kappa(D, A)} \right) \text{ voor } \kappa \neq 0. \quad (\text{A.1})$$

Hier geeft  $x(T_{j\max}; D, A)$  het jaarmaximum van de neerslag weer dat gemiddeld eens in de  $T_{j\max}$  jaar wordt overschreden als functie van de duur  $D$  (uur) en de gebiedsgrootte  $A$  (km<sup>2</sup>). Deze herhalingsperiode heeft betrekking op een tijdsinterval tussen twee jaarmaxima.  $T_{j\max}$  is altijd langer dan 1 jaar. De gemiddelde herhalingsperiode  $T$  tussen twee overschrijdingen van een bepaald niveau in de partiële duurreeks is kleiner dan  $T_{j\max}$ , omdat in een jaar meer dan één overschrijding van dat niveau kan plaatsvinden. Tussen  $T$  en  $T_{j\max}$  vindt Langbein (1949) de volgende relatie, zie ook Buishand en Velds (1980):

$$T_{j\max} = \frac{1}{1 - \exp\left(-\frac{1}{T}\right)}. \quad (\text{A.2})$$

Beran en Nozdryn-Plotnicki (1977) laten zien dat vergelijking A.2 geldig is als het aantal overschrijdingen in een jaar een Poissonverdeling volgt. Bij neerslaghoeveelheden is hieraan voldaan als opeenvolgende extreme gebeurtenissen onafhankelijk zijn, wat men nastreeft bij het construeren van de partiële duurreeks.

Substitutie van vergelijking A.2 in vergelijking A.1 geeft ten slotte:

$$x(T; D, A) = \xi(D, A) \left( 1 + \frac{\gamma(D, A) [1 - T^{-\kappa(D, A)}]}{\kappa(D, A)} \right) \text{ voor } \kappa \neq 0. \quad (\text{A.3})$$

De relatie van Langbein is ook toegepast in Buishand en Wijngaard (2007) en STOWA2004, STOWA2015, STOWA2018 en andere deelrapporten.

NEERSLAGPATRONEN

2019

**19**

**RAPPORT**

**DEELRAPPORT 5**



## DEELRAPPORT 5

## NEERSLAGPATRONEN

AUTEUR      Rudolf Versteeg (HKV)

## INHOUD

1	INLEIDING	151
	1.1 Vraagstukken neerslagpatronen	151
	1.2 Resultaat	152
2	VERLENGING REEKS	153
	2.1 Inleiding	153
	2.2 Kans op de patronen	153
	2.3 Vorm van de neerslagpatronen	154
3	NEERSLAGPATRONEN TOEKOMSTSCENARIO'S	156
	3.1 Inleiding	156
	3.2 Analyse veranderingen	156
4	NEERSLAGPATRONEN SEIZOENEN	157
	4.1 Bepalen patronen	157
	4.2 Beschouwing patronen	
	4.3 Bevindingen	158
5	NEERSLAGPATRONEN KORTE DUREN	161
	5.1 Bepalen patronen	161
	5.2 Beschouwing patronen	161
6	LITERATUUR	166



# 1

## INLEIDING

### 1.1 VRAAGSTUKKEN NEERSLAGPATRONEN

In 2015 hebben KNMI en HKV de neerslagstatistiek voor lange duren geactualiseerd in opdracht van Stowa en opgeleverd via Meteobase.nl. Een aantal vragen is in dat onderzoek nog niet beantwoord, waaronder:

1. Invloed verlenging en detrending reeks de Bilt (Hoofdstuk 2).
  - De momenteel beschikbare neerslagpatronen (Versteeg en Kok, 2004) zijn afgeleid op basis van de de Bilt neerslagreeks vanaf 1906 tot en met 2003. Inmiddels is de reeks aangevuld en bovendien gedetrend voor klimaatverandering (STOWA2015). We leiden de neerslagpatronen opnieuw af op basis van deze gedetrende reeks zodat ze aansluiten bij het klimaat van 2014.
2. Verandering neerslagpatronen bij klimaatverandering (Hoofdstuk 3).
  - Vooral nog wordt aangenomen dat de neerslagpatronen voor de klimaatscenario's niet anders zijn dan in het huidige klimaat. In hoofdstuk 3 analyseren we op basis van de naar de toekomst getransformeerde reeksen of en hoe de neerslagpatronen moeten worden aangepast.
3. Seizoensafhankelijkheid van neerslagpatronen (Hoofdstuk 4).
  - Een beperking van de beschikbare neerslagpatronen is het ontbreken van seizoensafhankelijkheid. Afhankelijk van het type watersysteem mag worden verwacht dat wateroverlast zich in een bepaald seizoen voordoet. Bijvoorbeeld: in landelijke gebieden met een diepe grondwaterspiegel en min of meer natuurlijke ontwatering is wateroverlast niet snel in de zomer te verwachten, terwijl in sterk verstedelijkte gebieden juist in de zomer problemen zullen plaatsvinden.
  - De neerslag die in de zomer en winter valt heeft een duidelijk andere oorzaak (doorgaans door convectie in de zomer en frontaal in de winter) en daardoor ook duidelijk andere kenmerken. Omdat de huidige patronen zijn opgesteld voor het gehele jaar middelt de verdeling van de neerslag in het neerslagpatroon uit. De specifieke kenmerken van zomerbuien en winterbuien zijn daarmee uitgemiddeld en per definitie minder goed bepaald dan patronen die voor specifieke seizoenen zijn opgesteld. De patronen zijn daarmee te gepiekt om de werkelijke wintergebeurtenissen te beschrijven en te afgevlakt om de zomergebeurtenissen te beschrijven.
  - In Graaff (2013) kwam dit tot uiting in de kans op hoge waterstanden die in de stochastische berekeningen met name werd bepaald door gebeurtenissen die in de winter optreden en een gepiekt patroon hadden. In de tijdreeksmethode kwam wateroverlast in die periode veel minder vaak voor omdat dergelijke gepiekte patronen in de langjarig gemeten neerslagreeks (104 jaren, uurbasis) nauwelijks voorkomen.

#### 4. Neerslagpatronen voor korte duren (Hoofdstuk 5).

- Voor snel reagerende watersystemen waarvoor neerslagduren korter dan bijvoorbeeld 4 uur van belang zijn, zijn de beschikbare neerslagpatronen niet toereikend. In Figuur 1 is bijvoorbeeld te zien dat het meest gepiekte patroon een maximale uurintensiteit van ongeveer 60% van de dagneerslag kent. De patronen zijn daarmee niet gepiekt genoeg om ook de korter durende intensiteiten van neerslag met de juiste kans van voorkomen te beschrijven.
- In Graaff (2013) is dit aangetoond voor een sterk hellend stroomgebied in Limburg. Met de beschikbare patronen is een model van het gebied doorgerekend. Bij de analyse van de waterstanden en vergelijkingen daarvan met de tijdreeksmethode is gebleken dat de met de stochastenmethode berekende hoogwaterstanden in het extreme bereik te veel afwijken. Als vervolgens de maximale neerslag in die buien wordt vergeleken met een langjarig gemeten neerslagreeks (104 jaren, uurbasis) blijkt dat de daarin voorkomende uurintensiteiten, die voor dat gebied maatgevend bleken, niet gehaald worden in de stochastebuien.
- Dit fenomeen doet zich met name voor in watersystemen die snel op neerslag reageren en beperkte bergingsmogelijkheden kennen (bijvoorbeeld sterk verstedelijkt gebied met weinig oppervlaktewater, sterk hellende gebieden of gebieden waarin de ondergrond slecht doorlatend is).

## 1.2 RESULTAAT

Het resultaat van dit onderzoek is vastgelegd in deze rapportage, de bijbehorende kansen op de neerslagpatronen en de vorm van de neerslagpatronen zijn opgenomen op [Meteobase.nl](http://Meteobase.nl). Het betreft:

- neerslagpatronen gebaseerd op de gedetrende neerslagreeks,
- kansen op neerslagpatronen voor de klimaatscenario's,
- neerslagpatronen voor het groeiseizoen en de periode buiten het groeiseizoen,
- neerslagpatronen voor korte duren.

Uitgangspunt bij de verbeteringen is de in STOWA2004 beschreven methode voor de bepaling van de neerslagpatronen en de daarbij ontwikkelde code (in Matlab). Voor de details verwijzen we naar die rapportage (Versteeg en Kok, 2004).

# 2

## VERLENGING REEKS

### 2.1 INLEIDING

De neerslagpatronen zoals opgenomen op Meteobase.nl zijn afgeleid op basis van de neerslagreeks van de Bilt die loopt van 1906 tot en met 2003 (Versteeg en Kok, 2004). In dit hoofdstuk beschrijven we de verandering van de neerslagpatronen door:

1. de verlenging van die reeks tot en met 2014 en;
2. de detrending (zie STOWA2015) van de reeks.

De verandering van de neerslagpatronen kan zich uiten in zowel de kans op de neerslagpatronen (paragraaf 2.2) als de vorm van de neerslagpatronen (paragraaf 2.3). De kans op de neerslagpatronen drukt de kans uit dat de neerslag meer uniform valt, één duidelijk piek kent of in twee pieken valt. De vorm van de neerslagpatronen geeft exact aan hoe de neerslag binnen de neerslaggebeurtenis is verdeeld. De kans op het neerslagpatroon en de vorm van het neerslagpatroon zijn aan elkaar gerelateerd. Voor details over de afleiding en betekenis van de neerslagpatronen verwijzen we naar Versteeg en Kok (2004).

De verandering van de kans op de neerslagpatronen en de vorm van de neerslagpatronen zoals in deze rapportage beschreven is opgenomen in en beschikbaar gesteld via Meteobase.nl.

### 2.2 KANS OP DE PATRONEN

De kans op de neerslagpatronen is op basis van de nieuwe neerslaggegevens opnieuw afgeleid.

De kans is (afgerond op twee decimalen) weergegeven in Tabel 1. De grijze arcering geeft aan waar de verandering van de kans groter is dan 10% ten opzichte van de waarde uit 2004. Over het algemeen is de verandering van de kansen op de patronen beperkt.

Analyse van de kansen met gebruik van de verlengde maar niet gedetrende reeks laat zien dat de verandering enkel wordt veroorzaakt door de verlenging van de reeks. Detrending speelt nauwelijks een rol, wat we ook op voorhand verwachtten, gezien dat de detrending een procentuele toename is op alle neerslag binnen een neerslaggebeurtenis. Het patroon – zowel de kans als de vorm - verandert door de detrending niet.

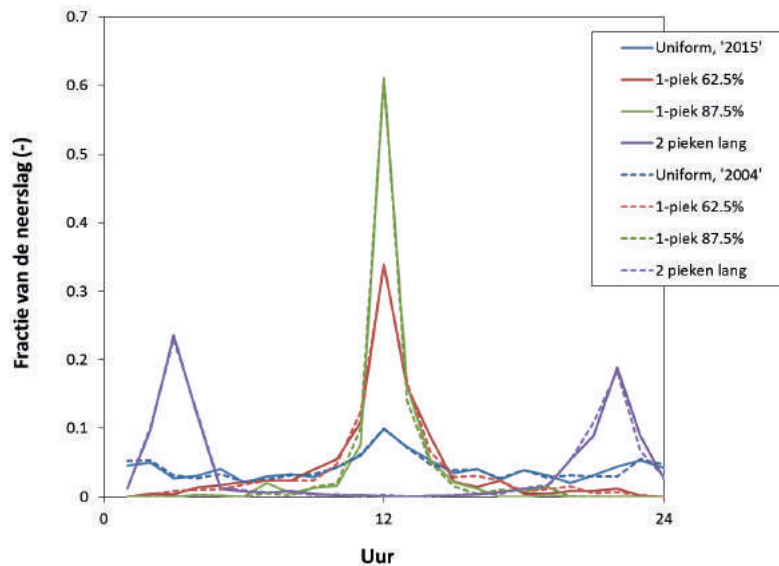
TABEL 1 KANS OP DE NEERSLAGPATRONEN VOLGENS VERSTEEG EN KOK (2004) EN STOWA2015

Duur (uur)		Kans (-)						
		Uniform	1-piek			2-piek kort		
			12.5%	37.5%	62.5%	87.5%		lang
24	2004	0.12	0.16	0.16	0.16	0.16	0.13	0.11
48		0.09	0.15	0.15	0.15	0.15	0.19	0.12
96		0.09	0.15	0.15	0.15	0.15	0.18	0.13
192		0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.18	0.12
216		0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.18	0.12
24	2015	0.12	0.16	0.16	0.16	0.16	0.14	0.09
48		0.09	0.15	0.15	0.15	0.15	0.18	0.11
96		0.09	0.15	0.15	0.15	0.15	0.18	0.13
192		0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.18	0.12
216		0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.18	0.12

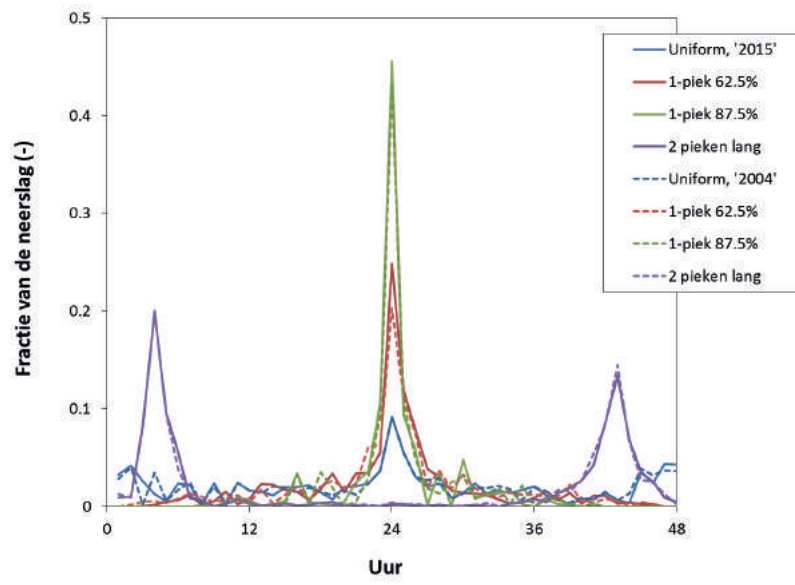
### 2.3 VORM VAN DE NEERSLAGPATRONEN

De verandering van de vorm van de neerslagpatronen is voor 24 uur en 48 uur geïllustreerd in Figuur 1 en Figuur 2. In de figuur is te zien dat de patronen maar beperkt veranderen. Bij de patronen bij een duur van 24 uur is de verandering verwaarloosbaar. Bij duren van 2 dagen en langer zijn wel veranderingen te zien. Bij die duren neemt doorgaans de piekneerslag bij de twee hoogste 1-pieks patronen toe.

FIGUUR 1 NEERSLAGPATTERN VOOR EEN DUUR VAN 24 UUR, OORSPRONKELIJK (2004) ALS GESTIPPTELDE LIJN EN VERNIEUWD (2015) ALS DOORGETROKKEN LIJN



FIGUUR 2 NEERSLAGPATTERN VOOR EEN DUUR VAN 48 UUR, OORSPRONKELIJK (2004) ALS GESTIPPELDE LIJN EN VERNIEUWD (2015) ALS DOORGETROKKEN LIJN



# 3

## NEERSLAGPATRONEN KLIMAATSCENARIO'S

### 3.1 INLEIDING

Tot nu toe is de kans op en de vorm van de neerslagpatronen in de klimaatscenario's hetzelfde gehouden als die in het huidige klimaat. In dit hoofdstuk analyseren we of en hoe de neerslagpatronen voor de klimaatscenario's moeten worden aangepast. Bij voorkeur worden daarvoor enkel de kansen op de neerslagpatronen aangepast. Op die manier kan in de naverwerking van de berekeningen zowel de kans op extreme neerslag, de kans op de beginvoorwaarde als de kans op de neerslagpatronen worden aangepast aan elk gewenste klimaatscenario. Aanvullende hydrologische modelberekeningen zijn dan niet nodig.

Voor de bepaling van de kansen op de neerslagpatronen voor de klimaatscenario's en breedten gebruiken we de naar de toekomst vertaalde neerslagreeksen van Meteobase.nl.

### 3.2 ANALYSE VERANDERINGEN

Om te toetsen of en in welke mate de kansen op de neerslagpatronen in de toekomst veranderen hebben we de kansen op de neerslagpatronen afgeleid voor het meest extreme klimaatscenario: 2050 WL. Binnen dat scenario beschouwen we de bovenschatting van dat scenario (2050 WL upper) en de middenschatting (2050 WL center).

In Tabel 2 is de verandering van de neerslagpatronen bij een duur van 8 dagen weergegeven. De veranderingen van de kansen in het meest extreme klimaatscenario zijn relatief klein, zowel bij de centrale schatting als bij de bovenschatting. Bij kortere duren zijn de veranderingen van de kansen op de patronen kleiner. Bij de andere – minder extreme - klimaatscenario's zijn de verandering kleiner.

TABEL 2 KANS (-) OP DE NEERSLAGPATRONEN VOOR EEN DUUR VAN 8 DAGEN (AFGEROND OP 2 DECIMALLEN)

	2015	2050WLCenter	2050WLUpper
Uniform	0.14	0.14	0.12
1-pieks 12.5%	0.14	0.14	0.15
1-pieks 37.5%	0.14	0.14	0.15
1-pieks 62.5%	0.14	0.14	0.15
1-pieks 87.5%	0.14	0.14	0.15
2-pieken lang	0.18	0.17	0.17
2-pieken kort	0.12	0.12	0.13

Gezien de kleine verandering in relatie tot 1) de grote onzekerheid in de klimaatscenario's en 2) de verandering in het neerslagvolume in de klimaatscenario's, is in overleg met de begeleidingsgroep besloten de kansen op de neerslagpatronen niet verder aan te passen voor de klimaatscenario's en daarvoor de neerslagpatronen met bijbehorende kansen van het huidige klimaat te gebruiken.

## 4

## NEERSLAGPATRONEN SEIZOENEN

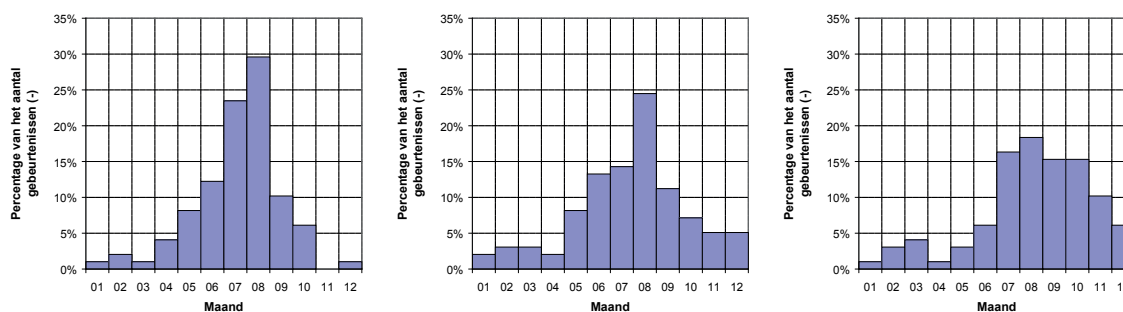
## 4.1 BEPALEN PATRONEN

Voor de seizoensafhankelijke neerslagpatronen hebben we de code om de neerslagpatronen af te leiden verder aangepast om selectie van gebeurtenissen voor de te analyseren maandvakken mogelijk te maken. Voor de bepaling van de patronen binnen bepaalde delen van het jaar selecteren we enkel die gebeurtenissen die binnen de maanden vallen waarin we geïnteresseerd zijn.

We gaan hierbij uit van de voor de jaarpatronen geselecteerde 1000 gebeurtenissen. Dit betekent dat het aantal gebeurtenissen kleiner is als we enkel kijken naar delen van het jaar kijken. We kiezen er echter voor om de selectie niet uit te breiden omdat we geïnteresseerd zijn in de extreme neerslaggebeurtenissen. Hierdoor kan de steekproef van historische gebeurtenissen in bepaalde delen van het jaar klein zijn en tot onzekere resultaten leiden. Waar dat voorkomt maken we er melding van.

Een voorbeeld van een periode met een relatief klein aantal gebeurtenissen is november tot en met februari, omdat in die periode minder extreme neerslag valt. Dit is ook te zien in de kansverdeling voor die periode (de kans op extreme neerslag in de periode november-februari is beduidend lager dan in de rest van het jaar, zie STOWA2004 én in de verdeling van de jaarmaxima over de maanden, zoals geïllustreerd in Figuur 3. Zowel voor de korte duren als de lange duren geldt dat extreme neerslaggebeurtenissen vooral optreden in en rond de maanden juli, augustus en september.

FIGUUR 3 PERCENTAGE VAN HET AANTAL JAARMAXIMA PER MAAND VOOR EEN DUUR VAN 4 UUR (A), 24 UUR (B) EN 4 DAGEN (C). BRON: STOWA2004



We leiden de patronen in beginsel af voor de perioden zoals opgenomen op Meteobase.nl, omdat voor die periode neerslagstatistiek beschikbaar is gesteld. De perioden zijn:

- maart tot en met oktober (het groeiseizoen);
- november tot en met februari (buiten het groeiseizoen).

Om te toetsen of de patronen die zijn gebaseerd op deze perioden voldoende de seizoensvariabiliteit beschrijven, en dus of de patronen onderscheidend zijn en niet uitgemiddeld, is

getoetst of de kansen op de patronen en de vorm van de patronen veranderen bij een andere keuze van het tijdvenster voor de zomer- en wintermaanden. We kiezen als alternatief voor het groeiseizoen de periode waarin de echte zomerbuien vallen, te weten de periode juli en augustus en als alternatief voor de periode buiten het groeiseizoen de wintermaanden december tot en met februari. De resultaten hiervan zijn beschreven in paragraaf 4.2.

#### 4.2 BESCHOUWING PATRONEN

Voor de beschouwing van de verschillen in de patronen voor de verschillende seizoenen gebruiken we ter illustratie de duur van 24 uur.

##### KANSEN PATRONEN

In Tabel 3 zijn de kansen op de patronen voor de verschillende perioden in het jaar weergegeven. Op voorhand verwachten we dat de uniforme patronen in het groeiseizoen minder vaak voorkomen (zomergerbeurtenissen zijn doorgaans intensiever en korter) en buiten het groeiseizoen vaker voorkomen. Dit blijkt ook uit de kansen op de uniforme patronen. Buiten het groeiseizoen is de kans op een uniform patroon tweemaal zo groot als in het groeiseizoen.

Om te controleren of de patronen aansluiten bij datgene wat we willen opnemen in de stochastische methode, namelijk neerslagpatronen voor zomergerbeurtenissen en neerslagpatronen voor wintergerbeurtenissen, zijn twee alternatieve perioden gekozen: juli en augustus als periode waarin we enkel zomergerbeurtenissen verwachten en december tot en met februari als periode waarin we enkel wintergerbeurtenissen verwachten.

De kansen op de uniforme patronen lopen bij deze alternatieve seizoenen verder uiteen. Dit geeft aan dat de kansen op de patronen zoals bepaald voor het groeiseizoen niet enkel de typerende zomergerbeurtenissen beschrijven, maar ook gebeurtenissen in het voorjaar en najaar. Dit betekent dat de kans op de neerslagpatronen in het groeiseizoen een middeling is van de doorgaans convectieve neerslaggerbeurtenissen in de zomer en de meer frontale gebeurtenissen in het najaar. Voor de wintergerbeurtenissen geldt eenzelfde redenering, maar is het verschil minder uitgesproken.

Bovenstaand beeld, maar niet de getalsmatige invulling, geldt ook voor de andere duren. De uiteindelijke kansen op de neerslagpatronen voor het gehele jaar, het groeiseizoen en de periode buiten het groeiseizoen zijn opgenomen op [Meteobase.nl](http://Meteobase.nl).

TABEL 3 KANSEN OP PATRONEN VOOR EEN DUUR VAN 24 UUR EN VOOR VERSCHILLENDE PERIODEN VAN HET JAAR (LET OP: DE KANS OP ELK AFZONDERLIJK 1-PIEK PATRONEN IS EEN KWART VAN DE KANS  $\Sigma$ 1-PIEK)

Seizoen	Kans op type gebeurtenis, 24 uur			
	Uniform	$\Sigma$ 1-piek	2 pieken	
			korte tussenduur	lange tussenduur
Gehele jaar	0.12	0.66	0.14	0.09
Seizoenen				
mrt-okt	0.10	0.68	0.15	0.08
nov-feb	0.19	0.60	0.13	0.10
Alternatieve seizoenen				
jul-aug	0.06	0.73	0.12	0.09
dec-feb	0.21	0.57	0.11	0.11



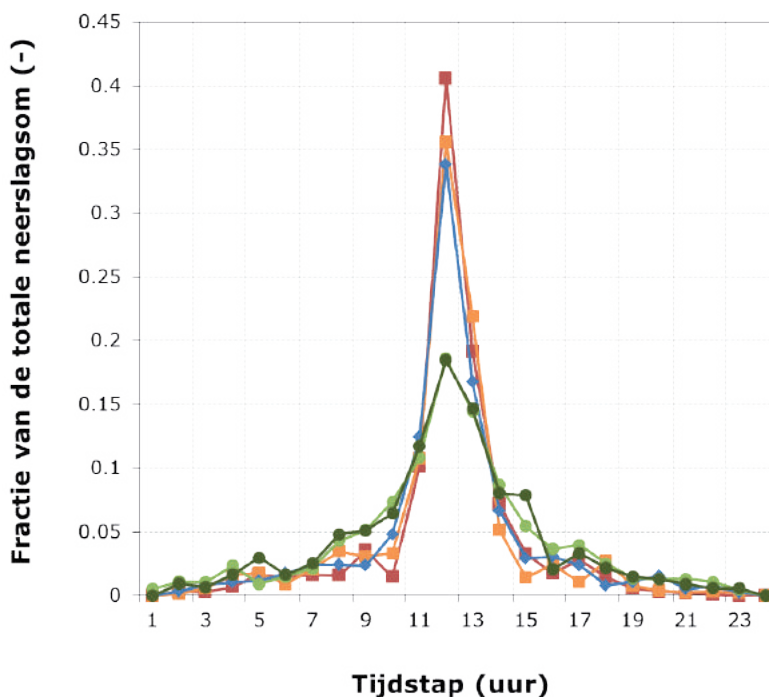
### VORM PATRONEN

Naast de verandering in kans worden ook de patronen zelf beïnvloed. Dit is in Figuur 4 geïllustreerd met een voorbeeld van het 62,5% percentiel patroon met 1 piek. In de figuur is te zien dat de gepiekttheid gebaseerd op het groeiseizoen iets sterker is dan de gepiekttheid gebaseerd op het hele jaar. Het neerslagpatroon gebaseerd op de periode buiten het groeiseizoen is veel minder gepiekt. De piek is in die periode lager en breder.

Als vervolgens gekeken wordt naar de periode juli-augustus ten opzichte van het groeiseizoen is te zien dat de hoogste uurwaarde nog toeneemt (met ongeveer 15%). De vorm van het neerslagpatroon in de periode buiten het groeiseizoen wordt nauwelijks beïnvloed door de alternatieve keuze van de periode.

Verder valt hier op dat het patroon van het gehele jaar dicht bij het patroon van groeiseizoen ligt dan bij het patroon buiten het groeiseizoen. De verwachting is dat het patroon voor het gehele jaar bij benadering een gemiddelde is van beide seizoenen. Omdat meer gebeurtenissen in het groeiseizoen vallen dan buiten het groeiseizoen (ruim meer dan twee maal zo veel) ligt het patroon van het gehele jaar dicht bij het patroon van het groeiseizoen.

FIGUUR 4 NEERSLAGPATRONEN VOOR DE ONDERSCHIEDDE PERIODEN, 24 UUR, 1-PIEKS 62,5%



### 4.3 BEVINDINGEN

Om te toetsen of deze patronen en de kansen op deze patronen voldoende de seizoensvariabiliteit beschrijven, en dus of de patronen onderscheidend zijn en niet uitgemiddeld zijn, is bovenstaand getoetst of de kansen op de patronen en de vorm van de patronen veranderen bij een andere keuze van het tijdvenster de zomer- en wintermaanden. Hieruit blijkt dat:

- De neerslagpatronen voor de periode buiten het groeiseizoen de voor die periode typerende neerslaggebeurtenissen goed beschrijven, namelijk de frontale neerslaggebeurtenissen met een relatief beperkte neerslagintensiteit binnen de gebeurtenis. De patronen voor deze periode laten een beduidend lagere neerslagintensiteit zien dan de jaarlijkse

patronen én de kans op een meer uniforme neerslag is groter. Dit sluit aan bij de in Graaff (2013) geconstateerde afwijkingen.

- De neerslagpatronen voor het groeiseizoen lijken niet voldoende onderscheidend te zijn om de verschillende soorten neerslaggebeurtenissen in de zomer en het najaar te beschrijven. Er treedt menging op van de typerende najaars- en zomergerbeurtenissen waardoor specifieke kenmerken van de gebeurtenissen verloren gaan. Om de zomergerbeurtenissen beter in de stochastenmethode te beschrijven dienen de patronen te worden afgeleid op basis van de neerslaggebeurtenissen in bijvoorbeeld de maanden juli en augustus (en eventueel juni). In die periode zijn de neerslagintensiteiten in de neerslaggebeurtenissen hoger.

Hiermee kan op twee manieren worden omgegaan:

- Door in de stochastenmethode niet enkel aan te sluiten bij de indeling van de voor het waterbeheer relevante perioden zoals beschreven in STOWA2004 (het groeiseizoen en de periode buiten het groeiseizoen), maar ook aan te sluiten bij specifieke kenmerken van verschillende soorten neerslaggebeurtenissen. Hierbij kan bijvoorbeeld onderscheid worden gemaakt in neerslagpatronen voor zomergerbeurtenissen (bijvoorbeeld de maanden juni, juli en augustus), gebeurtenissen in het najaar (bijvoorbeeld september, oktober en november) en gebeurtenissen in het overige deel van het jaar (bijvoorbeeld december tot en met mei).
- Door ook de kortere duren (volgende hoofdstuk) in de stochastenmethode door te rekenen. Hierin zijn de typische gebeurtenissen die in de zomer voorkomen wel voldoende gerepresenteerd.

# 5

## NEERSLAGPATRONEN KORTE DUREN

### 5.1 BEPALEN PATRONEN

We bepalen de patronen voor duren van 4 uur, 8 uur en 12 uur. Bij de bepaling van de duren van 4 en 8 uur hebben we daartoe de code aangepast. Dit was noodzakelijk omdat de bepaling van de karakteristieken van de historische neerslaggebeurtenissen (“Heeft een gebeurtenis de kenmerken van een patroon met 1 piek, 2 pieken, of is het uniform?”) gebaseerd is op de volgende formulering:

- Als binnen 1/6de deel van de duur van de gebeurtenis minder dan of exact 35% van het totale volume in de neerslaggebeurtenis valt noemen we het patroon een uniform patroon.
- Als binnen 1/6de deel van de duur van de gebeurtenis meer dan 35% van het totale volume in de neerslaggebeurtenis valt én in een ander 1/6de deel van de gebeurtenis meer dan 25% van het totale volume in de neerslaggebeurtenis met een tussentijd tussen die twee delen van meer dan 1/4de deel van de duur noemen we het patroon een 2-pieks patroon.
- Alle andere gebeurtenissen noemen we een 1-pieks patroon, waarbij dus binnen 1/6de deel van de uur >35% van het totale volume in de neerslaggebeurtenis valt.

Omdat gebruik wordt gemaakt van uurwaarden van de neerslag (kwartierwaarden zijn niet voorhanden voor de gehele periode vanaf 1906) kan bij een duur van 4 en 8 uur niet worden bepaald hoe de neerslag in de historische neerslaggebeurtenissen in tijdsblokken van 1/6de deel van de duur is verdeeld. Voor de duren 4 en 8 uur is daarom in plaats van een criterium van 1/6de deel van de tijd gekozen voor 1/4de deel van de tijd. Dit zou tot gevolg kunnen hebben dat relatief meer neerslaggebeurtenissen onder de noemer 1-pieks of 2-pieks gebeurtenissen vallen, de duur waarover 35% van de neerslag mag vallen is immers langer. Voor de stochastenmethode is een dergelijke wijziging van de criteria overigens niet van belang.

De overige criteria en de verdere afleiding van de patronen zijn hetzelfde gebleven zoals beschreven in Versteeg en Kok (2004).

### 5.2 BESCHOUWING PATRONEN

#### KANSEN PATRONEN

Een eerste onderdeel van de bepaling van de neerslagpatronen is de bepaling van de kans op een bepaald type patroon (uniform, 1 piek of 2 pieken). In Tabel 4 zijn de kansen op de patronen voor duren van 4 uur tot 216 uur weergegeven. Hierin is te zien dat:

- Bij de duur van 12 uur uniforme patronen relatief vaak voorkomen ten opzichte van de andere duren.
- Vanwege de grote afwijking bij 12 uur is de data voor die duur nader geanalyseerd. Opvallend daarbij is dat veel gebeurtenissen bij de duur van 12 uur nét niet voldoen aan de 35% eis binnen 1/6de deel van de duur. Hierdoor is de kans op een uniform patroon relatief groot ten opzichte van de andere duren. De afwijking in de kans komt dus volledig

voort uit de werkelijke verdeling van de neerslag binnen de historische gebeurtenissen.

- Voor de duur van 12 uur geldt daarnaast dat het aandeel uniforme patronen hoog is 'ten koste van' het aantal 2-pieks patronen. Het aandeel gebeurtenissen met 1 piek blijft vergelijkbaar met de langere duren.
- In vergelijking met de patronen voor de langere duren (hoofdstuk 1, Tabel 1) blijkt dat patronen met 1 duidelijke piek bij duren van 4 tot 24 uur vaker voorkomen dan bij duren van 2 dagen tot 9 dagen én patronen met 2-pieken bij duren van 4 tot 24 uur minder vaak voorkomen dan bij duren van 2 dagen tot 9 dagen.

Daarnaast merken we hier op dat de geselecteerde gebeurtenissen om de patronen voor de korte duren te bepalen bijna allemaal in het groeiseizoen vallen. De jaarpatronen en patronen in het groeiseizoen zouden daardoor hetzelfde zijn. De kortdurende patronen representeren de zomergerbeurtenissen (gebeurtenissen in het groeiseizoen) goed. Voor het beoogde doel - het toetsen van de stedelijke en snel reagerende systemen - zijn de patronen daarmee geschikt. Er worden daarom geen seizoenspatronen afgeleid.

TABEL 4

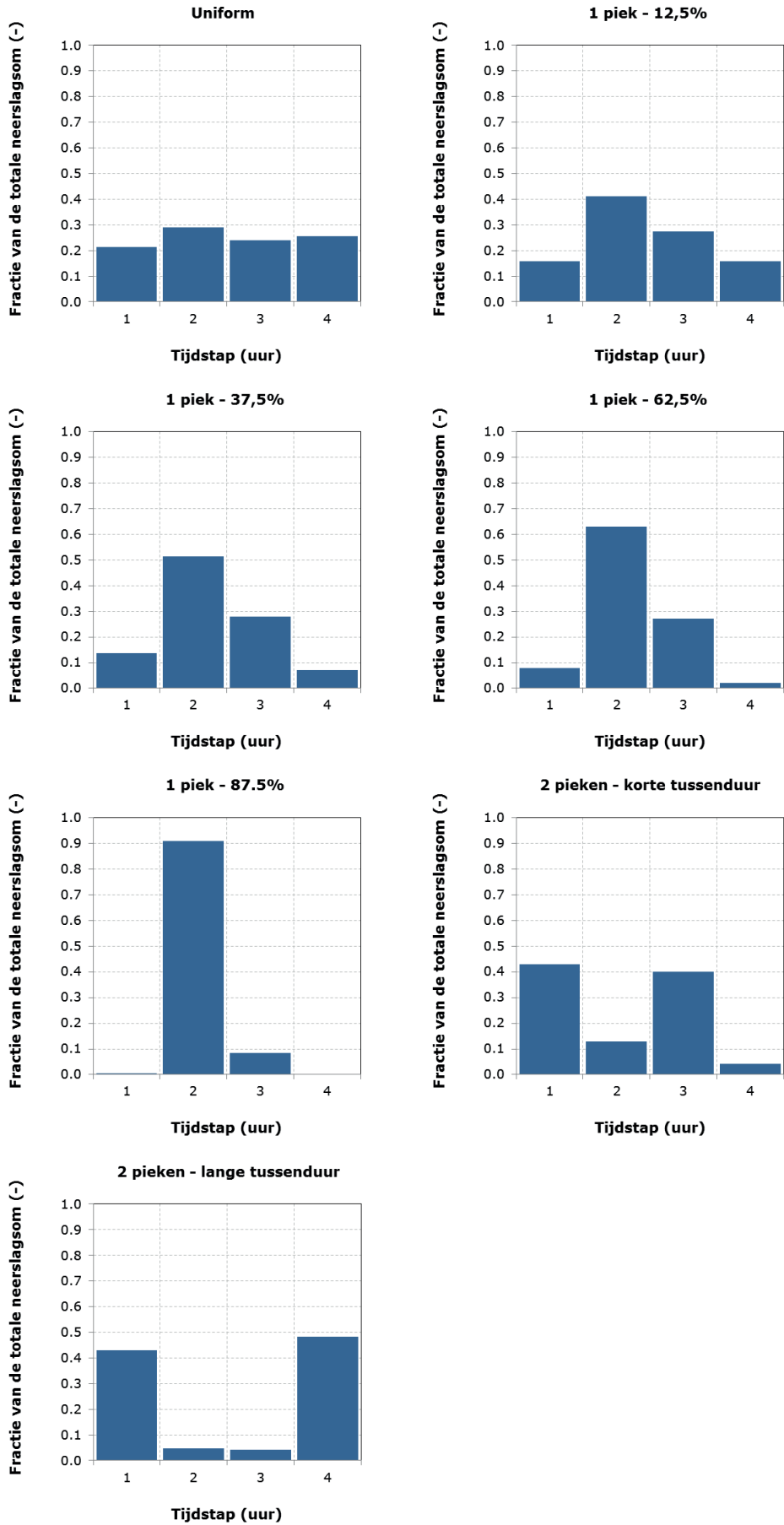
KANSEN OP PATRONEN VOOR DUREN VAN 4 UUR TOT 12 UUR. NB: DE 1-PIEKS GEBEURTENISSEN ZIJN BIJ DE VERDERE BEPALING VAN DE NEERSLAGPATRONEN ONDERVERDEELD IN VIER KLASSEN MET EEN GELIJKE KANS

Duur van de gebeurtenis	Kans op type gebeurtenis			
	Uniform	1 piek	2 pieken	
			korte tussenduur	lange tussenduur
4 uur	0.19	0.71	0.06	0.04
8 uur	0.09	0.73	0.15	0.03
12 uur	0.26	0.63	0.08	0.04

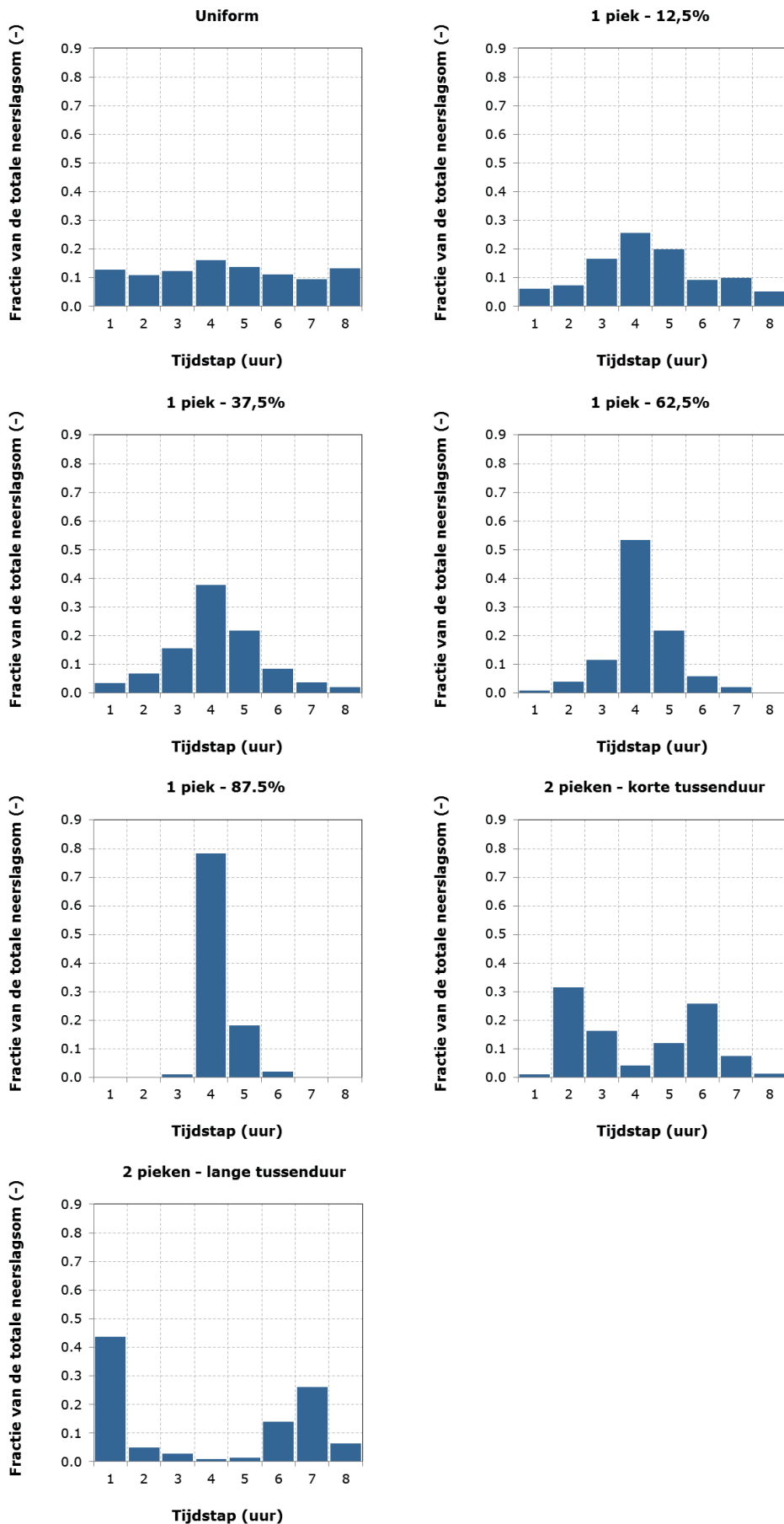
#### VORM PATRONEN

In Figuur 5 tot en met Figuur 7 zijn ter illustratie de patronen voor 4, 8 en 12 uur weergegeven.

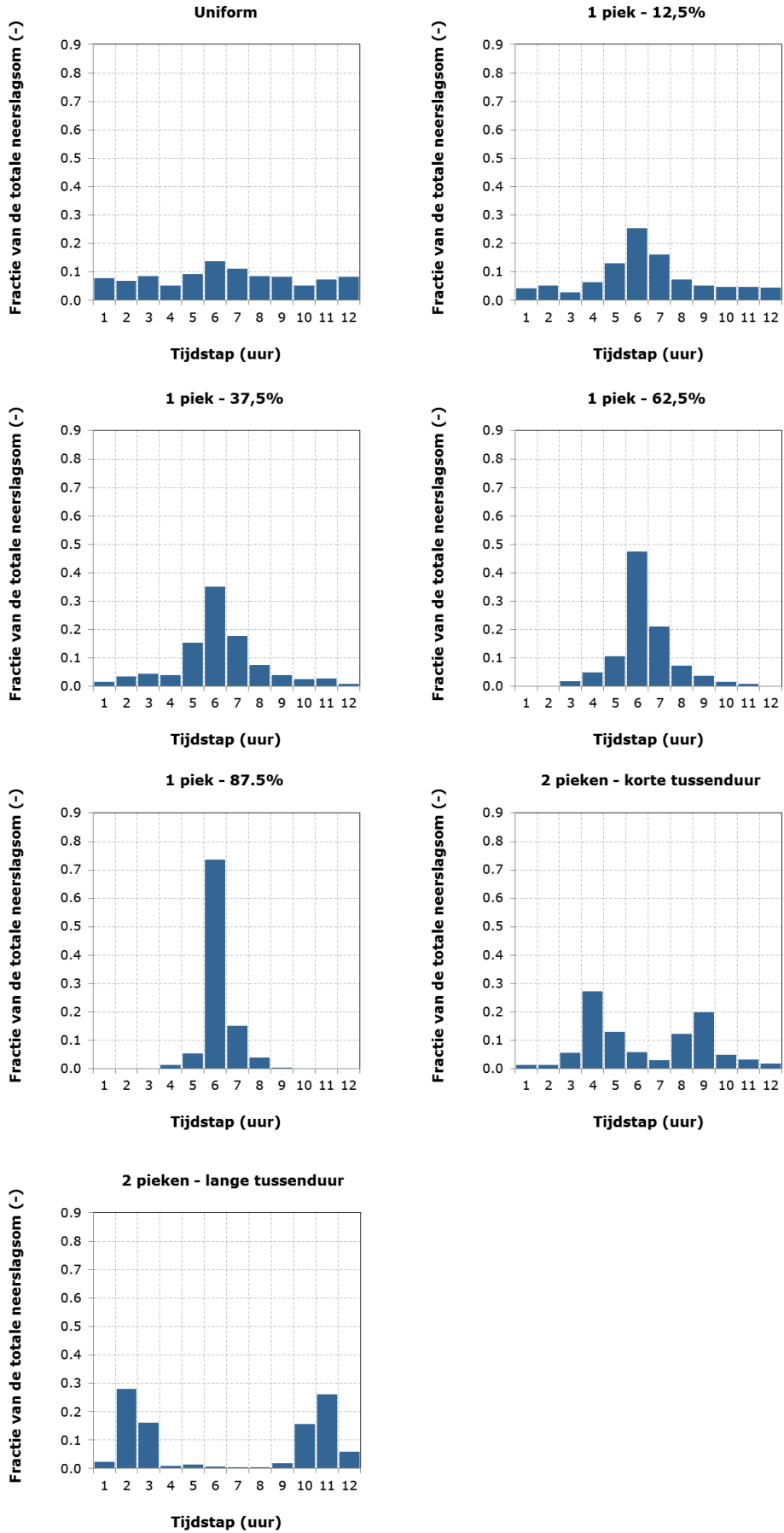
FIGUUR 5 GEGENEREERDE NEERSLAGPATRONEN VOOR EEN DUUR VAN 4 UUR



FIGUUR 6 GEGENEREERDE NEERSLAGPATRONEN VOOR EEN DUUR VAN 8 UUR



FIGUUR 7 GEGENEREERDE NEERSLAGPATRONEN VOOR EEN DUUR VAN 12 UUR



# 6

## LITERATUUR

### **ACRONIEMEN VOOR VEELVULDIG GECITEERDE LITERATUUR**

STOWA2004: Smits, I., J. Wijngaard, R. Versteeg, & M. Kok, 2004. Statistiek van extreme neerslag in Nederland. STOWA Rapport 2004-26. STOWA, Utrecht.

STOWA2015: Beersma, J., J. Bessembinder, T. Brandsma, R. Versteeg & H. Hakvoort, 2015. Actualisatie meteogegevens voor waterbeheer 2015. STOWA Rapport 2015-10. STOWA, Amersfoort.

### **ALFABETISCH**

Graaff, B. de, 2013

NBW-toetsing stroomgebied Geul, Pilot - concept; HKV in opdracht van Waterschap Roer en Overmaas, PR2429.10, maart 2013.

Versteeg, R. en M. Kok, 2004.

Statistiek van extreme neerslag in Nederland, uitwerking neerslagpatronen, KNMI en HKV in opdracht van STOWA, Rapport nr. 2004-26a, 2004.



NEERSLAGREEKSEN VOOR HET  
WATERBEHEER

2019

**19**

**RAPPORT**

**DEELRAPPORT 6**



## DEELRAPPORT 6

NEERSLAGREEKSEN VOOR HET  
WATERBEHEER

AUTEURS      Rudolf Versteeg (HKV)  
                  Hans Hakvoort (HKV)  
                  Dorien Lugt (HKV)

## INHOUD

<b>1</b>	<b>INLEIDING</b>	<b>171</b>
<b>1.1</b>	Neerslagreeksen	171
<b>1.2</b>	Resultaat	171
<b>2</b>	<b>CORRECTIE KORTE DUREN</b>	<b>172</b>
<b>2.1</b>	Inleiding	172
<b>2.2</b>	Achtergronden correctie	173
<b>2.3</b>	Wijze van correctie	175
<b>2.4</b>	Resultaten	177
<b>3</b>	<b>REGIONALISEREN REEKSEN</b>	<b>178</b>
<b>3.1</b>	Inleiding	178
<b>3.2</b>	Wijze van regionalisatie	179
<b>3.3</b>	Resultaten en producten	181
<b>4</b>	<b>KLIMAATREEKSEN</b>	<b>182</b>
<b>4.1</b>	Inleiding	182
<b>4.2</b>	Werkwijze	183
<b>4.3</b>	Resultaten en producten	186
<b>5</b>	<b>LITERATUUR</b>	<b>187</b>

# 1

## INLEIDING

### 1.1 NEERSLAGREEKSEN

In deze rapportage beschrijven we de op Meteobase.nl opgenomen neerslagreeksen die kunnen worden gebruikt voor wateroverlaststudies en andere hydrologische analyses. De neerslagreeksen bestaan uit:

- De referentiereeks (uurwaarden, 1906-), beschreven in hoofdstuk 2;
- Geregionaliseerde reeksen, afgeleid van de referentiereeks, beschreven in hoofdstuk 3;
- Reeksen voor de KNMI'14 scenario's, afgeleid van de referentiereeks én geregionaliseerd, beschreven in hoofdstuk 4.

De reeksen zijn een update van de reeksen zoals beschreven in STOWA2015. De wijzigingen ten opzichte van die reeksen zijn beschreven in dit rapport.

### 1.2 RESULTAAT

Het resultaat van dit onderzoek is vastgelegd in dit deelrapport, de bijbehorende neerslagreeksen zijn opgenomen op Meteobase.nl.

# 2

## CORRECTIE KORTE DUREN

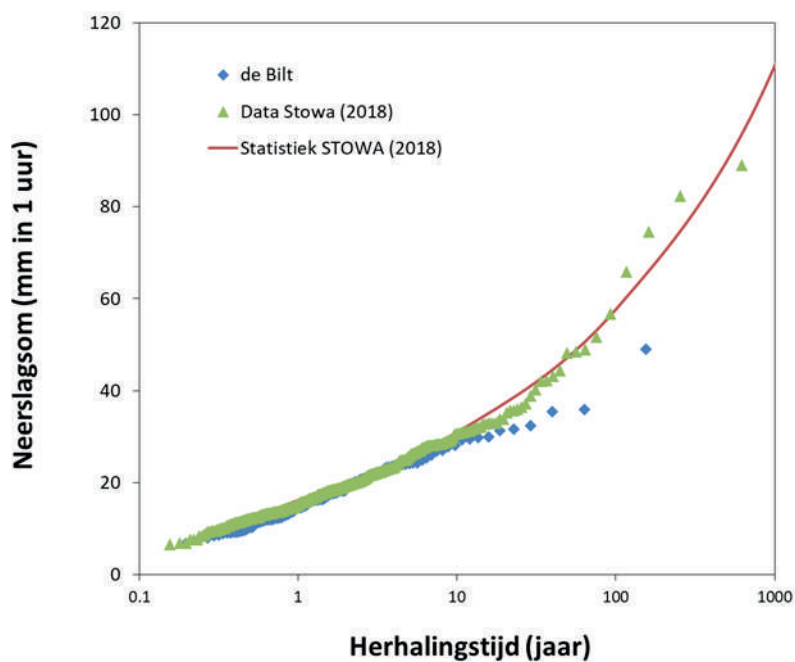
### 2.1 INLEIDING

In STOWA2018 hebben KNMI en HKV de neerslagstatistiek voor korte duren onderzocht in opdracht van Stowa en opgeleverd via Meteobase.nl. In dat onderzoek zijn recente neerslaggegevens beschikbaar gekomen die 1) grotere herhalingstijden representeren dan de neerslaggegevens in de eerdere onderzoeken naar neerslagstatistiek én 2) ook meer betrouwbare extreme neerslaggegevens voor duren korter dan twee uur bevatten. Ook is daarbij gebleken dat de extremen in de neerslagreeks van de Bilt in vergelijking met de recente neerslaggegevens in het extreme bereik relatief laag uitvallen.

De neerslagreeks van de Bilt, die door meerdere waterschappen wordt gebruikt om herhalingstijden van waterstanden, afvoeren en inundaties te berekenen, geeft met die lage extremen mogelijk een onderschatting van de kans op wateroverlast. Een voorbeeld van de relatief lage extremen in de reeks van de Bilt is weergegeven in Figuur 1. In die figuur is te zien dat de neerslaggegevens uit STOWA2018 in het bereik van eens per 20 jaar en minder vaak hogere extremen laten zien dan de reeks van de Bilt.

In dit hoofdstuk beschrijven we hoe we de reeks van de Bilt aanpassen om de extremen beter te representeren.

FIGUUR 1 VOORBEELD VAN DE AANVULLENDE INFORMATIE DIE BESCHIKBAAR IS GEKOMEN MET DE NEERSLAGGEGEVENS UIT STOWA2018



## 2.2 ACHTERGRONDEN CORRECTIE

In STOWA2015 is de reeks van de Bilt gecorrigeerd voor de trend in de neerslag. Deze trend gaf aan dat zowel de gemiddelde neerslag als de extremen vanaf 1906 tot nu zijn toegenomen. Op basis van de gegevens in STOWA2018 is daarnaast geconstateerd dat de extremen voor duren tot in ieder geval 24 uur onvoldoende zijn gerepresenteerd in de reeks van de Bilt.

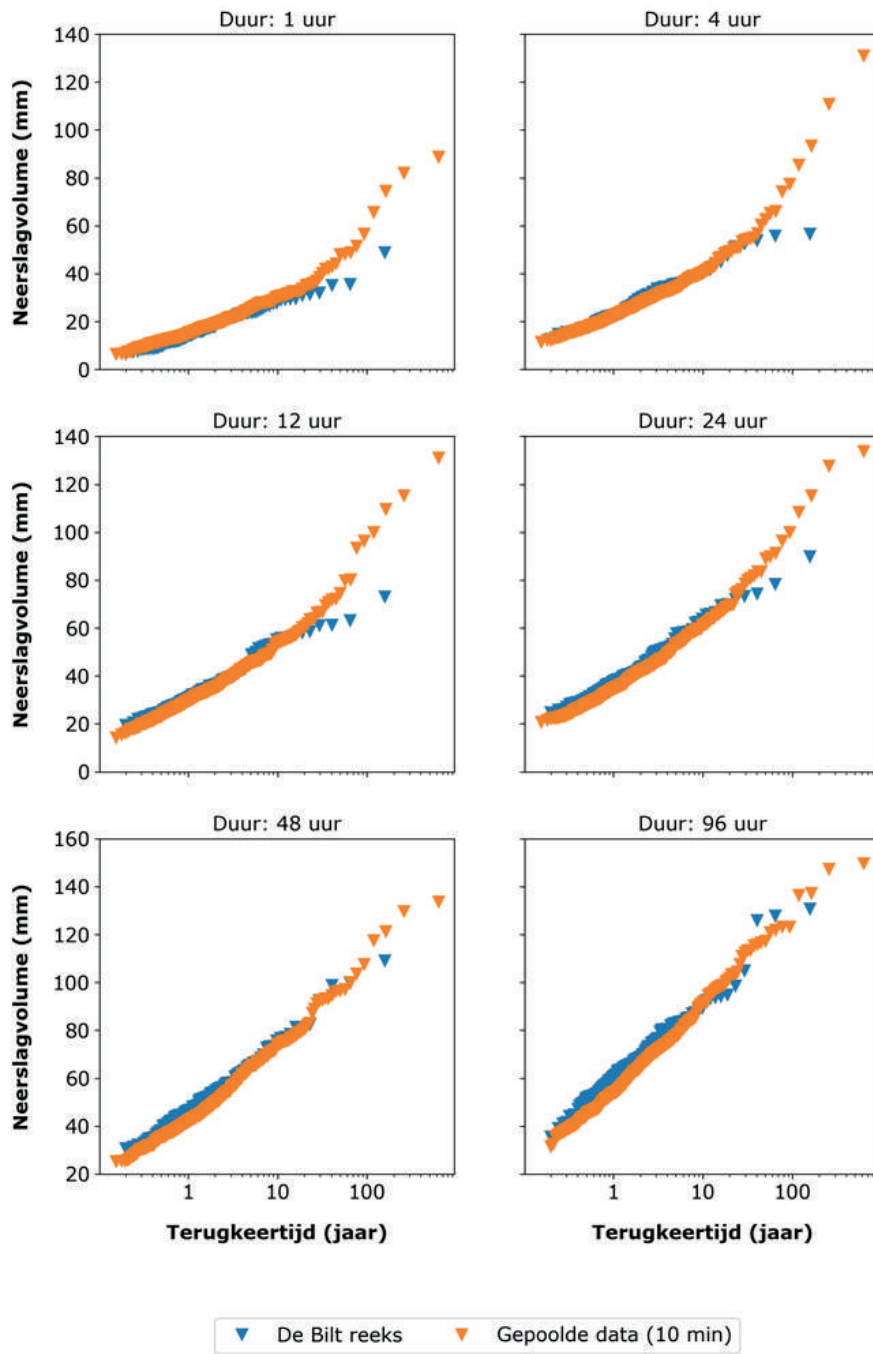
Voor een selectie van duren is dit geïllustreerd in Figuur 2. De gedetrende data van station de Bilt laten bij duren tot in ieder geval 24 uur en herhalingstijden groter dan 20 jaar een systematische onderschatting zien ten opzichte van de gepoolde data uit STOWA2018. Voor de langere duren van 48 uur en langer is geen sprake meer van onderschatting.

Als we de onderschatting in het licht van betrouwbaarheid of onzekerheid van de betreffende extremen bekijken, valt de onderschatting nog binnen de 95% betrouwbaarheid. De onderschatting is dus mogelijk gewoon een consequentie van de toevalligheid van waarnemingen in de afgelopen 100 jaar.

Het kan echter ook zijn dat de onderschatting wordt veroorzaakt door een aspect van klimaatverandering waarbij relatief kortdurende extremen duidelijk meer zijn toegenomen in de afgelopen 20 tot 30 jaar dan de relatief langdurende extremen. Een aanwijzing daarvoor is gegeven in STOWA2018, paragraaf 2.3, waarin een analyse is gemaakt van gepoolde data van uurstations van 1951 tot 1995. Uit die analyse blijkt dat in de extremen van die uurstations (met een gepoolde reekslengte van 349 jaar) geen extremen voorkomen die zo hoog zijn als in de recente reeks van 2003-2016 zoals gebruikt in STOWA2018. Het lijkt er op dat de extreme neerslag met herhalingstijden van 20 jaar en minder vaak die gemeten is in de afgelopen circa 20 jaar hoger is dan die in de 20ste eeuw. Er zijn daarmee aanwijzingen dat de onderschatting een systematische onderschatting is, mogelijk veroorzaakt door klimaatverandering. Onderzoek van Lenderink et al (2017) toont ook aan dat temperatuurstijging, en met name de stijging van de dauwpunttemperatuur in Nederland, een grotere kans op het ontstaan van extreme neerslag geeft. En dat daarnaast de soort extreme neerslaggebeurtenissen met een relatief korte duur ook nog eens in omvang kunnen toenemen bij een temperatuurstijging. Ook dit laatste geeft een verhoging van de kans op extreme neerslag op een willekeurige plek in Nederland.

In overleg met de begeleidingsgroep van dit project is daarom besloten om de reeks te corrigeren voor de onderschatting van de extremen voor de relatief korte duren.

FIGUUR 2 ILLUSTRATIE VAN DE ONDERSCHATTING VAN DE EXTREMEN IN DE REEK VAN DE BILT TEN OPZICHTE VAN DE GEGEVENS UIT STOWA2018 VOOR DUREN TOT EN MET 24 UUR. 48 UUR EN 96 UUR LATEN GEEN ONDERSCHATTING ZIEN



### 2.3 WIJZE VAN CORRECTIE

De basis voor de correctie is dat de meest extreme gebeurtenissen met een herhalingstijd van 20 jaar en minder vaak de extremen niet goed representeren. Daarom corrigeren we enkel de 5 hoogste jaarmaxima in de reeks van de Bilt. De werkwijze is als volgt (zie ter illustratie ook Figuur 3):

1. Selecteer de 5 hoogste jaarmaxima voor de kortste duur (een duur van 1 uur voor de reeks van de Bilt).

In Figuur 3 zijn dit de hoogste 5 blauwe ruitjes.

2. Selecteer daarvan de jaarmaxima die bij hun plotpositie (herhalingstijd) lager zijn dan de statistiek.

In Figuur 3 representeert de rode lijn de statistiek, alle 5 jaarmaxima van de Bilt in de figuur zijn lager dan de statistiek. Dit hoeft niet voor alle uren en alle 5 hoogste jaarmaxima het geval te zijn.

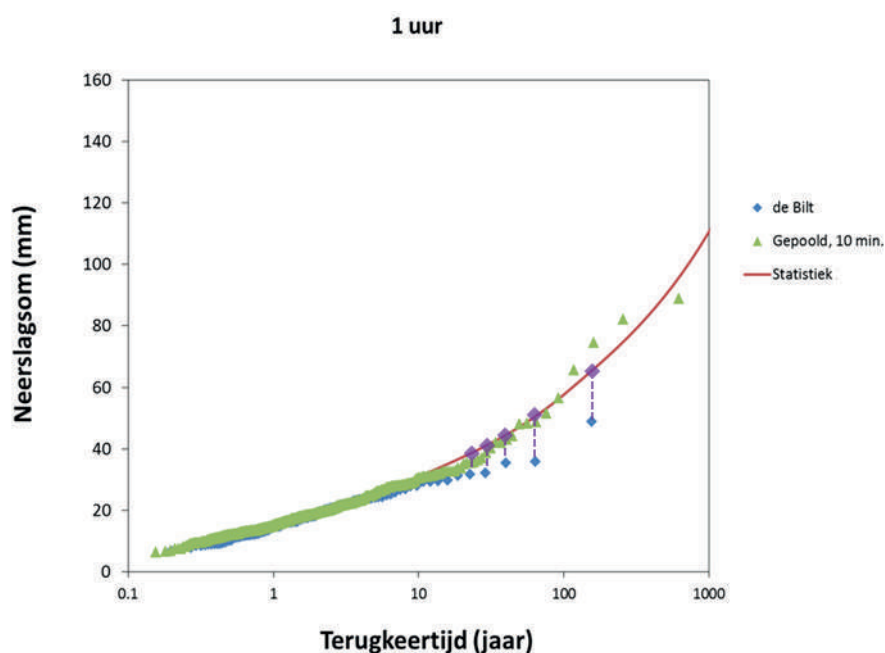
3. Verhoog van die jaarmaxima de neerslagsom tot aan de waarde volgens de statistiek uit Deelrapport 1.

In Figuur 3 zijn de aangepaste uurwaarden weergegeven als de paarse ruitjes.

4. Selecteer uit de in de vorige stap aangepaste reeks de 5 hoogste jaarmaxima van de 2-uursom.
5. Selecteer daarvan de jaarmaxima die bij hun plotpositie (herhalingstijd) lager zijn dan de statistiek.
6. Verhoog van die jaarmaxima de neerslagsom tot aan de waarde volgens de statistiek door het relatief aanpassen van de uurwaarde(n) die bij stap 3. niet is (zijn) aangepast. We verhogen enkel de nog niet eerder aangepaste uurwaarde(n) omdat het bij aansluitende uren regelmatig dezelfde gebeurtenis betreft. Als we alle uren aan zouden passen beïnvloeden we ook weer de kortere uren, waardoor de extremen daarvan systematisch te hoog zouden uitvallen. Als het een gebeurtenis betreft die nog niet bij een kortere duur is aangepast passen we wel alle uren in die gebeurtenis aan.
7. Herhaal stap 4, 5 en 6 voor een per uur oplopende duur tot een duur van 36 uur.
8. We controleren de statistiek van de aangepaste reeksen voor uren van 1, 4, 12, 24, 48 en 96 uur. Hiermee controleren we of er voor een verscheidenheid aan uren geen ongewenste effecten zijn geïntroduceerd door de aanpassingen.

FIGUUR 3

ILLUSTRATIE VAN DE METHODE VOOR CORRECTIE VAN DE KORTE DUREN IN DE REEKS VAN DE BILT



In Figuur 4 is het resultaat van de controle weergegeven. In de figuur zien we de volgende aspecten van de correctie:

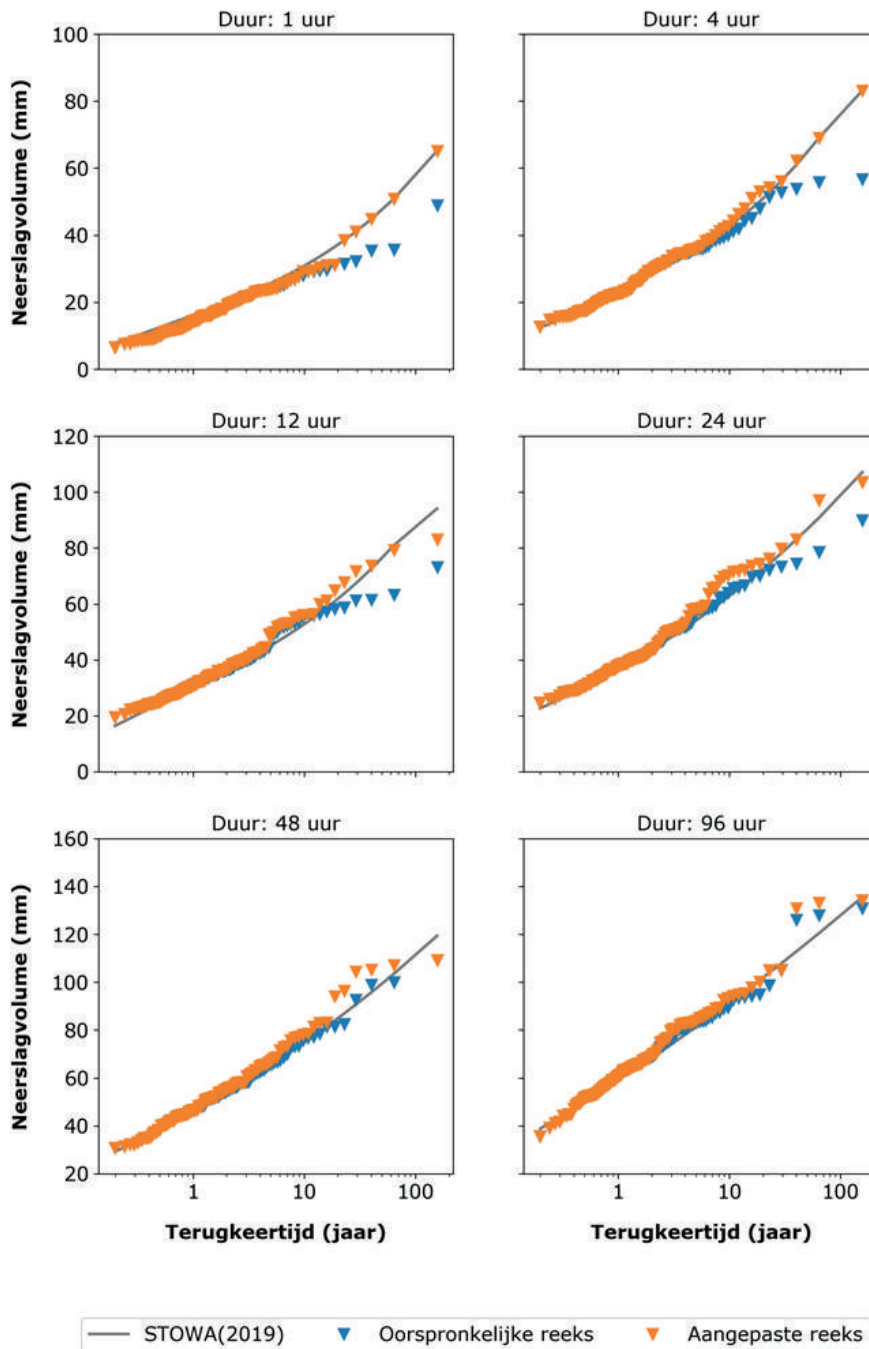
- Bij de duur van 1 uur zijn de vijf hoogste jaarmaxima exact gelijk aan de statistiek.
- Bij een duur van 4 uur, 12 uur en 24 uur is te zien dat een deel van de 5 hoogste jaarmaxima exact op de statistiek ligt en een deel te hoog uitvalt. Dit laatste komt doordat als we één duur aanpassen ook de andere uren worden beïnvloed. Alle afzonderlijke uren maken onderdeel uit van de gebeurtenissen in de neerslagreeks en kunnen niet los van elkaar worden gezien. Aanpassen van de neerslag in de ene duur heeft daardoor ook invloed op de andere uren.
- De invloed op de andere uren zoals geschetst bij het vorige bolletje is ook te zien bij de uren 48 en 96 uur: de extremen van die langere uren worden ook beïnvloed. Hierdoor ontstaat een overschatting van de extremen bij de uren van 48 uur en langer ten opzichte van de statistiek.
- We hebben getoetst of deze overschatting kan worden voorkomen door de correctie niet door te laten lopen tot 36 uur maar tot 24 uur of tot 12 uur. Correctie tot 24 uur geeft nauwelijks vermindering van de overschatting bij 48 en 96 uur. Bij correctie tot 12 uur vermindert de toename bij 48 en 96 uur beperkt, maar dan is de onderschatting bij een duur van 24 uur tot 36 uur juist weer relatief groot.
- Hierbij moet ook niet worden vergeten dat genoemde overschattingen en onderschattingen nu eenmaal bij jaarmaxima uit een historische tijdreeks horen. De overschattingen bij 48 en 96 vallen wat dat betreft nog binnen de betrouwbaarheidsintervallen zoals geschetst in STOWA2015.
- Bij een duur van 12 uur en 24 uur ligt het hoogste jaarmaximum ondanks de correctie voor die duur lager dan de statistiek. Dit wordt veroorzaakt doordat we enkel de uren die er ten opzichte van de vorige duur bij komen relatief aanpassen. Als in dat bijgekomen uur geen neerslag valt vindt ook geen correctie plaats. Bijvoorbeeld het hoogste jaarmaximum van 12 uur is een gebeurtenis waar binnen 4 uur alle neerslag is gevallen. In de uren daaromheen is geen neerslag gevallen.

Op basis van de controle concluderen we dat de correctie om de systematische onderschatting tot 20 à 25% van de neerslag voor de korte uren in de reeks van de Bilt goed heeft gewerkt. De invloed op de langere uren blijft beperkt.



FIGUUR 4

RESULTAAT VAN DE CORRECTIE VAN DUREN TOT 36 UUR IN DE STATISTIEK VOOR DUREN VAN 1, 4, 12, 24, 48 EN 96 UUR



## 2.4 RESULTATEN

De langjarige reeks van de Bilt is in STOWA2015 gedetrend en in dit onderzoek gecorrigeerd voor de systematische onderschatting van de extremen van de korte duren zodat ook de kortdurende extremen voldoende worden gerepresenteerd. Om onduidelijkheid te voorkomen noemen we de gedetrende én gecorrigeerde reeks daarom in deze rapportage en op Meteobase.nl als de referentiereeks 2014.

# 3

## REGIONALISEREN REEKSEN

### 3.1 INLEIDING

Het uitgangspunt van de regionalisatie van de reeksen is de referentiereeks zoals beschreven in het vorige hoofdstuk. Deze reeks is echter niet geschikt voor heel Nederland, omdat in delen van Nederland de kans op extreme neerslag hoger of lager is dan in de referentiereeks. In KNMI2009 zijn voor de duiding van dit verschil in statistiek zogenaamde neerslagregimes benoemd. Deze regimes zijn in STOWA2015 verwerkt in de neerslagreeksen en opgenomen op Meteobase.nl. We passen hier grotendeels dezelfde werkwijze voor het aanpassen van de reeksen toe, met als belangrijkste verschil dat er nu ook een neerslagregime specifiek voor het winterseizoen is afgeleid. Voor meer achtergronden bij de manier waarop die geregionaliseerde reeksen zijn gemaakt verwijzen we naar STOWA2015.

In dit onderzoek herhalen we de regionalisatie, maar nu met medeneming van de recent afgeleide regionale verschillen in statistiek voor de zomer (maart tot en met oktober) als de winter (november tot en met februari). De statistiek voor de zomer is gelijk aan de statistiek voor het gehele jaar. De regionale verschillen in statistiek zijn gerapporteerd in Deelrapport 3. De regimefactoren voor de neerslagregimes L, R, H voor de zomer (maart tot en met oktober) en LL, L, R en H voor de winter (november tot en met februari) zijn weergegeven in tabel 1. Als we dit vergelijken met de regimes uit STOWA2015 valt vooral op dat het H+ regime niet meer voorkomt. Er is dus geen regime met een regimefactor groter dan 1,09 zoals in 2015.

TABEL 1

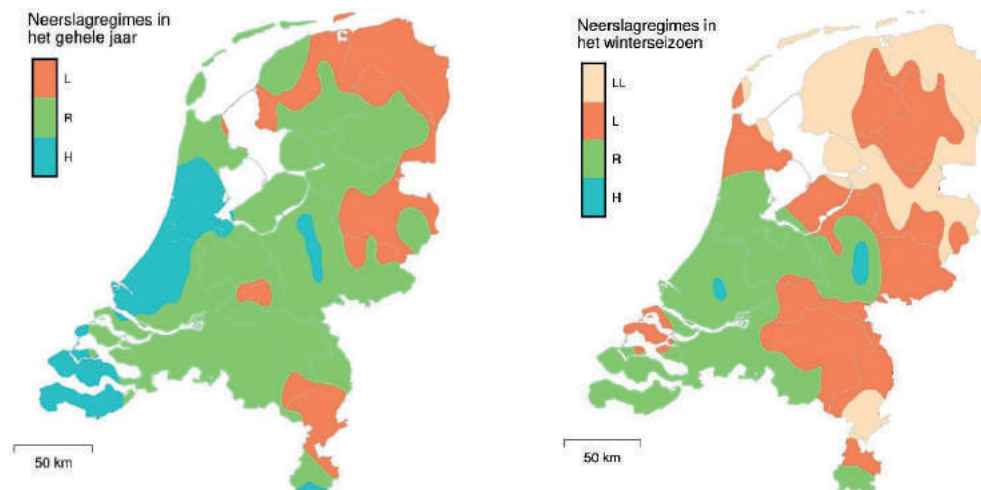
FACTOREN VOOR DE AANPASSING VAN DE NEERSLAG PER REGIME (ZIE DEELRAPPORT 3)

Regime	Regimefactor (-)	
	Zomer	Winter
LL		0,82
L	0,92	0,90
R	1,00	1,00
H	1,09	1,08

Aangezien niet alleen de regimefactoren maar ook de ruimtelijke spreiding voor de zomer en winter verschillend zijn ontstaan combinaties van de zomer- en winterregimes. De ruimtelijke spreiding is weergegeven in Figuur 5. Zo kan een gebied liggen in het zomerregime R en winterregime L terwijl een ander gebied in het zomerregime R en winterregime LL ligt. Op deze manier ontstaan theoretisch 12 combinaties (3 voor de zomer maal 4 voor de winter). Voor elk van deze combinaties maken we een geregionaliseerde reeks.

FIGUUR 5

## RUIJTELIJKE WEERGAVE VAN DE NEERSLAGREGIMES



Per regime is een factor voor de statistiek gegeven. Deze factoren zijn niet toepasbaar voor duren korter dan één dag. In onderzoek van het KNMI is aangetoond dat de statistiek van neerslag voor de korte duren (korter dan orde 12 tot 24 uur) wel regionaal varieert, maar vooral tot en met 2 uur ruizig is in tegenstelling tot de statistiek voor de lange duren (onder andere Overeem et al (2009) en Deelrapport 4). We regionaliseren dan ook enkel de gebeurtenissen in neerslagreeksen voor duren gelijk aan en langer dan 24 uur.

Omdat we geïnteresseerd zijn in de extremen passen we in de referentiereeks enkel de extremen aan naar de regio's. Dit doen we door alleen de neerslag die eens per jaar of minder vaak voorkomt passen we aan. Hiermee voorkomen we dat ook de jaarsommen van de neerslag met eenzelfde factor toenemen.

### 3.2 WIJZE VAN REGIONALISATIE

De aanpassing aan de referentiereeks is als volgt uitgevoerd:

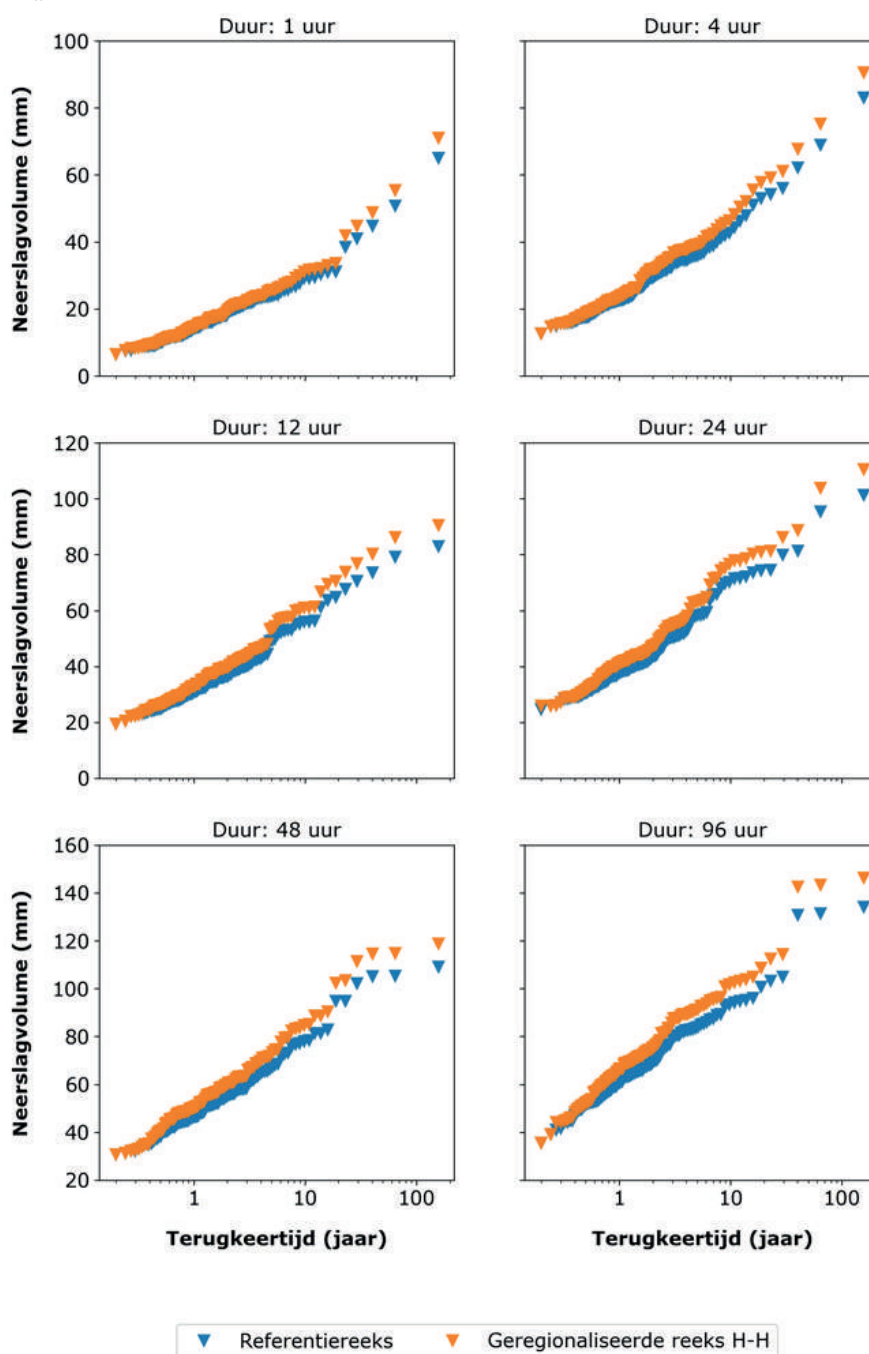
1. We lopen met een venster van 24 uur tot 9 dagen, met stappen van 1 uur, door de neerslagreeksen en bepalen voor elke duur of het volume binnen het venster eens per jaar of minder vaak voorkomt volgens de statistiek van extreme neerslag. Voor de statistiek is gebruik gemaakt van de in Deelrapport 1 beschreven afleiding van de extreme-waarden statistiek.
2. Als het volume in een venster eens per jaar of minder vaak voorkomt onthouden we dat al die uren binnen dat venster moeten worden aangepast. Voor elk uur in de reeks is zo bekend of de betreffende uurwaarde moet worden aangepast of niet.
3. Voor de uren die moeten worden aangepast zoals vastgesteld in 2. vermenigvuldigen we de neerslag met de betreffende regimefactor voor de betreffende periode in het jaar. Er ontstaan zo 12 reeksen (met Z voor de zomer en W voor de winter): LzLLw, LzLw, LzRw, LzHw, RzLLw, RzLw, RzRw, RzHw, HzLLw, HzLw, HzRw, en HzHw.

Door deze wijze van aanpassen van de extremen verandert ook de jaarneerslag. Controle van de data levert dat de jaarneerslag bij HzHw toeneemt met iets meer dan 2% en in het geval van LzLLw afneemt met ongeveer 3%. Omdat dit veel kleiner is dan de werkelijke ruimtelijke verschillen in de jaarneerslag over Nederland achten wij dit verschil toelaatbaar.

In Figuur 6 en Figuur 7 is het resultaat van de regionalisatie op respectievelijk de jaarmaxima en de wintermaxima van het 'natste' regime HzHw weergegeven. Hierin is te zien dat de jaar-

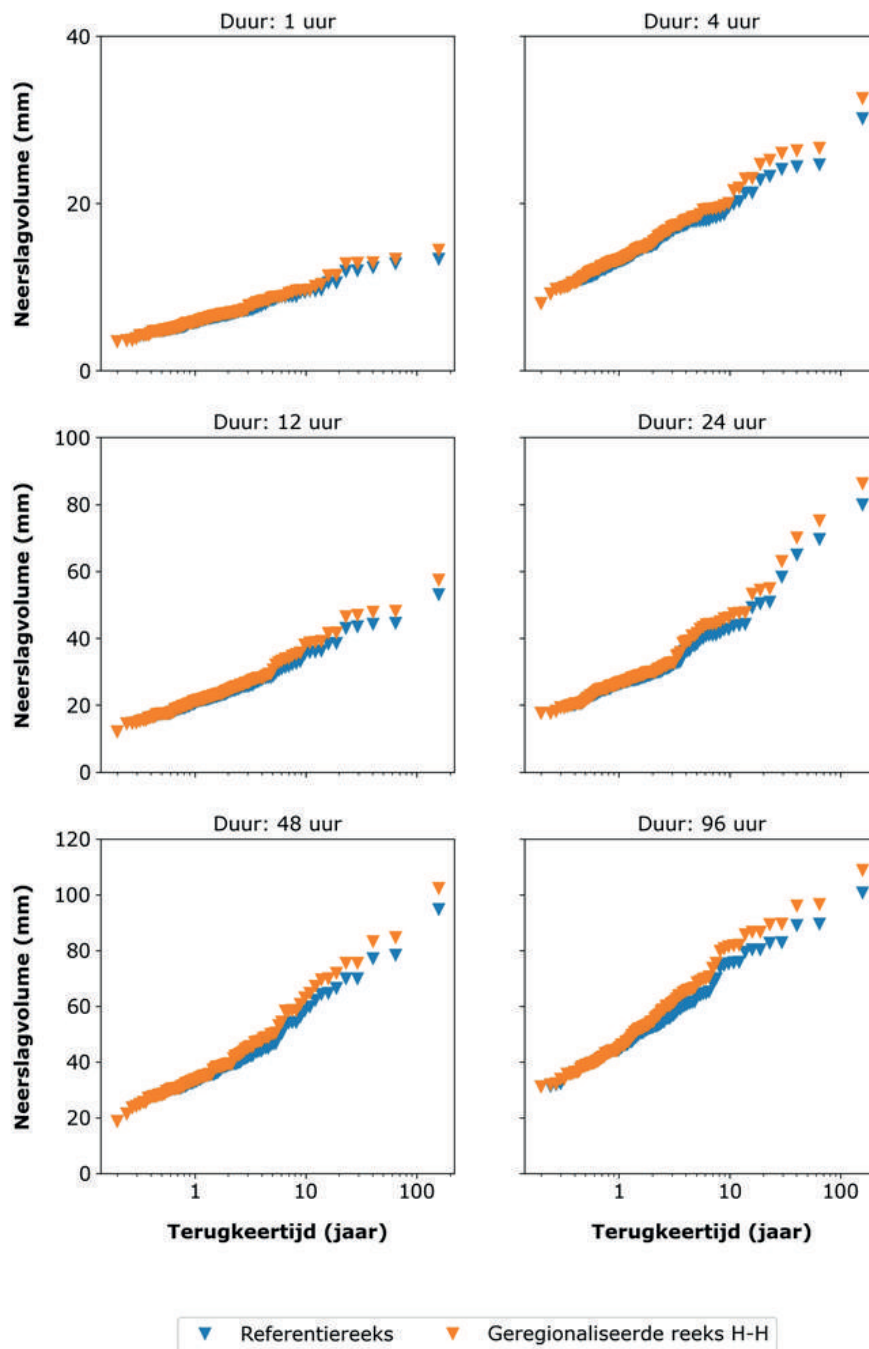
maxima die minder vaak voorkomen dan eens per jaar zijn aangepast. Net als bij de correctie van de korte duren is te zien dat de correctie van een set van lange duren (24 uur en langer) ook invloed heeft op de andere duren en op de lagere herhalingsstijden bij andere duren. Bij bijvoorbeeld een duur van 48 uur is te zien dat ook de neerslagvolumes die vaker voorkomen dan eens per jaar een klein beetje zijn veranderd. Ook is te zien dat de duren van 1, 4 en 12 uur ook aangepast zijn. Net als in hoofdstuk 2 blijkt dat een groot deel van de extremen van de korte duren (korter dan 24 uur) onderdeel uitmaken van de extremen van de lange duren. Omdat we alle extremen van de lange duren bij een terugkeertijd van 1 jaar en minder vaak aanpassen zijn ook bijna alle extremen van de korte duren bij een terugkeertijd van 1 jaar en minder vaak aangepast.

FIGUUR 6 RESULTAAT VAN DE REGIONALISATIE VOOR DE JAARMAXIMA VOOR DUREN VAN 1, 4, 12, 24, 48 EN 96 UUR, GELDEND VOOR HET 'NATSTE' REGIME HZHW



FIGUUR 7

RESULTAAT VAN DE REGIONALISATIE VOOR DE WINTERMAXIMA VOOR DUREN VAN 1, 4, 12, 24, 48 EN 96 UUR, GELDEND VOOR HET 'NATSTE' REGIME HZH



### 3.3 RESULTATEN EN PRODUCTEN

De langjarige referentiereeks uit hoofdstuk 2 is geregionaliseerd om de verschillen in extreme-waardenstatistiek van de neerslag ook tot uiting te laten komen in de reeksen. Hierbij is het verschil tussen de zomer en winter in de reeksen verwerkt. Hierdoor zijn twaalf reeksen beschikbaar gekomen die door de waterbeheerder gebruikt kunnen worden. Dit zijn referentiereeksen met de toevoeging: LZLLW, LZLW, LZRW, LZHW, RZLLW, RZLW, RZRW, RZHW, HZLLW, HZLW, HZRW, en HZH, waarbij LL, L, R en H staan voor het betreffende regime en de Z en W voor de zomer en winter. De reeksen zijn opgenomen op [Meteobase.nl](http://Meteobase.nl).

## 4

## KLIMAATREEKSEN

## 4.1 INLEIDING

In STOWA2015 zijn naar de toekomst getransformeerde tijdreeksen gemaakt en beschikbaar gesteld. Deze reeksen zijn gebaseerd op de gedetrende reeks van de Bilt en getransformeerd met het zogenaamde transformatieprogramma van het KNMI. Voor details verwijzen we naar STOWA2015.

Inmiddels is geconstateerd dat de uurwaarden in de reeks die als basis voor de transformatie diende (de gedetrende reeks van de Bilt) een onderschatting geeft van de extremen (zie hoofdstuk 2 van deze rapportage). De klimaatreeksen geven daardoor ook een onderschatting en zullen daarvoor ook moeten worden gecorrigeerd. Deze correctie is beschreven in de volgende paragraaf en opgenomen in de klimaatreeksen op Meteobase.nl.

Daarnaast merken we op dat de verandering van de jaarmaxima in de toekomst voor de korte durven (1 tot 23 uur) anders is dan die voor de lange durven. Aangezien de transformatie enkel de lange durven (1 dag en langer) juist representeert worden de korte durven in de transformatie niet juist gerepresenteerd. In de KNMI'14 scenario's zijn dit de indicatoren 'dagelijkse hoeveelheid die eens in de 10 jaar wordt overschreden' en 'maximum uurneerslag per jaar'. Die eerste indicator is expliciet in de transformatie verwerkt, de tweede indicator niet. De veranderingen van die twee indicatoren voor 2050 zien we in Tabel 2. Het eerste getal is de ondergrens van de verandering, het tweede getal de bovengrens. In STOWA2015 zijn getransformeerde reeksen voor de ondergrens, de bovengrens en de centrale schatting voor elk scenario beschikbaar gekomen.

TABEL 2 VERANDERING VAN DE EXTREME NEERSLAG IN DE KNMI'14 KLIMAATSCENARIO'S

Scenario	Indicator	
	Dagelijkse hoeveelheid die eens in de 10 jaar wordt overschreden	Maximum uurneerslag per jaar
G <sub>L</sub>	+1,7 tot +10%	+5,5 tot +11%
G <sub>H</sub>	+2,0 tot +13%	+7,0 tot +14%
W <sub>L</sub>	+3,0 tot +21%	+12 tot +23%
W <sub>H</sub>	+2,5 tot +22%	+13 tot +25%

Als we de veranderingen bekijken zien we dat de bovengrens van zowel de verandering in de uurneerslag als de dagelijkse hoeveelheid goed met elkaar overeen komen. Dit betekent dat voor die scenario's (de upper scenario's) de neerslag voor de korte durven voldoende zijn toegenomen. De ondergrens, en daardoor ook de centrale schatting zijn wel duidelijk verschillend. Zo nemen de dagelijkse extremen in de ondergrens van WH 2050 met 2,5% en de uurlijkse extremen met 13% toe. Aangezien met het transformatieprogramma de dagelijkse extremen en de daaronder liggende uren zijn veranderd met 2,5% zijn de uurlijkse extremen in de reeksen een onderschatting voor de toekomst. Voor watersystemen die rela-

tief snel reageren en waarvoor die korte duren maatgevend zijn geeft het klimaatscenario een onderschatting van de risico's. Deze onderschatting geldt voor alle ondergrens scenario's (lower) en centrale schatting scenario's (centre).

In dit onderzoek voeren we een correctie uit zodat de uurextremen aansluiten bij de veranderinggetallen zoals genoemd bij de KNMI'14 scenario's. In de volgende paragraaf is deze correctie beschreven.

## 4.2 WERKWIJZE

Samenvattend beogen we met de verbetering van de klimaatreeksen:

1. De in hoofdstuk 2 beschreven correctie van de extremen van de korte duren ook te verwerken in de reeksen voor het toekomstige klimaat, en;
2. De in de KNMI'14 beschreven wijziging van de extremen voor de korte duren te verwerken in de reeksen voor het toekomstige klimaat.

Eerst corrigeren we de bestaande klimaatreeksen voor de eerstgenoemde verbetering:

- Uit hoofdstuk 2 weten we welke uren we met welke factor hebben gecorrigeerd. Deze uren corrigeren we met dezelfde factor in elke reeks van de scenario's (drie voor 2030, 12 voor 2050 en 12 voor 2085) uit STOWA2015.

Voor de tweede verbetering passen we enkel de uurlijkse en twee-uurlijkse neerslagsommen aan. Door het KNMI is bij de bepaling van de neerslagstatistiek voor de klimaatscenario's (Deelrapport 2) aangegeven dat de uurlijkse en twee-uurlijkse neerslag in de toekomst gelijke veranderinggetallen kennen. Daarin staat ook dat aangenomen mag worden dat de neerslagstatistiek van 3 tot en met 23 uur geïnterpoleerd kan worden. Uit hoofdstuk 2 weten we echter dat als we de korte duren aanpassen ook de lange duren aanpassen. Om overcorrectie van de langere duren te voorkomen passen we enkel de uurlijkse en twee-uurlijkse neerslag aan. Uit de analyses die we hebben gedaan voor hoofdstuk 2 weten we dat als we enkel die uren aanpassen ook direct in ieder geval de 4-uurs tot 12-uurs som worden aangepast. Dat zijn immers veelal dezelfde gebeurtenissen.

We verwerken de klimaatverandering van de korte duren daarom als volgt:

- We selecteren uit de referentiereeks de uursommen en twee-uurssommen die minder vaak voorkomen dan eens per jaar.
- We passen de betreffende uren voor elk klimaatscenario aan met de daarbij behorende factor uit Tabel 3. In die factor is rekening gehouden met de al opgetreden temperatuurstijging van 0.3 °C tussen 1995 en 2014, het basisjaar van de referentiereeks. De veranderinggetallen zijn daardoor kleiner dan degene zoals opgenomen in de tabellen van de KNMI'14 scenario's.
- We vervangen de overeenkomende uren in de klimaatreeksen met de uurwaarden zoals bepaald in het vorige bolletje.
- •We controleren of we door de aanpassing van de uursommen en twee-uurssommen niet ook de duren langer dan 24 uur te veel aanpassen ten opzichte van de voor die duren geldende indicatoren bij de klimaatscenario's. Mogelijk is een correctie voor de tussenliggende uren nodig.

TABEL 3

VERANDERING VAN DE EXTREME NEERSLAG VOOR UURSOMMEN EN TWEE-UURSSOMMEN IN DE KLIMAATSCENARIO'S

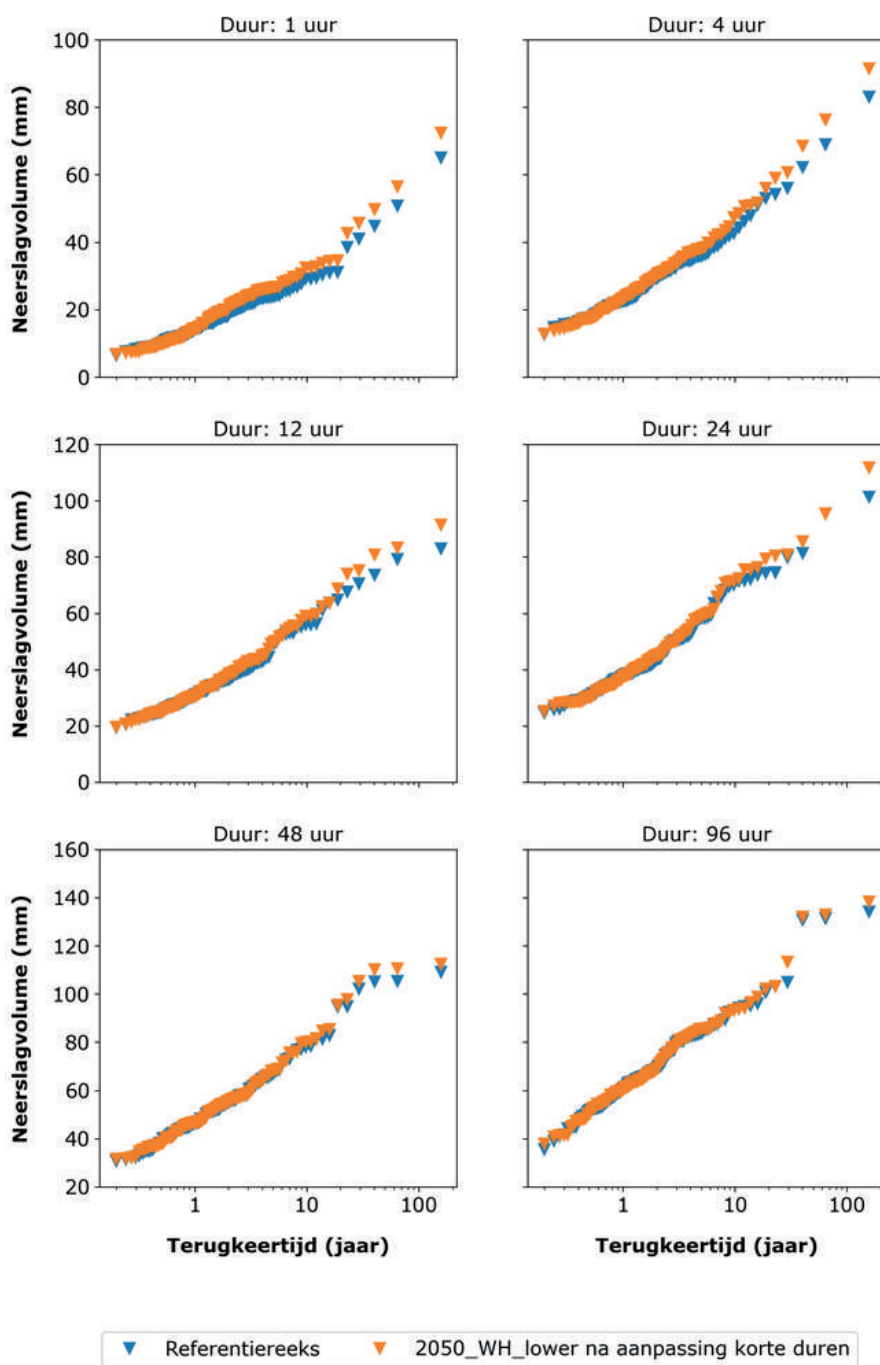
Scenario	Verandering tov 2014 [%]		
	Lower	Center	Upper
2030	3,9	5,8	7,7
2050_GL	3,9	5,8	7,7
2050_GH	4,9	7,4	9,8
2050_WL	10,2	14,9	19,6
2050_WH	11,1	16,2	21,3
2085_GL	6,4	9,6	12,8
2085_GH	7,2	11,2	15,2
2085_WL	20,1	30,6	41,1
2085_WH	20,1	30,6	41,1

In Figuur 8 is het resultaat van klimaatscenario 2050\_WH\_lower weergegeven. Dit is één van de klimaatscenario's waarbij het verschil tussen de veranderingen in relatief kortdurende neerslag en de neerslag voor lange duren groot is. In de figuur is te zien dat de correctie voor 1 uur vanaf terugkeertijden van 1 jaar en minder vaak is toegepast. Voor de duur van 96 uur is te zien dat er nauwelijks veranderingen zijn, overeenkomend met de beperkte veranderingen in de toename van de neerslag voor langere duren. Controle laat zien dat de verandering van de uursommen en twee-uursommen nauwelijks of niet doorwerkt tot de 24-uurs sommen. Bij 1 uur is de verandering iets meer dan 11% (conform Tabel 3), bij 4 uur ongeveer 8%, bij 12 uur 4% en bij 24 uur 2%. Dit laatste is overeenkomstig de verandering van de extremen van de langere duren bij het betreffende scenario ten opzichte van de referentiereeks 2014.

Voor alle Lower scenario's, waarbij het verschil tussen de toename in extreme neerslag voor de korte duren en lange duren het grootst is zien we hetzelfde beeld. Er treedt door aanpassing van de uursommen en twee-uursommen nauwelijks tot geen overcorrectie op in de neerslagsommen voor duren van 24 uur en langer. Er is dus geen verdere bijstelling nodig om overcorrectie tegen te gaan. Omdat in de Center en Upper scenario's de verschillen tussen de toename in extreme neerslag voor de korte duren en lange duren kleiner zijn zal voor die duren ook geen aanvullende correctie nodig zijn.



FIGUUR 8 RESULTAAT VAN DE VERANDERING VAN DE KORTE DUREN IN KLIMAATSCENARIO'S 2050\_WL\_LOWER VOOR DE JAARMAXIMA MET DUREN VAN 1, 4, 12, 24, 48 EN 96 UUR



Als laatste regionaliseren we elke klimaatreeks. We doen dit op exact dezelfde wijze als beschreven in hoofdstuk 3. We regionaliseren de uren die ook in het huidige klimaat zijn geregionaliseerd.

### 4.3 RESULTATEN EN PRODUCTEN

Met de in dit hoofdstuk beschreven aanpassingen aan de klimaatreeksen uit STOWA2015 representeren de klimaatreeksen de extremen voor de korte duren conform de KNMI'14 scenario's. Ten opzichte van de reeksen uit STOWA2015 zijn met name de extremen tot duren van 24 uur veranderd door 1) de in hoofdstuk 2 beschreven correctie van de duren tot 36 uur én 2) de in dit hoofdstuk beschreven expliciet meegenomen verandering van de extremen in de KNMI'14 scenario's voor de korte duren tot 2 uur.

Het resultaat zijn klimaatreeksen voor de volgende 27 scenario's:

- 2030 lower, center en upper
- 2050\_GL lower, center en upper
- 2050\_GH lower, center en upper
- 2050\_WL lower, center en upper
- 2050\_WH lower, center en upper
- 2085\_GL lower, center en upper
- 2085\_GH lower, center en upper
- 2085\_WL lower, center en upper
- 2085\_WH lower, center en upper

Voor elk scenario is een geregionaliseerde reeks beschikbaar.

# 5

## LITERATUUR

### ACRONIEMEN VOOR VEELVULDIG GECITEERDE LITERATUUR

KNMI2009: Buishand, T.A., R. Jilderda & J.B. Wijngaard, 2009. Regionale verschillen in extreme neerslag. Wetenschappelijk rapport WR 2009-01, KNMI, De Bilt.

STOWA2015: Beersma, J., J. Bessembinder, T. Brandsma, R. Versteeg & H. Hakvoort, 2015. Actualisatie meteogegevens voor waterbeheer 2015. STOWA Rapport 2015-10. STOWA, Amersfoort.

STOWA2018: Beersma, J., R. Versteeg & H. Hakvoort, 2018. Neerslagstatistieken voor korte uren; Actualisatie 2018. STOWA Rapport 2018-12. STOWA, Amersfoort.

### ALFABETISCH

Lenderink, G., R. Barbero, J.M. Loriaux & H.J. Fowler, 2017.

Super Clausius-Clapeyron scaling of extreme hourly convective precipitation and its relation to large-scale atmospheric conditions. *J. Clim.* JCLI-D-16-0808.1. doi:10.1175/JCLI-D-16-0808.1

Overeem, A., T.A. Buishand & I. Holleman, 2009. Extreme rainfall analysis and estimation of depth-duration-frequency curves using weather radar. *Water Resources Research*, 45, W10424, doi:10.1029/2009WR007869.

NEERSLAGGEBEURTENISSEN STEDELIJK GEBIED

2019

**19**

**RAPPORT**

**DEELRAPPORT 7**



DEELRAPPORT 7

# NEERSLAGGEBEURTENISSEN STEDELIJK GEBIED

AUTEURS      Rudolf Versteeg (HKV)  
                  Hans Hakvoort (HKV)  
                  Dorien Lugt (HKV)

## INHOUD

1	INLEIDING	193
2	METHODE	194
2.1	Achtergronden en bruikbaarheid gegevens	194
2.2	Selectie gebeurtenissen	195
2.3	Klimaatscenario's	198
3	GEBRUIK GEBEURTENISSEN	200
4	LITERATUUR	202
APPENDIX A	RESULTERENDE NEERSLAGEGEBEURTENISSEN	203

# 1

## INLEIDING

In STOWA2018 hebben KNMI en HKV de neerslagstatistiek voor korte duren onderzocht in opdracht van Stowa en opgeleverd via Meteobase.nl. In dat onderzoek zijn 10 minuten neerslaggegevens beschikbaar gekomen die 1) langere herhalingstijden representeren dan de neerslaggegevens in de eerdere onderzoeken naar neerslagstatistiek én 2) ook meer betrouwbare extreme neerslaggegevens voor duren korter dan twee uur bevatten.

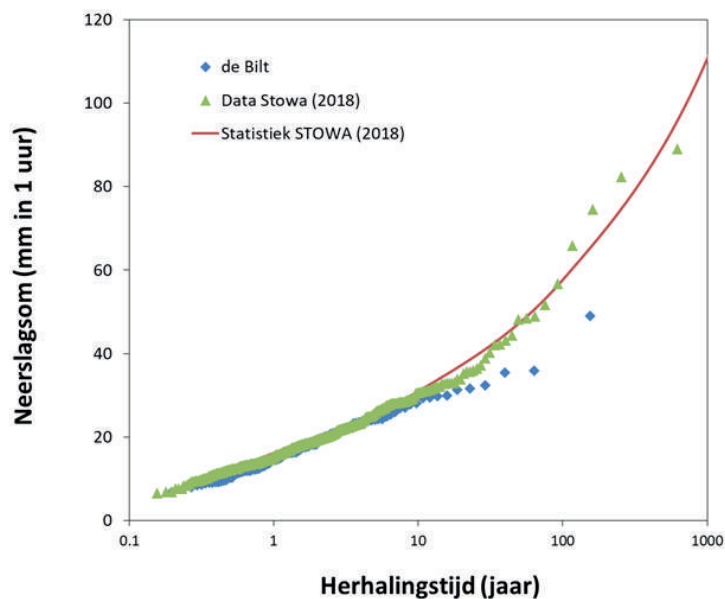
De neerslaggegevens geven daarmee mogelijkheden om wateroverlast in stedelijke gebieden of andere snel reagerende watersystemen ook voor herhalingstijden hoger dan 50 jaar nauwkeuriger te berekenen.

Een voorbeeld van de hogere herhalingstijden is weergegeven in Figuur 1. In die figuur is te zien dat de neerslaggegevens uit STOWA2018 meer informatie geven rond hoge herhalingstijden: bij de neerslaggegevens van de Bilt zijn er maar twee gebeurtenissen die de herhalingstijden van 50 jaar en hoger beschrijven, bij de neerslaggegevens uit STOWA2018 zijn dit acht gebeurtenissen.

In dit deelrapport beschrijven we hoe we neerslaggebeurtenissen voor het doorrekenen van hydrologische modellen op basis van de nieuwe neerslaggegevens hebben afgeleid (Hoofdstuk 2), welke gebeurtenissen het heeft opgeleverd (opgenomen in Appendix A) en hoe deze kunnen worden gebruikt voor de bepaling van herhalingstijden van waterstanden (Hoofdstuk 3). De resulterende neerslaggebeurtenissen zijn opgenomen op Meteobase.nl.

FIGUUR 1

VOORBEELD VAN DE AANVULLENDE INFORMATIE DIE BESCHIKBAAR IS GEKOMEN MET DE NEERSLAGGEGEVENS UIT STOWA2018



# 2

## METHODE

### 2.1 ACHTERGRONDEN EN BRUIKBAARHEID GEGEVENS

Binnen het onderzoek naar extreme statistiek van neerslag zijn 10-minuten reeksen van 33 AWS-en (automatische weerstations) van de periode 2003 tot en met 2016 beschikbaar gekomen (14 jaar). Deze neerslaggegevens zijn in STOWA2018 gebruikt voor de afleiding van de statistiek van extreme neerslag voor korte duren (korter dan 12 uur). Voor een stedelijk gebied, waarin de voorgeschiedenis een beperkte rol speelt, zijn deze reeksen ook bruikbaar voor bepaling van de statistiek van waterstanden. Hierdoor is een zogenaamde samengestelde reeks van 436 jaar beschikbaar. Dit is minder dan 462 jaar (33 stations maal 14 jaar) omdat niet voor alle stations voor de gehele periode gegevens beschikbaar zijn. Dit is beduidend meer dan de reeks van de Bilt vanaf 1906.

Een alternatief voor het doorrekenen van gebeurtenissen uit de reeks van de Bilt is dan ook het doorrekenen van gebeurtenissen uit deze samengestelde reeks. Bijkomend voordeel is dat daarbij 10-minuten reeksen gebruikt worden die voor stedelijke wateroverlastproblematiek - zoals water op straat - relevant zijn (de De Bilt reeks heeft een kleinste resolutie van 1 uur voor de volledige reeks vanaf 1906).

#### BRUIKBAARHEID VAN DE GEBEURTENISSEN UIT DE SAMENGESTELDE REEKS

Gebruik van neerslaggebeurtenissen uit deze samengestelde reeksen is niet toepasbaar in watersystemen met een lang geheugen waarbij de beginvoorwaarde een belangrijke rol speelt. Dit omdat de variatie in (neerslag)omstandigheden in de winter over de betreffende stations niet onderscheidend is - in de winter trekken fronten doorgaans over heel Nederland en is het neerslagoverschot ruimtelijk niet heel verschillend. Hetzelfde geldt voor het neerslagoverschot/neerslagtekort in de zomer - een droog jaar betekent doorgaans dat het in heel Nederland droog is. Hierdoor is de voorgeschiedenis van elk van de 35 stations en elke locatie in Nederland sterk afhankelijk en beperkt onderscheidend. Er is dan uiteindelijk maar 14 jaar (2003-2016) aan data beschikbaar voor watersystemen waarbij de beginvoorwaarde een belangrijke rol speelt en het geheugen van het watersysteem relatief lang is. Voor de reeks van de Bilt geldt dit niet omdat het de achtereenvolgende en unieke jaren betreft.

Daarnaast zijn de betreffende samengestelde reeksen weliswaar beschikbaar, maar niet gevalideerd. Voor het onderzoek naar de statistiek zijn wel de extreme gebeurtenissen gevalideerd en gecorrigeerd, maar het overgrote deel bestaat uit ruwe data en kan niet zonder meer worden gebruikt. Deze reeksen kunnen daarom niet zonder meer worden gebruikt in een langjarige berekening. De reeksen geven een te lage neerslagsom over langere perioden.

De neerslaggegevens zijn geregistreerd op de 33 AWS-en verspreid over Nederland. Als deze stations wat betreft extreme-waarden statistiek van de neerslag niet vergelijkbaar zijn, mogen de reeksen niet zonder meer samengenomen worden. Omdat eerder is aangetoond dat er voor

duren korter dan 24 uur geen aantoonbare verschillen in statistiek van extreme neerslag binnen Nederland bestaan, is het samengestelde karakter van de reeks geen belemmering. De kans op extreme neerslag in het westen van het land is voor de korte duren gelijk aan die van de andere delen van Nederland.

## 2.2 SELECTIE GEBEURTENISSEN

We gebruiken de volgende uitgangspunten bij de selectie van gebeurtenissen:

- We gebruiken de jaarmaxima waarop ook de neerslagstatistiek in STOWA2018 is gebaseerd.
- We gebruiken de jaarmaxima van duren van 10, 20, 30, 40, 50, 60 (1 uur), 90, 120, 180, 240, 480, 720 en 1440 (1 dag) minuten. Voor de tussenliggende duren zijn geen jaarmaxima afgeleid in STOWA2018. We gaan er van uit dat deze tussenliggende uren geen extra gebeurtenissen leveren.
- Gebeurtenissen hebben een maximale duur van 1440 minuten (1 dag).

### TOELICHTING SELECTIE

Voor elke duur selecteren we de 20 hoogste jaarmaxima. Elk jaarmaximum correspondeert met de voor die duur meest extreme gebeurtenis in de reeks. Voor elke duur beschrijven deze 20 meest extreme gebeurtenissen een herhalingsijd van 21,6 jaar en hoger (gebaseerd op een samengestelde reekslengte van 436 jaar en plotposities op basis van Chegodayev – zie daarvoor onder andere STOWA2004).

Op voorhand is niet bekend welke neerslagduur voor een willekeurig watersysteem maatgevend is, als er überhaupt kan worden gesteld dat een bepaalde exacte neerslagduur voor een watersysteem als maatgevend gesteld kan worden. Verschillende onderdelen van een watersysteem reageren verschillend op extreme neerslag en kunnen zodoende voor verschillende duren maatgevend zijn. Daarnaast blijkt uit stochastische analyses van meerdere watersystemen dat maatgevende duren voor de lage en hoge herhalingsijden ook kunnen verschillen. Ook zijn er watersystemen waarbij zowel de kortere duren als de langere duren in gelijke mate bijdragen aan de kans op hoge waterstanden en wateroverlast. We beschouwen daarom niet alleen de gebeurtenissen die horen bij één duur, maar de gebeurtenissen van alle duren gezamenlijk.

Als we de selectie voor alle duren uitvoeren en samennemen ontstaan er maximaal 260 (13 duren maal 20 jaarmaxima) gebeurtenissen. Omdat er een (sterke) overlap is tussen de gebeurtenissen is het aantal uiteindelijk te selecteren gebeurtenissen beduidend minder. Een voorbeeld: het hoogste jaarmaximum bij een duur van 30 minuten komt hoogstwaarschijnlijk ook voor in de hoogste 20 jaarmaxima bij een duur van 40 minuten én in de hoogste 20 jaarmaxima bij een duur van 20 minuten. Deze drie jaarmaxima vallen dan allen in één gebeurtenis.

Let wel: ondanks dat het aantal door te rekenen gebeurtenissen groter is dan 20 (de 20 hoogst geselecteerde jaarmaxima voor elke duur) beschrijft de selectie gebeurtenissen strikt genomen enkel de herhalingsijden gebaseerd op 20 gebeurtenissen (oftewel herhalingsijden hoger dan 21,6 jaar). Het aantal gebeurtenissen is enkel groter omdat we gebeurtenissen bij meerdere duren hebben geselecteerd, niet omdat we ook minder extreme gebeurtenissen hebben geselecteerd.



Hoe de gebeurtenissen dienen te worden gebruikt in de analyse van herhalingstijden van hoge waterstanden en wateroverlast voor watersystemen beschrijven we in de volgende paragraaf.

De selectie van gebeurtenissen beschrijven we in deze paragraaf.

### UITWERKING VAN DE SELECTIE

We gebruiken de volgende gegevens van de jaarmaxima van de 13 eerder genoemde duren uit Beersma et al (2018):

- Duur (minuten);
- Stationsnummer (-);
- Neerslagsom (mm);
- Einddatum en -tijd (jj/mm/dd uu:mm).

Daarnaast gebruiken we:

- De volledige samengestelde reeks om de daadwerkelijk door te rekenen gebeurtenissen te bepalen.

Vervolgens:

- Sorteren we voor elke duur de jaarmaxima van hoog naar laag;
- Selecteren voor elke duur de hoogste 20 jaarmaxima (gekenmerkt door einddatum en -tijd én stationsnummer);
- Voegen bij elk jaarmaxima begindatum en -tijd toe;
- Nemen we als basislijst de 20 jaarmaxima van de langste duur (1440 minuten) en:
  1. Toetsen we voor de opeenvolgende kortere duur of er op basis van datum en tijd én stationsnummer jaarmaxima zijn die niet binnen de 20 jaarmaxima van de langere duur vallen. Hierbij gebruiken we een venster van 1 dag vóór de begintijd en ná de eindtijd van de langere duur om meteorologisch gerelateerde gebeurtenissen aan elkaar te koppelen;
  2. Voegen we de jaarmaxima die daar op basis van 1. volledig buiten vallen toe aan de basislijst;
  3. Verlengen we de begin- of eindtijd van een al geselecteerd jaarmaximum als het jaarmaximum met de kortere duur daar op basis van 1. deels buiten valt;
  4. Herhalen we 1 tot 3 voor de daaropvolgende kortere duur tot aan een duur van 10 minuten.

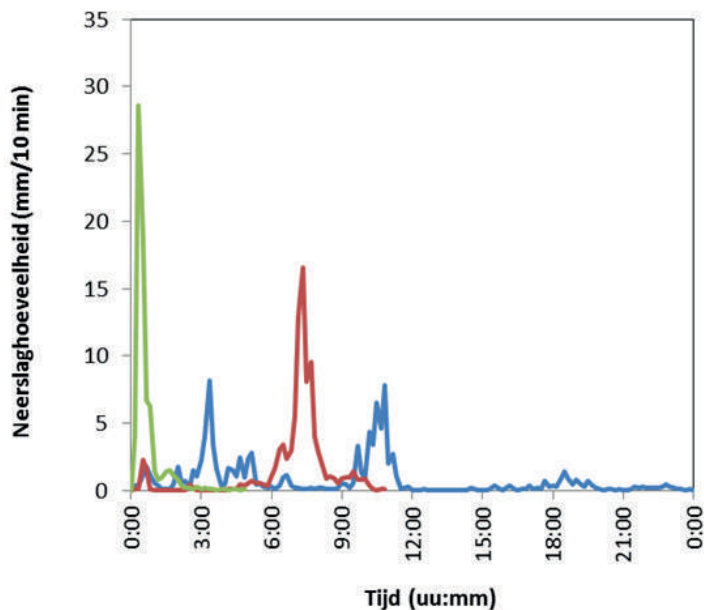
Hieruit ontstaat een lijst met begindata en -tijd én einddata- en tijd met stationsnummer die voor alle duren in ieder geval de hoogste 20 jaarmaxima bevat. De begindata- en tijd en einddata en -tijd beschrijven de definitief te selecteren neerslaggebeurtenissen. Het betreft uiteindelijk 64 gebeurtenissen. De gebeurtenissen kennen verschillende duren, waarbij de kortste duur 10 minuten kan zijn en de langste duur theoretisch langer kan zijn dan 1440 minuten (vanwege punt 3).

- Selecteren we op basis van de lijst met begin- en eindtijdstippen met stationsnummers de gebeurtenissen (neerslagtijdreeksen) uit de samengestelde reeks.

Het resultaat zijn tijdreeksen van neerslagvolumes in tijdstappen van 10-minuten met een variabele lengte.

Een voorbeeld van drie van die gebeurtenissen is weergegeven in onderstaande figuur. In Appendix A zijn de gebeurtenissen en enkele kenmerken van de gebeurtenissen opgenomen.

FIGUUR 2 VOORBEELD GESELECTEERDE NEERSLAGGEBEURTENISSEN



## BEVINDINGEN

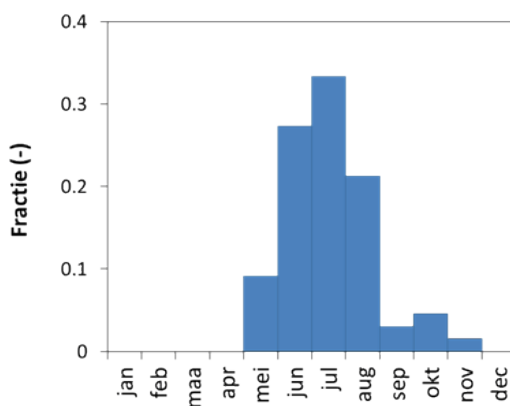
Bij de selectie van gebeurtenissen en de analyse daarvan hebben we de volgende opmerkingen:

- De 3 meest extreme gebeurtenissen voor één van de duren (van 10 minuten tot 1440 minuten) zijn vaak aanwezig in de top 5 van meest extreme gebeurtenissen van de andere duren. Bij de vaker voorkomende gebeurtenissen zijn de gebeurtenissen minder gecorreleerd. Dit geeft aan dat de hoogste extremen bij zowel de korte duren als de lange duren (tot een duur van 1 dag) dezelfde gebeurtenissen zijn. Oftewel: als de neerslag zeer extreem is bij een korte duur is die ook zeer extreem bij een langere duur. De drie extreemste gebeurtenissen beschrijven overigens wat betreft de neerslag de herhalingstijden groter dan 150 jaar.
- Als we bijvoorbeeld de 24-uurs en 12-uurs jaarmaxima analyseren zien we dat bij de hoogste 20 jaarmaxima zeven niet-overlappende gebeurtenissen voorkomen. Dit zijn alle jaarmaxima buiten de top 10. Voor de 13 overlappende jaarmaxima valt binnen alle 24-uurs neerslaggebeurtenissen méér dan 80% van de neerslag binnen 12 uur.
- Dit geeft aan dat in dergelijke extreme situaties de neerslag met name wordt bepaald door het type gebeurtenis waarbij in relatief korte tijd heel veel neerslag valt. Het gaat dus in die situaties niet om gebeurtenissen met een meer uniform karakter.
- We hebben aanvullend getoetst of de 2-daagse neerslagextremen aanvullende neerslaggebeurtenissen opleveren. Hieruit is gebleken dat de 2 daagse neerslagextremen grotendeels worden bepaald door de neerslag van de kortere duren. Er zijn bij de hoogste 20 jaarmaxima maar vier niet-overlappende gebeurtenissen met de 1-daagse neerslagsommen. Voor de 16 overlappende jaarmaxima valt binnen alle 2-daagse neerslaggebeurtenissen méér dan 75% van de neerslag binnen 1 dag en voor 11 van die gebeurtenissen valt 90% van de neerslag binnen 1 dag.
- Dit geeft aan dat óók de extreme 2-daagse neerslaggebeurtenissen gedomineerd worden door gebeurtenissen met relatief veel neerslag in korte tijd.
- Bij de herhalingstijden van circa 100 jaar en kleiner zijn de gebeurtenissen minder ge-

correleerd. Het aantal te selecteren gebeurtenissen wordt daardoor bij de lagere maxima snel groter. We zien nog wel een sterke correlatie binnen de volgende indeling van duren: gebeurtenissen met een lange duur (12-24 uur), middel duur (4-12 uur) en een korte duur (60 minuten en korter).

- De maxima binnen 10-minuten hebben overigens ook een bijzondere positie. Dit is de kleinste tijdstap van de basisgegevens. De maxima in 10 minuten betreffen daarmee zogenaamde blokmaxima. In de afleiding van de extreme-waarden statistiek is daarmee rekening gehouden. De 10-minutenmaxima in de basisgegevens (de samengestelde reeksen) zijn daardoor lager dan op basis van de statistiek mag worden verwacht.
- De reeksen representeren voor die duur niet de werkelijke kans van voorkomen. Voor systemen die gevoelig zijn voor de 10-minutenmaxima zijn de tijdreeksen een onderschatting. Voor die systemen zal de tijdsresolutie nog kleiner moeten zijn, mogelijk zelfs kleiner dan 5 minuten.
- De jaarmaxima met een duur van 10 minuten geven 7 aanvullende kortdurende gebeurtenissen ten opzichte van alle andere duren. De maximale neerslag in die gebeurtenissen is 20,8 mm (in 10 minuten). Overwogen kan worden om deze korte gebeurtenissen niet door te rekenen – als het watersysteem niet gevoelig is voor dergelijke korten duren en die hoeveelheid neerslag kan opvangen zonder wateroverlast tot gevolg.
- In Figuur 3 is de verdeling van het aantal gebeurtenissen per maand weergegeven. Het grootste deel van de gebeurtenissen zijn duidelijk zomergerbeurtenissen.

FIGUUR 3 FRACTIE VAN HET TOTAAL AANTAL GEBEURTENISSEN PER MAAND



### 2.3 KLIMAATSCENARIO'S

De gebeurtenissen zijn ook getransformeerd naar de verschillende klimaatscenario's. In Deelrapport 6 is de transformatie van de referentiereeks 2014 naar het klimaat voor de korte duren én lange duren beschreven. Omdat we hier juist geïnteresseerd zijn in de korte duren transformeren we de reeksen door de uursommen en twee-uursommen aan te passen conform de procentuele veranderingen zoals beschreven in Deelrapport 6. We passen de uursommen en twee-uursommen die in de reeksen van de gebeurtenissen minder vaak voorkomen dan eens per jaar aan. De veranderingsgetallen zijn weergegeven in Tabel 1.

TABEL 1

## VERANDERING VAN DE EXTREME NEERSLAG IN DE KNMI'14 KLIMAATSCENARIO'S

Scenario	Verandering tov 2014 [%]		
	Lower	Center	Upper
2030	3,9	5,8	7,7
2050_GL	3,9	5,8	7,7
2050_GH	4,9	7,4	9,8
2050_WL	10,2	14,9	19,6
2050_WH	11,1	16,2	21,3
2085_GL	6,4	9,6	12,8
2085_GH	7,2	11,2	15,2
2085_WL	20,1	30,6	41,1
2085_WH	20,1	30,6	41,1

# 3

## GEBRUIK GEBEURTENISSEN

De werkwijze voor het gebruik van bovenstaande selectie van gebeurtenissen is als volgt:

- Reken met het model van het watersysteem de neerslaggebeurtenissen door.
- Bepaal voor de gewenste locaties/gridcellen de maxima per gebeurtenis, bijvoorbeeld de waterstand, afvoer, inundatiediepte etc.
- Sorteert per locatie/gridcel de maxima van hoog naar laag
- Bepaal per maximum de plotpositie volgens de gewenste methode, zoals Chegodayev  $(i-0.3)/(n+0.4)$ , Gringorton  $(i-0.44)(n+0.12)$ , of Weibull  $i/(n+1)$ . Met:
  - $i$  = het rangnummer waarbij het hoogste maximum rangnummer 1 en het laagste maximum rangnummer 64
  - $n$  = het aantal jaren, te weten 436.

Deze plotpositie geeft de overschrijdingskans per jaar ( $P$ ). Om die om te rekenen naar overschrijdingsfrequentie ( $F$ ) kan de formule  $F = -\ln(1-P)$  worden gebruikt. De herhalingstijd ( $T$ ) is dan  $T = 1/F$ .

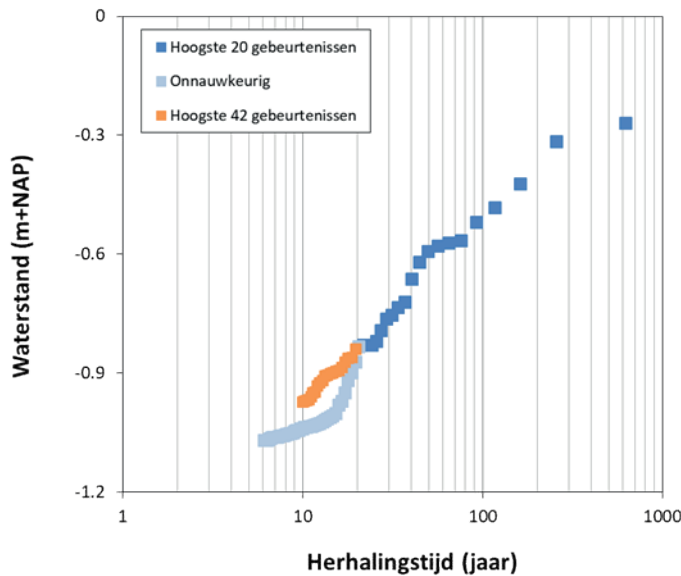
- De plotposities gelden enkel voor de 20 hoogste maxima, daaronder zijn de plotposities onnauwkeurig.
- Vervolgens kan de gebruiker als gewenst een kansverdeling fitten door de hoogste 20 waarnemingen, of direct een waterstand aflezen bij de gewenste herhalingstijd (bijvoorbeeld via interpolatie).

Het resultaat van bovenstaande stappen is geïllustreerd in Figuur 4. In die figuur is ook aangegeven voor welke 20 gebeurtenissen (de donkerblauwe vierkantjes in de figuur) de schatting van de herhalingstijd betrouwbaar is. Van de resultaten daaronder (de lichtblauwe vierkantjes) is de nauwkeurigheid van de plotpositie kleiner.

De nauwkeurigheid van de plotposities is daar kleiner omdat de 64 doorgerekende gebeurtenissen enkel de 20 meest extreme gebeurtenissen voor alle neerslagduren van 10 minuten tot 1440 minuten representeren. De 21ste, 22ste, 23ste etc. gebeurtenis voor die duren is niet expliciet geselecteerd, en dus ook niet doorgerekend. Als de hoge waterstanden worden veroorzaakt door specifieke neerslagduren, bijvoorbeeld een lange neerslagduur van 720 tot 1440 minuten, leveren de andere (kortere) duren lagere waterstanden op dan je zou mogen verwachten als wel de 21ste, 22ste, 23ste etc. gebeurtenis voor die lange duren was doorgerekend. Ter illustratie is met de oranje vierkantjes weergegeven wat de waterstanden zouden zijn als voor elke duur de hoogste 42 gebeurtenissen door worden gerekend (in totaal orde 125 gebeurtenissen). Herhalingstijden zijn dan representatief vanaf een herhalingstijd van 10 jaar. Deze waterstanden vallen hoger uit voor herhalingstijden kleiner dan 20 jaar, bij hogere herhalingstijden zijn ze exact gelijk.

FIGUUR 4

VOORBEELD RESULTAAT VAN DE BEREKENING MET DE GEBEURTENISSEN



Daarnaast merken we hier op dat de neerslaggebeurtenissen zelf geen herhalingstijd kennen. Dit is als volgt te illustreren: als we naar de selectie van gebeurtenissen kijken is bijvoorbeeld de gebeurtenis met de hoogste neerslagsom bij 60 minuten (rangnummer 1 en een herhalingstijd van circa 600 jaar) pas de 3de hoogste gebeurtenis bij 240 minuten (rangnummer 3 en een herhalingstijd van circa 150 jaar). Een ander voorbeeld is de 4-na hoogste neerslagsom bij 1440 minuten (rangnummer 4 en een herhalingstijd van circa 115 jaar), deze komt bij de andere duren niet meer voor in de hoogste 50 neerslagsommen (met dus een herhalingstijd in ieder geval lager dan ongeveer 8 jaar). De herhalingstijd wordt daarom niet op voorhand toegekend aan de neerslag, maar achteraf aan de berekende waterstanden of inundaties.

Naast de selectie van de 20 hoogste neerslagsommen is ook een selectie van de 10 hoogste neerslagsommen uitgevoerd. Hiermee kunnen herhalingstijden van waterstanden en inundaties met een herhalingstijd van 45 jaar en hoger worden bepaald. Deze set kan gebruikt worden als enkel de herhalingstijden rond 100 jaar en minder vaak moeten worden bepaald.

De selectie bestaat uit 27 gebeurtenissen. Dit is een deelverzameling van de bovengenoemde 64 gebeurtenissen. Deze gebeurtenissen zijn opgenomen in Appendix A en op Meteobase.nl.

# 4

## LITERATUUR

STOWA2004: Smits, I., J. Wijngaard, R. Versteeg, & M. Kok, 2004. Statistiek van extreme neerslag in Nederland. STOWA Rapport 2004-26. STOWA, Utrecht.

STOWA2018: Beersma, J., R. Versteeg & H. Hakvoort, 2018. Neerslagstatistieken voor korteduren; Actualisatie 2018. STOWA Rapport 2018-12. STOWA, Amersfoort.

## APPENDIX A

## RESULTERENDE NEERSLAGGEBEURTENISSEN

Enkele kenmerken van de 64 neerslaggebeurtenissen zijn opgenomen in Tabel 1. De tijdreeksen zijn opgenomen op Meteobase.nl.

TABEL 2 KENMERKEN VAN DE GESELECTEERDE NEERSLAGGEBEURTENISSEN

Nummer gebeurtenis (-)	Neerslagsom (mm)	Begintijd	Eindtijd	Station (-)	Duur (min.)
1	133.9	27-07-14 14:30	28-07-14 14:30	275	1440
2	127.9	25-08-10 21:00	26-08-10 21:00	283	1440
3	115.6	01-06-03 20:20	02-06-03 20:20	273	1440
4	108.5	26-08-10 04:00	27-08-10 04:00	290	1440
5	100.2	28-06-11 00:20	29-06-11 00:20	356	1440
6	96.6	27-07-14 12:50	28-07-14 12:50	257	1440
7	91.6	04-10-08 17:30	05-10-08 17:30	235	1440
8	90.1	29-06-05 14:00	30-06-05 17:00	348	1620
9	89.3	24-11-05 19:30	25-11-05 19:30	275	1440
10	84.3	04-07-07 04:30	05-07-07 06:40	348	1570
11	83.7	12-10-13 17:00	13-10-13 17:00	260	1440
12	82.1	03-07-05 15:20	04-07-05 15:20	310	1440
13	81	09-09-13 21:10	10-09-13 21:10	283	1440
14	80.4	09-09-05 20:40	10-09-05 22:10	350	1530
15	78.8	01-06-16 04:00	02-06-16 04:00	391	1440
16	76.4	13-07-11 22:00	14-07-11 22:00	344	1440
17	75.5	30-08-15 14:00	31-08-15 17:40	356	1660
18	75.2	27-07-14 12:20	28-07-14 12:20	240	1440
19	74.3	16-08-10 00:40	17-08-10 00:40	310	1440
20	70.1	13-07-11 20:10	14-07-11 20:10	330	1440
21	69.7	07-10-09 16:20	08-10-09 04:20	377	720
22	66.9	29-07-05 16:50	30-07-05 04:50	391	720
23	66.6	30-05-16 08:00	30-05-16 20:00	275	720
24	64.3	03-08-14 11:50	03-08-14 23:50	380	720
25	63.9	04-07-05 00:00	04-07-05 12:00	323	720
26	63.7	30-05-16 05:20	30-05-16 17:20	375	720
27	62.2	26-05-14 10:50	26-05-14 22:50	279	720
28	60.6	26-06-06 00:30	26-06-06 08:30	235	480
29	59.5	12-07-11 17:40	13-07-11 01:40	260	480
30	57.5	28-07-08 00:40	28-07-08 08:40	350	480
31	54.9	04-08-06 14:30	04-08-06 18:30	283	240
32	54.3	14-06-07 15:50	14-06-07 20:30	279	280
33	51.4	20-08-05 07:20	20-08-05 11:20	310	240
34	51	14-05-09 15:20	14-05-09 19:20	319	240
35	50.9	20-08-05 15:10	20-08-05 19:10	280	240
36	49.6	09-07-07 11:00	09-07-07 14:00	323	180
37	49	21-08-06 15:50	21-08-06 18:50	348	180



Nummer gebeurtenis (-)	Neerslagsom (mm)	Begintijd	Eindtijd	Station (-)	Duur (min.)
38	48.3	02-06-08 21:00	03-06-08 00:10	275	190
39	46.2	19-08-13 11:20	19-08-13 13:20	286	120
40	44.6	28-07-14 07:40	28-07-14 09:40	348	120
41	42.6	08-06-07 15:50	08-06-07 17:20	348	90
42	42.3	03-07-09 14:00	03-07-09 15:30	391	90
43	38.9	28-07-14 10:00	28-07-14 11:30	260	90
44	35.6	10-07-14 15:40	10-07-14 16:40	273	60
45	35.6	23-06-16 01:10	23-06-16 02:10	260	60
46	33.8	15-06-16 10:50	15-06-16 11:40	277	50
47	33.7	23-05-12 16:40	23-05-12 17:30	375	50
48	32.6	16-07-07 18:40	16-07-07 19:20	273	40
49	31.8	19-08-06 16:50	19-08-06 17:30	350	40
50	31.1	28-07-14 14:30	28-07-14 15:00	283	30
51	30.1	10-06-07 19:30	10-06-07 20:00	283	30
52	28.9	28-07-14 01:10	28-07-14 01:40	269	30
53	28.3	21-07-03 15:30	21-07-03 15:50	283	20
54	25.9	22-06-16 23:50	23-06-16 00:10	344	20
55	25.1	11-08-04 06:40	11-08-04 07:00	267	20
56	25.1	28-06-11 18:30	28-06-11 18:50	370	20
57	25.1	26-07-08 18:40	26-07-08 19:00	270	20
58	24.8	30-08-15 22:20	30-08-15 22:40	283	20
59	20.8	10-06-03 15:50	10-06-03 16:00	269	10
60	18.3	20-05-12 18:00	20-05-12 18:10	375	10
61	18	02-06-08 16:50	02-06-08 17:00	319	10
62	17.8	23-08-04 15:30	23-08-04 15:40	240	10
63	17	28-06-11 18:40	28-06-11 18:50	260	10
64	16.9	17-07-04 17:40	17-07-04 17:50	391	10

#### BEPERKTE SELECTIE GEBEURTENISSEN

Naast de selectie van de 20 hoogste neerslagsommen is ook een selectie van de 10 hoogste neerslagsommen uitgevoerd. Hiermee kunnen herhalingstijden van waterstanden en inundaties met een herhalingstijd van 45 jaar en hoger worden bepaald. Deze set kan gebruikt worden als enkel de herhalingstijden rond 100 jaar en minder vaak moeten worden bepaald.

De selectie bestaat uit 27 gebeurtenissen. Dit is een deelverzameling van de bovengenoemde 64 gebeurtenissen. Deze gebeurtenissen zijn opgenomen op Meteobase.nl.

TABEL 3

## KENMERKEN VAN DE GESELECTEERDE NEERSLAGGEBEURTENISSEN

Nummer gebeurtenis (-)	Neerslagsom (mm)	Begintijd	Eindtijd	Station (-)	Duur (min.)
1	133.9	27-07-14 14:30	28-07-14 14:30	275	1440
2	127.9	25-08-10 21:00	26-08-10 21:00	283	1440
3	115.6	01-06-03 20:20	02-06-03 20:20	273	1440
4	108.5	26-08-10 04:00	27-08-10 04:00	290	1440
5	100.2	28-06-11 00:20	29-06-11 00:20	356	1440
6	96.6	27-07-14 12:50	28-07-14 12:50	257	1440
7	91.6	04-10-08 17:30	05-10-08 17:30	235	1440
8	90.1	29-06-05 14:00	30-06-05 17:00	348	1620
9	89.3	24-11-05 19:30	25-11-05 19:30	275	1440
10	83.8	04-07-07 04:30	05-07-07 04:50	348	1460
11	80.4	03-07-05 23:40	04-07-05 11:40	310	720
12	72.5	01-06-16 16:00	02-06-16 04:00	391	720
13	67.5	07-10-09 17:00	08-10-09 01:00	377	480
14	65.3	30-05-16 15:20	30-05-16 19:20	275	240
15	62.8	03-08-14 16:20	03-08-14 20:40	380	260
16	60.5	29-07-05 20:30	30-07-05 00:30	391	240
17	54.2	09-09-05 22:30	10-09-05 00:30	350	120
18	52.2	14-06-07 15:50	14-06-07 18:30	279	160
19	50.6	28-07-08 02:00	28-07-08 04:00	350	120
20	49.9	04-08-06 15:40	04-08-06 17:40	283	120
21	42.6	19-08-13 11:30	19-08-13 12:20	286	50
22	39.4	08-06-07 15:50	08-06-07 16:30	348	40
23	28.5	21-08-06 16:20	21-08-06 16:40	348	20
24	20.8	10-06-03 15:50	10-06-03 16:00	269	10
25	20.2	28-06-11 18:30	28-06-11 18:40	370	10
26	20.2	23-06-16 01:20	23-06-16 01:30	260	10
27	20	30-08-15 22:20	30-08-15 22:30	283	10