



Koninklijk Nederlands
Meteorologisch Instituut
Ministerie van Infrastructuur en Waterstaat

Update van de statistiek van extreme zeewaterstand en wind op basis van meetgegevens en modelsimulaties

C.F. de Valk, H.W. van den Brink

De Bilt, 2023 | Technisch rapport; TR-406

Samenvatting

Voor de beoordeling van de veiligheid van de primaire waterkeringen in Nederland die in 2023 van start gaat levert het programma Beoordelings- en Ontwerp Instrumentarium primaire waterkeringen (BOI 2023) het instrumentarium waarmee waterkeringsbeheerders de primaire waterkeringen kunnen beoordelen of ontwerpen op basis van een realistische overstromingskans. Onderdeel daarvan is de statistiek van de basisstochasten, waaruit de hydraulische belastingen voor beoordeling van de keringen worden afgeleid. Voor de kustwateren betreft dit de zeewaterstand en de wind. Deze statistiek is in 2017 voor het laatst herzien (Chbab en de Waal, 2017), en dit rapport met bijbehorende tabellen presenteert hiervan een update.

Doelen van deze update zijn met name

- door middel van nieuwe databronnen en goed onderbouwde methoden de onzekerheid in de schattingen zo klein mogelijk maken;
- De samenhang tussen statistiek van wind en zeewaterstand, alsmede de ruimtelijke samenhang beter waarborgen.

Op basis van voorafgaand onderzoek zijn in de huidige studie gegevens van met numerieke modellen gesimuleerd weer en waterbeweging gebruikt in combinatie met meetgegevens om de voor de BOI belastingmodellen benodigde statistiek van wind en zeewaterstand op een aantal locaties langs de Nederlandse kust te schatten. Deze omvat

- windrichting-afhankelijke staartverdelingen en terugkeerwaarden van potentiële windsnelheid (een gestandaardiseerde windsnelheid) en hoogwaterstand (de hoogste zeewaterstand bereikt tijdens een hoogwater),
- voorwaardelijke overschrijdingskansen van potentiële windsnelheid en hoogwaterstand gegeven de windrichting in Hoek van Holland,
- de mate van afhankelijkheid tussen potentiële windsnelheid en hoogwaterstand bij verschillende windrichtingen,
- de verdeling van windrichtingen in Hoek van Holland.

Effectief zijn ongeveer 8000 jaar gesimuleerde gegevens beschikbaar, waardoor schattingen van hoge precisie gemaakt kunnen worden. Echter, om systematische fouten in modelsimulaties van de zeewaterstanden te corrigeren zijn ook meetgegevens gebruikt. Bovendien is in de foutenanalyse ook de onzekerheid ten gevolge van mogelijke systematische fouten in modelsimulaties in rekening gebracht.

De statistiek van de potentiële wind is direct afgeleid uit de statistiek van de windschuifspanning geschat op basis van gesimuleerde weergegevens. Dit is op zo'n manier gedaan dat de schuifspanning die de golfgroei aandrijft in de BOI belastingmodellen overeenkomt met de schuifspanning in de schattingen. De in de BOI belastingmodellen gebruikte benaderingen voor de relatie tussen windsnelheid en schuifspanning spelen daarom geen rol meer in de uitkomsten van deze modellen.

De nieuwe schattingen van terugkeerwaarden voor potentiële windsnelheid zijn lager dan die in WBI-2017, met uitzondering van windrichting-afhankelijke terugkeerwaarden voor sommige afluiddige richtingen. De geschatte onzekerheid is ook lager. De ruimtelijke verschillen in terugkeerwaarden zijn klein. Typische waarden zijn

	deze studie	WBI-2017
Hoek van Holland	33.9 (0.8)	34.9 (1.3)
West Terschelling	33.7 (0.8)	35.8 (1.8)

Terugkeerwaarden (met standaardafwijkingen) van de potentiële windsnelheid in m/s (omnidirectioneel) voor een terugkeertijd van 10,000 jaar op twee locaties, geschat in deze studie en uit de WBI-2017 rapportage (Chbab en de Waal, 2017).

Voor de kust ten zuiden van Den Helder zijn de nieuwe schattingen van terugkeerwaarden van de hoogwaterstand lager dan de waarden in WBI-2017, en hebben een kleinere onzekerheid dan de in WBI-2017 veronderstelde onzekerheid. In het noorden zijn de verschillen tussen de nieuwe waarden en de waarden waarmee in WBI-2017 gewerkt is kleiner. Typische waarden zijn

	deze studie	WBI-2017
Hoek van Holland	4.61 (0.17)	5.09 (0.26)
Harlingen	5.09 (0.16)	5.09 (0.19)

Terugkeerwaarden (met standaardafwijkingen) van de zee­water­stand in m (omnidirectioneel) voor een terugkeertijd van 10,000 jaar op twee locaties, geschat in deze studie en op basis van WBI-2017 (Chbab, 2017), beiden voor het referentiejaar 2019.

De afhankelijkheid tussen hoge waarden van windsnelheid en hoogwaterstand is opnieuw bekeken, en nieuwe parameterschattingen zijn bepaald voor de in WBI-2017 en BOI geïmplementeerde formulering van de afhankelijkheid. Echter, deze formulering past niet goed bij de data. Een betere formulering is voorgesteld, met de te gebruiken parameterwaarden.

Om te bepalen wat de gevolgen zijn van de verschillen tussen de nieuwe schattingen gepresenteerd in dit rapport en de waarden gebruikt in WBI-2017 wordt aanbevolen om proefberekeningen met de BOI belastingmodellen te maken, om het gecombineerde effect van wijzigingen in wind- en zee­water­stand­statistiek voor de verschillende kustgebieden inzichtelijk te maken.

Deze studie is uitgevoerd binnen een Maatwerk I&W opdracht onder begeleiding van Marcel Bottema en Robert Slomp (WVL) en in samenwerking met Jacco Groeneweg (Deltares).

Summary

For the assessment of the reliability of the primary flood defences in the Netherlands starting in 2023, the Assessment and Design Instruments for Primary Flood Defences (BOI 2023) program provides the tools that flood protection managers can use to assess or design the primary flood defences, based on a realistic probability of flooding. This includes statistics of the basic load variables, from which the hydraulic loads for reliability assessment are derived. For the coastal waters, this concerns coastal water level and wind. These statistics were last revised in 2017 (Chbab en de Waal, 2017), and this report and the accompanying tables present an update.

The specific aims of this update are

- minimising the uncertainty in estimates by using new data sources and well-founded methods;
- improved consistency between wind and coastal water level statistics, as well as improved spatial consistency.

Based on the results of prior research, the current study combines data from weather and water motion simulated by numerical models with measurement data to estimate the wind and coastal water level statistics required for the BOI load models at a number of sites along the Dutch coast. This includes

- wind direction-dependent tail distributions and return values of potential wind speed (a standardised wind speed) and high-tide water level (the highest water level reached during high tide)
- conditional exceedance probabilities of potential wind speed and high-tide water level given the wind direction at Hoek van Holland;
- the strength of the dependence between potential wind speed and high-tide water level at different wind directions;
- the distribution of wind directions at Hoek van Holland.

Effectively, approximately 8,000 years of simulated data are available, allowing high-precision estimates to be made. In addition, measurement data are used to correct systematic errors in model simulations of coastal water levels. Furthermore, the uncertainty analysis accounts explicitly for uncertainty due to systematic errors in model simulations.

The statistics of the potential wind are derived directly from the statistics of wind shear stress, estimated from simulated shear stress. This is done in such a way that the shear stress driving wave growth in the BOI load models is compatible with the estimates. Therefore, the approximations for wind speed and shear stress used in the BOI load models no longer affect the results of these models.

The new estimates of return values for the potential wind speed are lower than those in WBI-2017, except for wind direction dependent return values for wind from land. The estimated uncertainties are also lower. The spatial differences in return values are small. Typical values are

	present study	WBI-2017
Hoek van Holland	33.9 (0.8)	34.9 (1.3)
West Terschelling	33.7 (0.8)	35.8 (1.8)

Table: return values (with standard deviations) of the potential wind speed in m/s (omnidirectional) for a return period of 10,000 years for two locations: from the present study and from the WBI-2017 report (Chbab en de Waal, 2017).

To the South of Den Helder, the estimates of high-tide water level return values are lower than the values in WBI-2017 and have a lower uncertainty. For the stations around the Wadden Sea in the North, values differ less overall. Typical values are

	present study	WBI-2017
Hoek van Holland	4.61 (0.17)	5.09 (0.26)
Harlingen	5.09 (0.16)	5.09 (0.19)

Table: return values (with standard deviations) of the coastal water level in m (omnidirectional) for a return time of 10,000 years for two locations: from the present study and from WBI-2017 (Chbab, 2017), both for the reference year 2019.

The dependence between high values of wind speed and high-tide water level is reviewed, and new parameter estimates are determined for the dependency formulation implemented in WBI-2017 and BOI. However, this formulation does not fit the data well. A better formulation is proposed, and estimates of the parameter values are provided.

To determine the consequences of the differences between the new estimates presented in this report and the values used in WBI-2017, it is recommended that computations with the BOI load models be made to assess the combined effect of changes in wind and coastal water level statistics for different parts of the coast.

This study is carried out within the Maatwerk I&W programme under supervision of Marcel Bottema and Robert Slomp (WVL) and in co-operation with Jacco Groeneweg (Deltares).

Inhoudsopgave

I	Rapport	11
1	Probleemstelling en doelen	11
2	Gebruikte gegevens en voorbewerking	17
3	Methoden	22
3.1	Schatting van staartverdelingen	22
3.1.1	Schattingsmethoden	22
3.1.2	Windschuifspanning	24
3.1.3	Zeewaterstand	27
3.2	Onzekerheid van de schattingen	30
3.3	Afhankelijkheid tussen windschuifspanning/windsnelheid en zeewaterstand	33
3.4	Conversie van schuifspanning naar potentiële windsnelheid als invoer van de belastingmodellen voor de kustgebieden	35
3.5	Overige nabewerkingen	36
4	Schattingen van de statistiek van potentiële windsnelheid en zeewaterstand	37
4.1	Potentiële windsnelheid	37
4.2	Zeewaterstand	40
5	Tabellen en hun gebruik	47
5.1	Referentiejaar en zeespiegelstijging	47
5.2	Verdeling van de windrichting voor Hoek van Holland	47
5.3	Windrichting-afhankelijke Weibull staartverdelingen en terugkeerwaarden	48
5.4	Voorwaardelijke overschrijdingskansen gegeven de windrichting	50
5.5	Parameters van de afhankelijkheid tussen zeewaterstand en windsnelheid	52
5.6	Reproduceerbaarheid	52
6	Conclusies, aanbevelingen	53
	Referenties	55
II	Appendix	58
A	De toegevoegde waarde van synthetische meteorologische gegevens	60
B	Schattingen van de GW vormparameter van (pseudo) windsnelheid uit SEAS5 en heranalyse-gegevens	68
C	Overwegingen met betrekking tot de staartverdeling van de schuifspanning	71
D	Effect van SEAS5 modelinitialisatie op variabiliteit en onzekerheid	74
E	Alternatieve formulering van de afhankelijkheid tussen zeewaterstand en windsnelheid	80
F	Technische beschrijving van de statistische analyse	81
F.1	Afbakening en notatie	81
F.2	Omnidirectionele staartverdeling en overschrijdingsfrequenties	81
F.3	Richting-afhankelijke staartverdelingen en overschrijdingsfrequenties	83

G	Schatter voor de Gegeneraliseerde Weibull staartverdeling	86
H	Rekenmethode voor uit-integreren van de onzekerheid in schattingen van een staartverdeling	87
I	Residuele trends in de extreme zeewaterstanden	89

Lijst van figuren

- 1 Schattingen van de overschrijdingsfrequenties van de zeewaterstand te Hoek van Holland uit de voor trend gecorrigeerde meetgegevens (zwarte curve) met 95% betrouwbaarheidsintervallen (dikke zwarte lijnen) en de uitgeïntegreerde overschrijdingsfrequenties (zwarte stippellijn), en de schattingen uit de meetgegevens ingewonnen t/m 1955 (cyaan) en na 1955 (oranje) met de bijbehorende datapunten, betrouwbaarheidsintervallen en uitgeïntegreerde overschrijdingsfrequenties in de overeenkomstige kleuren/lijntypen. Staartverdelingen: Gegeneraliseerde Pareto (GP) (boven) en Gegeneraliseerde Weibull (GW) (onder). 12
- 2 Locaties van de getijstations (o), SEAS5 uitvoerpunten (driehoek), en weerstations waar wind gemeten is (vierkant). De nummering verwijst naar de tekst. 19
- 3 Jaargemiddelde hoogwaterstand (punt) en gladde trendlijn (doorgetrokken lijn), samen met trendlijn in jaargemiddelde zeespiegel (gestreept), relatief tot de trendwaarden in 2019, voor zes stations. 21
- 4 Links: schattingen van de extremaalindex voor hoogwaterstand in de maanden dec, jan en feb uit SEAS5/DCSM-v5 data (zwart) en meetgegevens (blauw) van 6 getijstations. De blauwe lijnen zijn gladgestreken schattingen uit de meetgegevens. De fractie van de hoogwaterstanden boven de drempelwaarde (die voor de schatting zijn gebruikt) is op de horizontale as aangegeven. Rechts: schattingen van extremaalindex gedeeld door tijdstap voor windschuifspanning uit SEAS5 data op 6 roosterpunten (zwart) en metingen (blauw) van de windsnelheid op de geassocieerde weerstations in de maanden dec, jan en feb. 23
- 5 Voorwaardelijke kans op een richting-sector (verticaal) gegeven de overschrijding door de windschuifspanning van een niveau aangeduid met de overschrijdingskans ervan (horizontaal), op basis van SEAS5 gegevens voor 52.50 N, 3.50 E, ten NW van Hoek van Holland. Zwart: empirisch. Gekleurd: afgeleid van de geschatte richting-afhankelijke staarten. 24
- 6 Empirische staartverdelingen (o) van de windsnelheid samenvallend met windrichtingen van W tot N ($258.75^\circ - 11.25^\circ$) voor Cadzand (links boven), LEG (rechts boven), IJmuiden (links midden), Texelhors (midden), Vlieland (rechts midden), West Terschelling (links onder) en Huibertgat (rechts onder), met staartverdelingen (-) geschat uit SEAS5 schuifspanning van nabijgelegen uitvoerpunten en getransformeerd naar windsnelheid met Charnock= 0.025. 26
- 7 Schattingen van terugkeerwaarden van de hoogwaterstand per windrichting-sector voor terugkeertijden van 1, 100, 10,000 en 10^7 jaar voor Hoek van Holland (lijnen, punten), en idem maar bepaald op basis van de richtingsafhankelijkheid geschat uit alleen de SEAS5/DCSM-v5 data (gestreepte lijnen). 28
- 8 Schattingen van de GEV vormparameter van de jaarmaxima uit SEAS5 reforecast data (linksboven) en uit RACMO-downscaling van 16 EC-Earth3bis runs (rechtsboven), en hun verschillen (onder). 32
- 9 Links: schattingen van s voor Hoek van Holland/LEG uit meetgegevens en SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer. Rechts: idem voor SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer, met verschillende drempelwaarden; zie tekst. 34

10	Schattingen van omnidirectionele terugkeerwaarden van de potentiële windsnelheid en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar voor zeven locaties: 52.00 N, 2.75 E ("Vlissingen"), 52.50 N, 3.50 E ("Hoek van Holland"), 53.00 N, 3.75 E ("IJmuiden"), 53.50 N, 4.00 E ("Den Helder"), 53.75 N, 4.50 E ("West Terschelling"), 54.00 N, 5.75 E ("Huibertgat"), 54.00 N, 6.50 E ("Delfzijl"). Potentiële windsnelheid is bepaald uit schuifspanning d.m.v. de voor BOI voorziene relaties.	37
11	Schattingen van terugkeerwaarden per windrichting-sector van potentiële windsnelheid en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar voor 52.50 N, 3.50 E ("Hoek van Holland"). Potentiële windsnelheid is bepaald uit schuifspanning d.m.v. de voor BOI voorziene relaties.	39
12	Schattingen van terugkeerwaarden van de hoogwaterstand voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor referentiejaar 2019.	40
13	Schattingen van overschrijdingsfrequenties van de hoogwaterstand (lijn) en empirische frequenties uit meetgegevens (o) voor Vlissingen en Hoek van Holland, IJmuiden, Den Helder, Harlingen en Delfzijl voor het referentiejaar 2019. Met (+) zijn de waarden op basis van WBI-2017 aangegeven.	41
14	Schattingen van overschrijdingsfrequenties van de hoogwaterstand (lijn) en empirische frequenties uit meetgegevens (o) voor Hansweert, OS11, Den Oever, West Terschelling, Lauwersoog en Huibertgat voor het referentiejaar 2019. Met (+) zijn de waarden op basis van WBI-2017 aangegeven.	42
15	Schattingen van terugkeerwaarden per windrichting-sector van hoogwaterstand en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar voor Hoek van Holland voor het referentiejaar 2019.	45
16	Schattingen van terugkeerwaarden per windrichting-sector van hoogwaterstand en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar voor Den Helder en Delfzijl voor het referentiejaar 2019.	46
17	Schattingen van de vormparameter van de GW staartverdeling voor windsnelheid u_{10} (links) en pseudo-windsnelheid (rechts) uit SEAS5 (zwarte lijn) met 95% betrouwbaarheidsintervallen (zwart gestippeld), uit de KNW heranalyse (magenta lijn) en uit de ERA5 heranalyse (blauwe lijn) en hun betrouwbaarheidsintervallen (gestippeld). De horizontale as geeft de voor de schatting gebruikte sample fractie aan (zie tekst).	69
18	Benadering van de relatie tussen geostrofische windsnelheid en schuifspanningssnelheid u_* (links) en windsnelheid u_{10} (rechts) op basis van een Charnock relatie met constante 0.025 met de ruwheidslengte afgetopt bij $u_{10} = 30$ m/s.	72
19	Schattingen van de effectieve weerstandscoëfficiënt C_d als functie van windsnelheid uit SEAS5 data ten NW van Hoek van Holland (links) en ten NW van West Terschelling (rechts).	73
20	Empirische kwantielen van de SEAS5 schuifspanning voor de verschillende kalenderjaren uit SEAS5 voor een roosterpunt ten NW van Hoek van Holland.	74
21	Verhoudingen van empirische kwantielen van SEAS5 schuifspanning per kalenderjaar t.o.v. hun gemiddelde, voor een roosterpunt ten NW van Hoek van Holland (links), en hetzelfde na verwisselen van de kalenderjaren van de individuele SEAS5 runs (rechts).	75

22	Genormaliseerde varianties van jaarlijkse kwantielschattingen voor de oorspronkelijke SEAS5 data van de schuifspanning (blauw doorgetrokken) en na (blauw gestreept) verwisselen van de beginjaren van de runs. Normalisatie houdt in: deling door het kwadraat van de gemiddelde kwantielschatting uit de oorspronkelijke data. In oranje: idem, maar bepaald na schaling van de data van ieder jaar op basis van de jaargemiddelde schuifspanning.	76
23	Schaalfactoren evenredig met de jaargemiddelde schuifspanning voor de oorspronkelijke SEAS5 gegevens (getrokken zwarte lijn) en na verwisseling van de beginjaren van de runs (zwart gestreept). In oranje de Noord-Atlantische oscillatie (NAO) voor dec-jan-feb, geschaald (om qua variantie overeen te stemmen met de schaalfactor) en opgeteld bij 1.	78
24	Parameterschattingen voor een alternatieve formulering van de afhankelijkheid van windsnelheid en hoogwaterstand. Links: schattingen van ρ voor Hoek van Holland/LEG uit meetgegevens en SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer. Rechts: idem voor SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer, met verschillende drempelwaarden; zie tekst.	80
25	Jaarlijkse gemiddelden en 99% kwantielen van de voor trend gecorrigeerde waterstand (links), en jaar als functie van de rangorde van het jaarmaximum van de waterstand (hoogste= 1) (rechts). Boven: Hoek van Holland; onder: Delfzijl.	89

Lijst van tabellen

1	Verhouding van de omnidirectionele terugkeerwaarde van de hoogwaterstand [m] geschat met en zonder gebruik van meetgegevens per station (rijen) en terugkeertijd in jaren (kolommen).	29
2	Referentie-stations gebruikt voor de schattingen uit SEAS5/DCSM-v5 gegevens, voor de correctie van omnidirectionele terugkeerwaarden, en voor de correctie van de richting-afhankelijkheid.	30
3	Terugkeerwaarden (met hun standaardafwijkingen tussen haken) van de potentiële windsnelheid in m/s (omnidirectioneel) voor een terugkeertijd van 10,000 jaar, uit deze studie en uit de WBI-2017 rapportage (Chbab en de Waal, 2017), voor vier locaties.	37
4	Terugkeerwaarden van de potentiële windsnelheid voor Hoek van Holland voor een terugkeertijd van 10,000 jaar uit WBI-2017 (Chbab en de Waal, 2017) en uit deze studie, omnidirectioneel en voor 12 windrichting-sectoren.	40
5	Terugkeerwaarden voor de hoogwaterstand [m] geschat in deze studie en uit WBI-2017 (Chbab, 2017) voor terugkeertijden van 10 tot 10^7 jaar voor het referentiejaar 2019.	44
6	Standaardafwijkingen van de terugkeerwaarden voor de hoogwaterstand [m] geschat in deze studie en uit WBI-2017 (Chbab, 2017) voor terugkeertijden van 10 tot 10^7 jaar (zie ook Tabel 5).	45
7	Kansverdeling van de windrichting te Hoek van Holland over 12 sectoren.	47
8	Kansverdeling van de windrichting te Hoek van Holland over 16 sectoren.	47
9	Gekozen data en instellingen voor de schatting van omnidirectionele staartverdelingen (omni), richting-afhankelijkheid (richting), en bias-correctie van de richting-afhankelijkheid (richting correctie). Voor de zeewaterstand zijn deze alleen toegepast voor de getijstations 1-7 in Sectie 2.	83

Deel I. Rapport

1 Probleemstelling en doelen

Achtergrond

Vanaf 2023 start een nieuwe beoordeling van de veiligheid van de primaire waterkeringen in Nederland. Het programma Beoordelings- en Ontwerp Instrumentarium primaire waterkeringen (BOI 2023) moet het gelijknamige instrumentarium van waterkeringsbeheerders op orde brengen en doorontwikkelen. Met dit instrumentarium kunnen zij primaire waterkeringen beoordelen of ontwerpen op basis van een realistische overstromingskans.

Onderdeel daarvan is de statistiek van de basisstochasten, waaruit de hydraulische belastingen voor beoordeling van de keringen worden afgeleid. Voor de kustwateren betreft dit de zeewaterstand en de wind. Deze statistiek is in 2017 voor het laatst herzien (Chbab en de Waal, 2017). Verbeteringen zijn met name gewenst op de volgende aspecten:

- In de nieuwe systematiek voor de beoordeling van waterkeringen is statistiek nodig voor een breder bereik van terugkeertijden, tot plaatselijk rond 10 miljoen jaar. De onzekerheid in schattingen van terugkeerwaarden van zeewaterstand en windsnelheid voor grote terugkeertijden is zeer groot, omdat deze schattingen zijn bepaald uit relatief korte meetreeksen van orde 40-100 jaar lengte.
- Een betere borging van de samenhang tussen de windstatistiek en de statistiek van de zeewaterstand is gewenst, en daarnaast een betere borging van de ruimtelijke samenhang.

Onzekerheid van schattingen uit meetgegevens

Voor de zeewaterstand ligt de onzekerheid in schattingen van terugkeerwaarden uit uitsluitend meetgegevens in de orde van meters, zoals geïllustreerd in Figuur 1. Deze toont overschrijdingsfrequenties van de zeewaterstand geschat uit de 1% hoogste gemeten en voor trend gecorrigeerde hoogwaterstanden van Hoek van Holland (zwarte curve) met 95% betrouwbaarheidsintervallen (gestreepte lijnen). Boven zien we schattingen op basis van de Gegeneraliseerde Pareto (GP) staartverdeling die eerder ook is toegepast in de Basispeilen studie Dillingh et al (1993); onder zien we schattingen op basis van een ander type staartverdeling, de Gegeneraliseerde Weibull (GW) staart uit de Valk (2016a)¹.

¹ Voor de schatting van de GW staart en de betrouwbaarheidsintervallen zijn dezelfde methoden gebruikt als beschreven in dit rapport; zie Secties 3 en Appendix F. De GP staart is geschat met de (pseudo) maximum likelihood methode; zie de Haan en Ferreira (2006). Voor de betrouwbaarheidsintervallen (Sectie 3.2) zijn de geschatte terugkeerwaarden als log-normaal verdeeld beschouwd, in plaats van als normaal, omdat dit plausibelere intervallen oplevert.

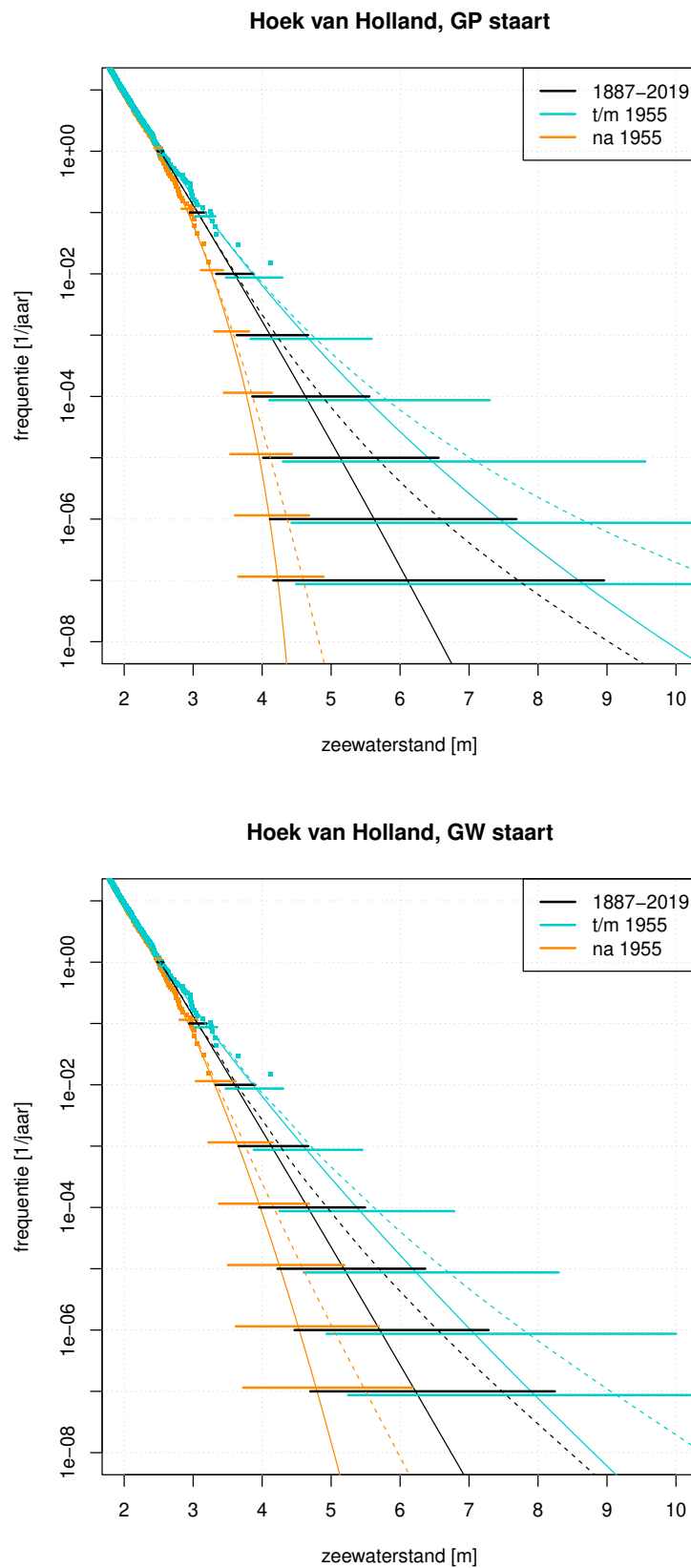


Fig. 1: Schattingen van de overschrijdingsfrequenties van de zeewaterstand te Hoek van Holland uit de voor trend gecorrigeerde meetgegevens (zwarte curve) met 95% betrouwbaarheidsintervallen (dikke zwarte lijnen) en de uitgeïntegreerde overschrijdingsfrequenties (zwarte stippellijn), en de schattingen uit de meetgegevens ingewonnen t/m 1955 (cyaan) en na 1955 (oranje) met de bijbehorende datapunten, betrouwbaarheidsintervallen en uitgeïntegreerde overschrijdingsfrequenties in de overeenkomstige kleuren/lijntypen. Staartverdelingen: Ge-generaliseerde Pareto (GP) (boven) en Gegeneraliseerde Weibull (GW) (onder).

De betrouwbaarheidsintervallen zijn voor grote terugkeertijden zeer breed voor beide staartverdelingen, en voor de GP staartverdeling het breedst: ongeveer 2 m voor een terugkeertijd van 10,000 jaar, en 6 m voor een terugkeertijd van 10 miljoen jaar².

Ook zijn in Figuur 1 de schattingen getoond uit de metingen t/m 1955 (cyaan) en na 1955 (oranje), met de bijbehorende datapunten. Deze schattingen verschillen numeriek en qua impact enorm, maar vallen nog wel binnen de betrouwbaarheidsintervallen van de schattingen bepaald uit de complete dataset, of liggen daar zeer dichtbij. Dit onderstreept dat de grote onzekerheid geïmpliceerd door deze betrouwbaarheidsintervallen volstrekt reëel is³.

Vanaf WBI-2017 wordt de onzekerheid in schattingen van kansverdelingen expliciet in rekening gebracht in de probabilistische faalkansberekeningen d.m.v. het uit-integreren van de onzekerheid, resulterend in een effectieve verhoging van terugkeerwaarden; zie Chbab (2017), p. 102 e.v., Geerse (2015) en Appendix H. Dit leidt in de probabilistische berekeningen tot hogere faalkansen, en daarmee uiteindelijk tot hogere kosten van de kustverdediging. Nauwkeuriger schattingen kunnen daarom kostenreductie mogelijk maken.

Bovendien kunnen we, naarmate de onzekerheid groter is, minder vertrouwen op onze kennis over de onzekerheid: de onzekerheid in een schatting van de staartverdeling is afhankelijk van de werkelijke staartverdeling (zie bijv. de Haan en Ferreira (2006), hoofdstuk 4), maar deze is niet bekend; we hebben alleen de gegevens en de daaruit berekende schatting van de staartverdeling. Het effect hiervan is dat overschatting van een terugkeerwaarde samengaat met overschatting van de onzekerheid, en onderschatting van een terugkeerwaarde samengaat met onderschatting van de onzekerheid; dit is precies het omgekeerde van wat we zouden wensen. Dit effect is duidelijk te zien in de betrouwbaarheidsintervallen van de terugkeerwaarden geschat uit de meetgegevens ingewonnen t/m 1955 (cyaan) en na 1955 (oranje) in Figuur 1, met name voor de GP staart. Voor de schattingen uit de data na 1955 op basis van de GP staart zijn de geschatte betrouwbaarheidsintervallen zelfs veel te smal; de schattingen uit de volledige dataset liggen er ver buiten.

Figuur 1 toont ook de uitgeïntegreerde overschrijdingsfrequenties voor dezelfde tijdreeksen, berekend zoals beschreven in Appendix H. De effectieve verhoging van terugkeerwaarden door uit-integreren van de onzekerheid is veel groter voor de metingen t/m 1955 dan voor de metingen na 1955. Als we alleen de metingen na 1955 zouden hebben (oranje), dan zouden we zelfs na uit-integreren nog steeds veel lager

² De indertijd voor de Basispeilen gebruikte schattingen uit Dillingh et al (1993) hebben nog bredere betrouwbaarheidsintervallen dan die in Figuur 1.

³ Het grote verschil tussen de schattingen van terugkeerwaarden voor de twee tijdvakken zou ook kunnen wijzen op een langzame verandering van het stormklimaat, maar (a) de data geven daarvoor slechts een zwakke indicatie ("niet significant"), want onder de aanname van identieke verdelingen is de standaardafwijking van dit verschil al twee maal zo groot als de standaardafwijking van de schatting uit de complete dataset, (b) het blijkt niet uit de checks in Appendix I, (c) in de data van de getijstations in Noord-Nederland zijn dergelijke verschillen niet te zien, en (d) het verschil is vooral geassocieerd met de schattingen van de vormparameter, terwijl het verwachte effect van een klimaatfluctuatie een verschil in schaal is, zie Appendix D. Bovendien zou dit niets afdoen aan de conclusie dat de onzekerheid groot is: we kunnen namelijk (nog) geen onderscheid maken tussen een trend in de distributiefunctie (die de onzekerheid kan verkleinen) en een toevalsfluctuatie op een tijdschaal van tientallen jaren (die de onzekerheid kan vergroten).

uitkomen dan de schatting uit alle data zonder uit-integreren.

Dit voorbeeld maakt duidelijk dat wanneer de onzekerheden groot zijn, zoals bij de schatting van terugkeerwaarden voor hoge terugkeertijden uit meetgegevens, uit-integreren van de onzekerheid maar in zeer beperkte mate een oplossing kan bieden. Het is daarom van groot belang om voor zover als mogelijk de nauwkeurigheid van de schattingen van de terugkeerwaarden van zeewaterstand en windsnelheid te verbeteren; er is geen alternatief.

Voorafgaand onderzoek en conclusies

In WBI-2017 is voor de zeewaterstand een reductie met een factor 3 op de spreiding toegepast, maar deze pragmatische keuze was nog niet volledig onderbouwd; de terugkeerwaarden zelf waren nog steeds gebaseerd op eerder uitgevoerde analyses van meetgegevens. De nu voorliggende vraag is, kunnen we voor BOI 2023 op basis van goed onderbouwde methoden nieuwe schattingen bepalen die aanzienlijk nauwkeuriger zijn dan de schattingen die uitsluitend op meetgegevens gebaseerd zijn?

Met dit oogmerk heeft KNMI de afgelopen jaren onderzoek gedaan naar het gebruik van gesimuleerde weergegevens en daarvan afgeleide simulaties van waterstanden langs de Nederlandse kust, ter vervanging of aanvulling van de beperkte set van meetgegevens. Een numeriek weersverwachtingsmodel dat vanaf een begintoestand de vergelijkingen oplost die het chaotische gedrag van de atmosfeer benaderen werkt als een random number generator (Zhang et al, 2019). Naarmate de resolutie van het model hoger is en fysische processen nauwkeuriger zijn gerepresenteerd, benaderen deze simulaties steeds beter het werkelijke gedrag van de atmosfeer. Een voordeel van gesimuleerde gegevens is dat de fysische consistentie tussen wind of wind-schuifspanning en waterstand gewaarborgd is, althans voor zover de fysische relaties natuurgetrouw zijn weergegeven in de modellen. De kwaliteit en omvang van weersimulaties nemen gestaag toe; daardoor zijn er nu zeer grote datasets van hoge kwaliteit, mogelijk geschikt voor bepaling van de statistiek van wind, wind-schuifspanning en zeewaterstand (van den Brink, 2018, 2020). Echter, de lat ligt hoog voor de kwaliteit van gesimuleerde gegevens, want systematische fouten in de modellering kunnen de winst in precisie gemakkelijk teniet doen.

Enkele conclusies uit het recent uitgevoerde onderzoek t.a.v. de staartverdelingen geschat uit gesimuleerde gegevens zijn:

- Gesimuleerde gegevens zijn met name van waarde voor de schatting van de vormparameter van de staartverdeling, want dit is de dominante bron van onzekerheid in schattingen van staartverdelingen. Fouten in schaal en niveau zijn nauwkeurig te corrigeren aan de hand van relatief kleine datasets van meetgegevens (de Valk en van den Brink, 2021, 2020). De analyse van bias in gesimuleerde gegevens moet dus met name gericht zijn op de schattingen van de vormparameter uit deze gegevens.
- Windschuifspanning gesimuleerd met voldoende hoge resolutie kan schaalfouten hebben (bijv. door beperkingen aan de resolutie), maar de vormparameter van de staartverdeling van de schuifspanning is gecontroleerd door de fysica,

en nauwelijks door de gehanteerde modelbenaderingen; zie (van den Brink et al, 2022) in Appendix A en daarop aanvullend, Sectie 3.2 en Appendix B in dit rapport. Dit is een belangrijke conclusie: we kunnen de vormparameter van de schuifspanning betrouwbaar schatten uit gesimuleerde gegevens.

- Omdat de systematische fouten in berekeningen van de scheve opzet bij hoge stormopzet vanaf een bepaalde drempel vrijwel lineair met de opzet verlopen (Zijl en Laan, 2021), zou daarom de vormparameter van de waterstand uit gesimuleerde waterstandsgegevens eveneens betrouwbaar moeten zijn. Een vergelijking met schattingen van de vormparameter uit meetgegevens (de Valk en van den Brink, 2021) ondersteunt dit.
- Een aantal klassieke en nieuwe benaderingen voor de staartverdeling zijn getest voor de schatting van terugkeerwaarden over een breed bereik van terugkeertijden. De Gegeneraliseerde Weibull (GW) staart (een andere formulering van de getransleerde Weibull verdeling) blijkt geschikt voor zowel wind als zee-waterstand, en heeft vooral voor wind meerwaarde ten opzichte van andere benaderingen (de Valk en van den Brink, 2021).

Deze studie

Het in dit rapport vastgelegde werk heeft als doel

- het opnieuw schatten van windrichting-afhankelijke statistiek van zeewaterstanden en wind (schuifspanning en snelheid) met gebruik van gesimuleerde gegevens, voor zover nodig gecombineerd met meetgegevens voor de schatting van de schaal- en niveau-parameters,
- de bepaling van de onzekerheden in deze schattingen.

Omdat we modelsimulaties gebruiken om de schattingen van de statistiek van wind en zeewaterstand te verbeteren, moet in de onzekerheidsanalyse ook een onzekerheid ten gevolge van modelbeperkingen zoals resolutie in rekening worden gebracht. Dit is geen statistisch probleem, maar vereist een oordeel op basis van de op dit moment beschikbare kennis.

Een aantal openstaande vragen naar aanleiding van voorafgaand onderzoek zijn geadresseerd in dit rapport, deels in bijlagen. Dit zijn onder meer

- het belang van onzekerheidsreductie (zie boven),
- de onderbouwing van het gebruik van gesimuleerde weergegevens voor het bepalen van de vormparameter van de staartverdeling van de windschuifspanning (Appendix A, Appendix 3.2 en Sectie B),
- aftopping van de ruwheid van het zeeoppervlak bij hoge windsnelheden (Appendix C), en
- statistische afhankelijkheid in de voor deze studie gebruikte gesimuleerde weergegevens, en het effect daarvan op de nauwkeurigheid van schattingen (Appendix D).

Deze studie is uitgevoerd in een Maatwerk I&W opdracht onder begeleiding van Marcel Bottema en Robert Slomp (WVL) en in samenwerking met Jacco Groeneweg (Deltares). We zijn erkentelijk voor de steun vanuit de Servicedesk Data van Rijkswaterstaat en van Sofia Caires (Deltares).

2 Gebruikte gegevens en voorbewerking

De volgende gegevens zijn gebruikt:

- SEAS5 ensemble seizoenvoorspellingen van de windschuifspanning (vector) nabij het zee-oppervlak, 6-uurlijks, afkomstig van ECMWF. De schuifspanning τ is grofweg evenredig aan het kwadraat van de windsnelheid u_{10} op 10 meter hoogte. De windrichting en richting van de schuifspanning zijn vrijwel identiek. De reden om de extreme waarden analyse uit te voeren op data van schuifspanning en niet op data van u_{10} is dat in de BOI modellen uiteindelijk de schuifspanning nodig is om de golfgroei te berekenen. Een directe analyse van gegevens van de windschuifspanning vermijdt de onzekere benaderingen die nodig zijn om windsnelheid naar schuifspanning om te rekenen. Daarnaast is de SEAS5 schuifspanning ook gebruikt om de zeewaterstanden te simuleren. Bovendien is de windsnelheid u_{10} uit SEAS5 slechts een afgeleide uitvoergrootte, die geen rol speelt in het atmosferische model.

Iedere maand vanaf 1981 is een ensemble van 25-50 seizoenverwachtingen gestart; van elke run over 7 maanden is de eerste maand verwijderd om te verzekeren dat de data van verschillende ensemble-leden vrijwel onafhankelijk zijn. Er is wel enige afhankelijkheid ten gevolge van de initialisatie van de seizoenverwachtingen, maar het effect op de nauwkeurigheid van staartschattingen blijkt verwaarloosbaar; zie Appendix D. De SEAS5 data zijn beschreven in [Implementation of Seasonal Forecast SEAS5](#) (ECMWF, 2018a) and [SEAS5 User Guide](#) (ECMWF, 2018b).

Analyses van SEAS5 windschuifspanning zijn gemaakt voor de zeven uitvoerpunten (nummering verwijst naar de driehoeken in Figuur 2)

1. 52.00 N, 2.75 E (ong. NW van Vlissingen, nabij Cadzand)
2. 52.50 N, 3.50 E (ong. NW van Hoek van Holland, nabij LEG)
3. 53.00 N, 3.75 E (ong. NW van IJmuiden)
4. 53.50 N, 4.00 E (ong. NW van Den Helder, nabij Texelhors)
5. 53.75 N, 4.50 E (ong. NW van West Terschelling en Vlieland)
6. 54.00 N, 5.75 E (ong. NW van Huibertgat)
7. 54.00 N, 6.50 E (ong. NW van Delfzijl, nabij Huibertgat)

Deze liggen grofweg 50 km uit de kust om te zorgen dat op het relatief grove rooster van het ECMWF weermodel de omgeving niet deels als land wordt gezien, wat een sterke invloed zou hebben op de schuifspanning.

- Zeewaterstanden gesimuleerd met het WAQUA DCSM-v5 model op basis van de SEAS5 schuifspanning en luchtdruk, verder aangeduid met SEAS5/DCSM-v5 gegevens (van den Brink, 2020). Tijdreeksen met een tijdstap van 10 min zijn uitgevoerd voor de getijstations Vlissingen, OS11, Hoek van Holland, IJmuiden, Den Helder, Den Oever, West Terschelling, Harlingen, Lauwersoog, Huibertgat, Delfzijl; zie Figuur 2.

Hieruit zijn de hoogwaterstanden afgeleid: de hoogwaterstand is de hoogste zeewaterstand bereikt tijdens een hoogwater.

De met een hoogwaterstand geassocieerde SEAS5-windvector is bepaald uit de 6-uurlijkse SEAS5 uitvoer op het dichtstbijzijnde uitvoerpunt door middel van lineaire interpolatie in de tijd van de windvectoren naar het tijdstip van het hoogwater; daaruit is de geassocieerde richting bepaald.

- Uit meetgegevens afgeleide hoogwaterstanden vanaf ongeveer 1880 (Vlissingen, Hoek van Holland, IJmuiden, Delfzijl, Hansweert) vanaf 1922 (West Terschelling), vanaf 1932 (Den Helder en Harlingen), vanaf 1940 (Den Oever), en vanaf ongeveer 1970 (Lauwersoog, Huibertgat); zie Figuur 2.

Deze zijn voor trend gecorrigeerd met behulp van een gladde curve gefit aan de jaargemiddelde hoogwaterstanden. Figuur 3 toont deze jaargemiddelden en de geschatte trendlijn relatief tot de trendwaarde in 2019 voor een zestal stations. Ook is daarin de geschatte trendlijn voor de gemiddelde zeespiegel (relatief tot de waarde in hetzelfde jaar) geplot. De trend is overal stijgend en, met uitzondering van Den Helder, groter dan de zeespiegelstijging. Op de meeste stations lijkt sprake van een versnelde stijging van de jaargemiddelde hoogwaterstand tussen ruwweg 1940 en 1980, die niet te zien is in de zeespiegelstijging. Deze afwijkingen worden grotendeels toegeschreven aan waterbouwkundige ingrepen (Dillingh, 2013). In de trendcorrectie nemen we voor de eenvoud aan dat een verandering in de gemiddelde hoogwaterstand een even groot effect heeft op de extreme hoogwaterstanden. Deze aanname is waarschijnlijk niet helemaal correct, maar lijkt te voldoen; zie Appendix I.

De met een gemeten hoogwaterstand geassocieerde windrichting is bepaald uit het gemiddelde van de windvectoren uit de 3 voorafgaande uurlijkse windmetingen van een nabijgelegen weerstation (zie onder).

- Metingen van de uurgemiddelde wind van de KNMI weerstations (nummering verwijst naar de vierkanten in Figuur 2):
 1. Cadzand (308)
 2. LEG (Lichteiland Goeree, 320)
 3. IJmuiden (225)
 4. Texelhors (229)
 5. Vlieland (242)
 6. West Terschelling (250)
 7. Huibertgat (285).

De meetgegevens van deze stations zijn gebruikt voor validatie van de windstatistiek, alsmede (met uitzondering van West Terschelling) voor de bepaling van de met hoogwaterstanden geassocieerde windrichtingen.

Analyses van de hoogwaterstand uit een combinatie van SEAS5/DCSM-v5 data en meetgegevens zijn gemaakt voor de zeven getijstations (nummering verwijst naar de cirkels in Figuur 2)

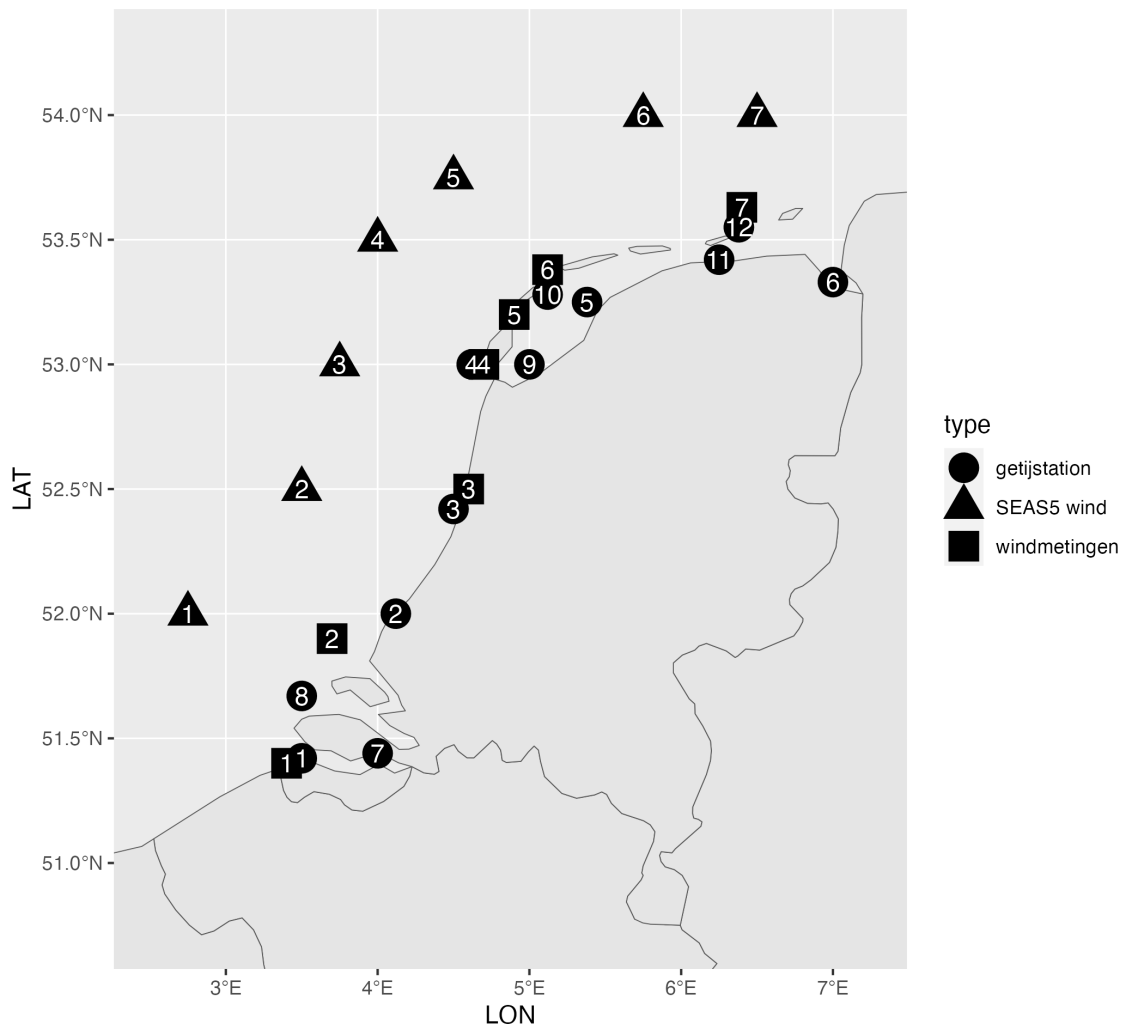


Fig. 2: Locaties van de getijstations (o), SEAS5 uitvoerpunten (driehoek), en weerstations waar wind gemeten is (vierkant). De nummering verwijst naar de tekst.

1. Vlissingen (met windrichtingen van 52.00 N, 2.75 E en Cadzand)
2. Hoek van Holland (met windrichtingen van 52.50 N, 3.50 E en LEG)
3. IJmuiden (met windrichtingen van 53.00 N, 3.75 E en IJmuiden)
4. Den Helder (met windrichtingen van 53.50 N, 4.00 E en Texelhors)
5. Harlingen (met windrichtingen van 53.75 N, 4.50 E en Vlieland)
6. Delfzijl (met windrichtingen van 54.00 N, 6.50 E en Huibertgat)
7. Hansweert (met SEAS5/DCSM-v5 data van Vlissingen en windrichtingen van 52.00 N, 2.75 E en Cadzand).

Voor een vijftal andere getijstations is een afwijkende analysemethode gebruikt, deels gebaseerd op data en schattingen voor bovengenoemde stations. Dit zijn (zie Figuur 2):

8. OS11
9. Den Oever
10. West-Terschelling
11. Lauwersoog
12. Huibertgat.

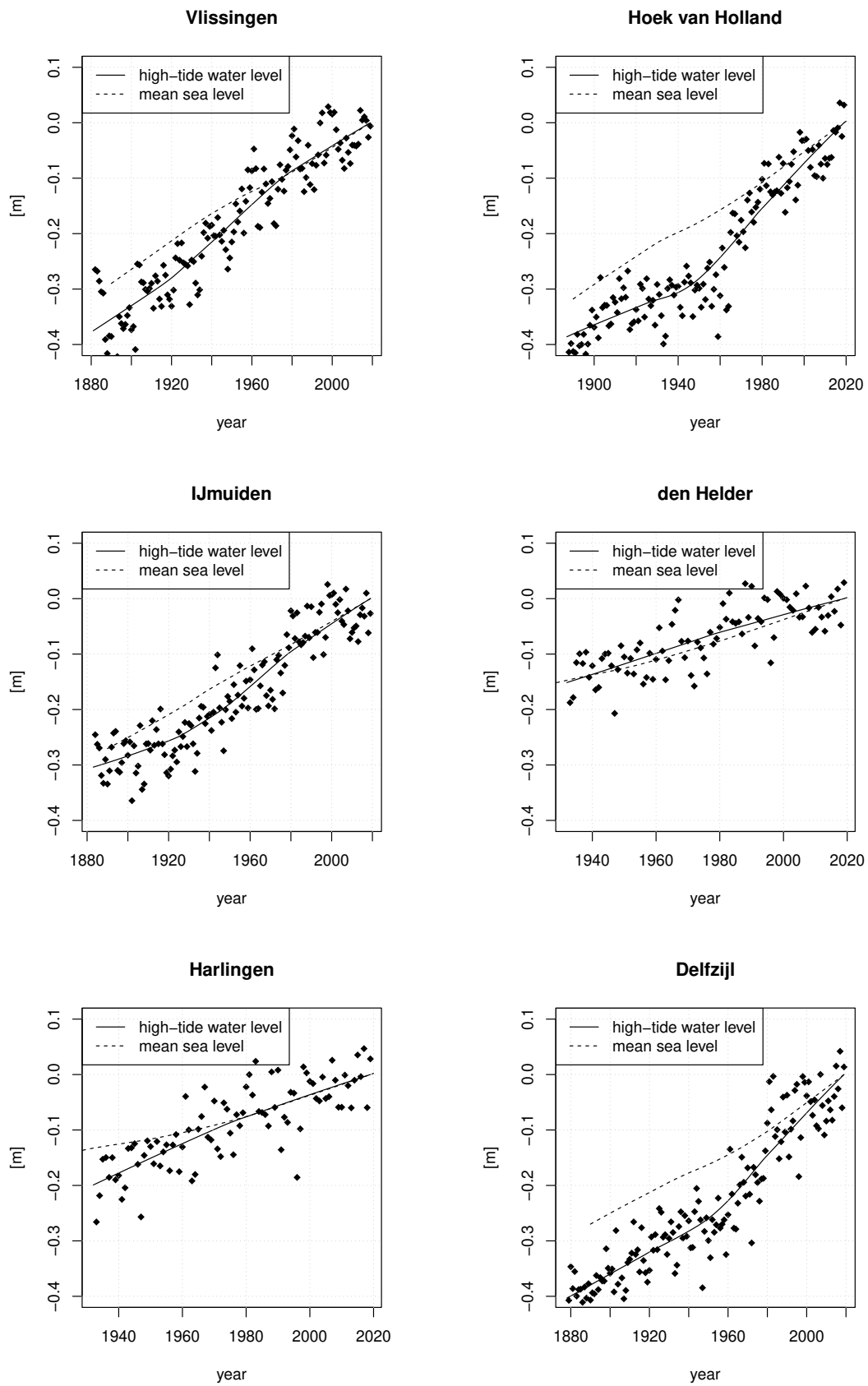


Fig. 3: Jaargemiddelde hoogwaterstand (punt) en gladde trendlijn (doorgetrokken lijn), samen met trendlijn in jaargemiddelde zeespiegel (gestreept), relatief tot de trendwaarden in 2019, voor zes stations.

3 Methoden

3.1 Schatting van staartverdelingen

3.1.1 Schattingsmethoden

Schattingen van staartverdelingen zijn bepaald voor de variabelen windschuifspanning en hoogwaterstand; ook is de afhankelijkheid van de windrichting geschat. Nadere details van de gebruikte methoden zijn te vinden in Appendix F.

Al deze schattingen zijn gebaseerd op de gegeneraliseerde Weibull (GW) staart (de Valk, 2016a), een alternatieve formulering van een 3-parameter Weibull (ge-transleerde Weibull) verdeling⁴; zie Appendix F.2. Deze keuze is gebaseerd op de aanbevelingen in de Valk en van den Brink (2021, 2020), waarin werd gevonden dat vergeleken met een aantal alternatieven de GW staart over een breed bereik van terugkeertijden de meest betrouwbare schattingen geeft van terugkeerwaarden van zowel hoogwaterstand en scheve opzet als windsnelheid.

De in de schatting beschouwde overschrijdingskansen zijn fracties van de tijd. Deze worden vertaald naar overschrijdingsfrequenties in keren per jaar door vermenigvuldiging met α/Δ , met Δ de tijdstap in jaren (bijv. 0.0014 jaar = 12.42 uur voor de hoogwaterstand), en α een schatting van de extremaalindex; zie bijv. de Valk en van den Brink (2020). De extremaalindex kan worden beschouwd als de reciproke van de duur van een cluster van waarden boven een willekeurig hoog niveau, met duur uitgedrukt in tijdstappen. We schatten de extremaalindex met de methode uit Ferro en Segers (2003) uit gegevens voor de maanden dec, jan en feb⁵.

Een schatting wordt bepaald uit alle waarden boven een drempelwaarde. Figuur 4 (links) toont voor een groot aantal drempelwaarden de schattingen van de extremaalindex (en voor de meetgegevens ook gladgestreken schattingen) voor de hoogwaterstanden van de zes getijstations Vlissingen, Hoek van Holland, IJmuiden, Den Helder, Harlingen en Delfzijl. In plaats van de drempelwaarde zelf is op de horizontale as de kans van overschrijden gegeven (de fractie van de data die de drempel overschrijden). We kijken vooral naar het verloop van de schattingen aan de linkerkant van de figuur, die gebaseerd zijn op uitsluitend hoge waterstanden. Voor zowel SEAS5/DCSM-v5 gegevens als meetgegevens blijkt de extremaalindex α van de hoogwaterstand niet ver van 1 te liggen.

Voor windsnelheid en windschuifspanning toont Figuur 4 (rechts) schattingen van α/Δ , de extremaalindex α gedeeld door de tijdstap Δ (de tijdstap is 6 uur voor SEAS5 data en 1 uur voor de meetgegevens). Voor schuifspanning uit SEAS5 tenderen deze naar 0.15-0.20 per uur, in overeenstemming met de tijdstap. Voor metingen van de windsnelheid neigen de schattingen echter naar een hogere waarde; de toename met afnemende fractie boven de drempelwaarde lijkt niet te stoppen. Op basis van deze resultaten is voor α/Δ de waarde van 0.5/uur gekozen, overeen-

⁴ Net zoals de klassieke gegeneraliseerde Pareto (GP) verdeling een limietbenadering geeft voor quotiënten van overschrijdingskansen van twee verschillende niveaus, geeft de GW staart een limietbenadering voor quotiënten van de logaritmen van overschrijdingskansen van twee verschillende niveaus.

⁵ Deze maanden zijn gekozen om bias ten gevolge van seizoensafhankelijkheid zo klein mogelijk te houden.

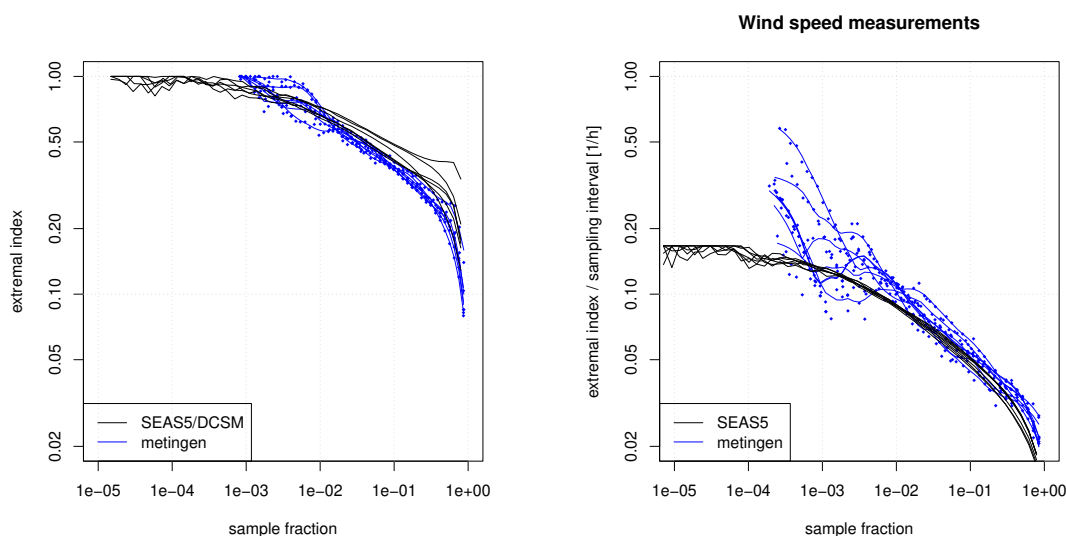


Fig. 4: Links: schattingen van de extremaalindex voor hoogwaterstand in de maanden dec, jan en feb uit SEAS5/DCSM-v5 data (zwart) en meetgegevens (blauw) van 6 getijstations. De blauwe lijnen zijn gladgestreken schattingen uit de meetgegevens. De fractie van de hoogwaterstanden boven de drempelwaarde (die voor de schatting zijn gebruikt) is op de horizontale as aangegeven. Rechts: schattingen van extremaalindex gedeeld door tijdstap voor windschuifspanning uit SEAS5 data op 6 roosterpunten (zwart) en metingen (blauw) van de windsnelheid op de geassocieerde weerstations in de maanden dec, jan en feb.

komend met een gemiddelde duur van 2 uur voor een cluster van hoge waarden. Dit komt in de berekeningen overeen met een extremaalindex van 3 voor de SEAS5 gegevens, waarmee het effect van onder-bemonstering wordt gecorrigeerd. Deze keuze is enigszins onbevredigend; een nauwkeurige schatting van de extremaalindex uit de meetgegevens is niet mogelijk vanwege de beperkte reekslengten. Aan de andere kant zijn de schattingen van terugkeerwaarden niet heel gevoelig voor de exacte waarde van de extremaalindex.

Een aanvullend argument om voor α/Δ de waarde 0.5 te kiezen en niet 1 (gemiddelde duur van een cluster van 1 uur) is dat de windschuifspanning gebruikt wordt om de golfcondities langs de kust te bepalen. Deze reageren met enige vertraging op fluctuaties in de windschuifspanning, waardoor pieken in golfparameters zoals significante golfhoogte en piekperiode een gladder verloop in de tijd hebben dan pieken in de windschuifspanning.

Overigens zou voor kleinere waterlichamen $\alpha/\Delta = 1$ mogelijk wel een passende keuze kunnen zijn; de schattingen van α/Δ van uurlijkse windmetingen in Figuur 4 sluiten dit in elk geval niet uit.

In WBI-2017 is de conditionele 2-parameter Weibull verdeling als standaard gehanteerd. Om hierop aan te sluiten zijn voor de uitlevering van parametrische staartverdelingen de geschatte GW staarten benaderd met conditionele 2-parameter Weibull staarten; zie Sectie 3.5 voor verdere details. We zien de geschatte GW staarten dus niet meer expliciet terug in de resultaten.

3.1.2 Windschuifspanning

Voor de windschuifspanning zijn alle staartverdelingen geschat uit de SEAS5 gegevens van windschuifspanning en vervolgens geschaald om de systematische fout te corrigeren (de schaling wordt verderop besproken). Deze aanpak is gebaseerd op de conclusie uit voorafgaand onderzoek dat de vormparameter van de staartverdeling van de schuifspanning betrouwbaar kan worden geschat uit simulaties met de huidige generatie weermodellen (zie Appendix A, Sectie 3.2 en Appendix B).

Voor de schatting van de omnidirectionele staartverdelingen beschrijft Appendix F.2 de methode in detail.

Voor de bepaling de richtingafhankelijkheid worden eerst de waarden van windschuifspanning omgezet naar exponentieel verdeelde waarden, met behoud van de ordening (dus de op k na grootste schuifspanning wordt vervangen door $\log((n + 1)/(k + 1))$, met n het totaal aantal datapunten). Deze getransformeerde schuifspanning heeft een deterministische verdeling, dus de daaruit geschatte richtingafhankelijke staarten zijn preciezer dan richting-afhankelijke staarten geschat uit de oorspronkelijke data. De richting-afhankelijke staarten van de getransformeerde schuifspanning worden vervolgens naar staarten voor de schuifspanning zelf vertaald met behulp van de omnidirectionele staartverdeling van de schuifspanning.

Appendix F.3 geeft een gedetailleerde beschrijving van de methode.

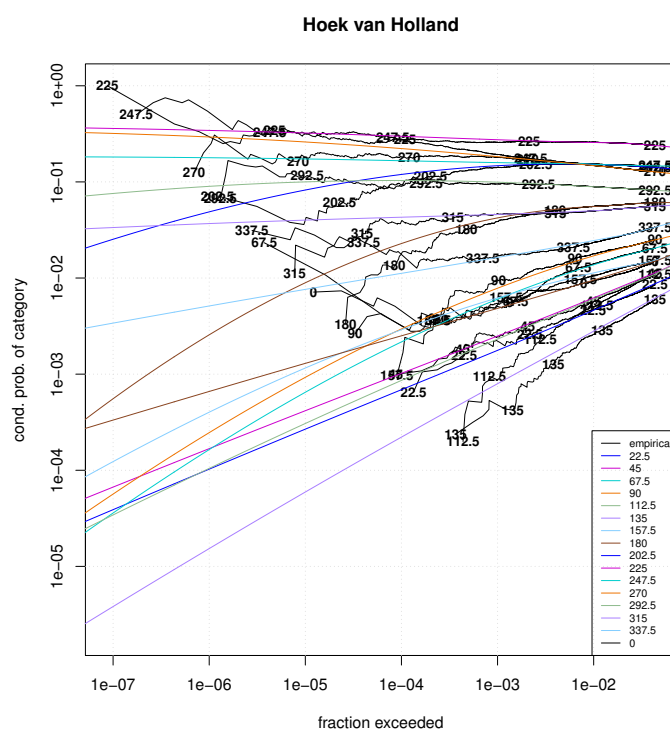


Fig. 5: Voorwaardelijke kans op een richting-sector (verticaal) gegeven de overschrijding door de windschuifspanning van een niveau aangeduid met de overschrijdingskans ervan (horizontaal), op basis van SEAS5 gegevens voor 52.50 N, 3.50 E, ten NW van Hoek van Holland. Zwart: empirisch. Gekleurd: afgeleid van de geschatte richting-afhankelijke staarten.

In Figuur 5 is ter illustratie de geschatte richtingsafhankelijkheid van de wind-

schuifspanning weergegeven in de vorm van de voorwaardelijke kans op een richtingsector gegeven de overschrijding van een niveau. In plaats van het niveau is op de horizontale as de kans (fractie van de tijd) van overschrijden van het niveau aangegeven; dus hoge niveaus komen overeen met kleine kansen links op de as.

Te zien is dat de empirische curven (zwart) goed benaderd worden door de uit de schattingen afgeleide curven (gekleurd). Afwijkingen zijn voornamelijk het gevolg van het fitten van de vorm- en schaalparameters uit data van de verbrede 45° sectoren, waardoor variaties over de richtingen iets worden gedempt (Appendix F.3).

Voor alle staartverdelingen (omnidirectioneel en per richtingsector) is het 98.8 percentiel genomen als ondergrens voor de waarden die voor de schatting zijn gebruikt, op basis van voorafgaand onderzoek (de Valk en van den Brink, 2021, 2020).

Schaling Op basis van eerder onderzoek naar de effecten van modelresolutie en tijdstap op de statistiek van de gesimuleerde scheve opzet in van den Brink (2020) zijn vervolgens **alle terugkeerwaarden van de schuifspanning met 10% verhoogd**. Deze aanpassing zit net boven de voor een aantal kuststations gevonden correcties op de opzet, en we nemen als benadering aan dat deze correctie 1 op 1 vertaald kan worden van opzet naar schuifspanning.

De staartverdelingen van de schuifspanning kunnen niet direct gevalideerd worden. Wel kunnen we de schuifspanning door middel van een benaderingsformule converteren naar windsnelheid u_{10} op 10 m boven het zeeoppervlak, en de staartverdelingen daarvan vergelijken met de empirische verdelingen uit meetgegevens. Deze windsnelheid is bepaald op basis van een logaritmisch windprofiel met ruweheidslengte z_0 , die benaderd is door middel van de Charnock relatie met constante gelijk aan 0.025; dit is een vrij gangbare waarde. De aldus bepaalde staartverdelingen van de windsnelheid geassocieerd met windrichtingen in de sector W tot N zijn vergeleken met staartverdelingen bepaald uit de uurwaarnemingen van de wind van nabijgelegen meetstations; zie Figuur 6. Daarin is de overschrijdingsfrequentie van de op k na hoogste waarneming (cirkel) bepaald als $(k+1)\alpha/T$, met T de lengte van de meetreeks in jaren en $\alpha = 1/2$ de eerder geschatte extremaalindex voor de uurwaarnemingen; zie Sectie 3.1. De terugkeertijd van de windsnelheid is de reciproke van de frequentie.

Overall is met de gekozen Charnock constante de overeenkomst verrassend goed. Dit is niet genoeg om de validiteit van de staartverdelingen van de schuifspanning aan te tonen, maar we kunnen wel stellen dat ze plausibel zijn.

Hadden we een lagere Charnock constante van 0.0185 gekozen (die overeenkomt met de in WBI-2017 gebruikte Wu (1982) benadering), dan zouden we op aanmerkelijk hogere terugkeerwaarden zijn uitgekomen, die sterk verschillen van de empirische waarden. Het feit dat we een relatief hoge Charnock constante (hoge ruweheid van het zeeoppervlak) nodig hebben om de empirische staartverdelingen van de windsnelheid goed te benaderen (ook die van het offshore meetstation LEG) betekent dat binnen het bereik van de metingen de kwantielen van de schuifspanning niet te laag zijn.

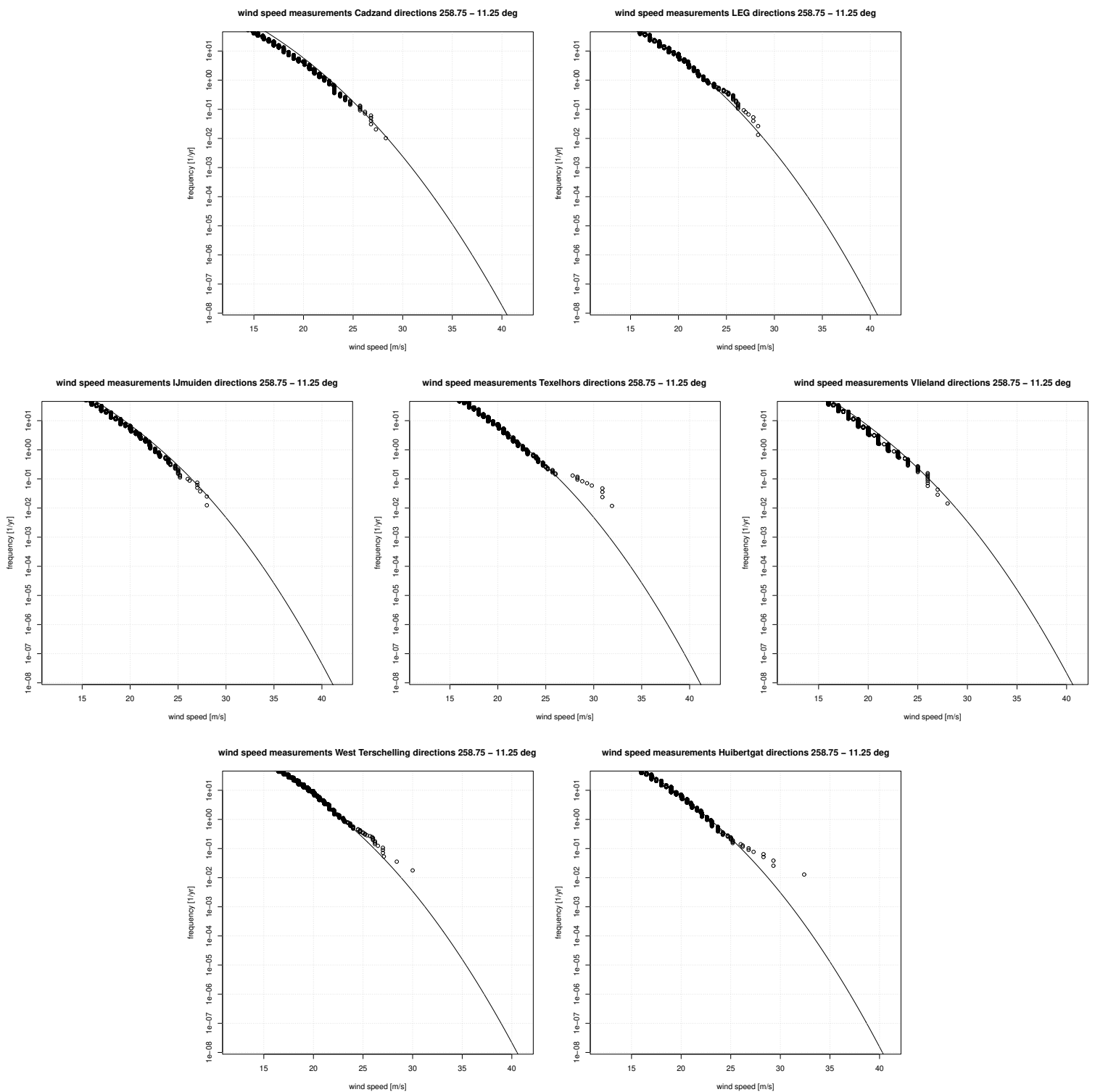


Fig. 6: Empirische staartverdelingen (o) van de windsnelheid samenvallend met windrichtingen van W tot N ($258.75^\circ - 11.25^\circ$) voor Cadzand (links boven), LEG (rechts boven), IJmuiden (links midden), Texelhors (midden), Vlieland (rechts midden), West Terschelling (links onder) en Huibertgat (rechts onder), met staartverdelingen (-) geschat uit SEAS5 schuifspanning van nabijgelegen uitvoerpunten en getransformeerd naar windsnelheid met Charnock = 0.025.

Afwijkingen in het bereik van de hoogste meetwaarden zijn te zien op de sta-

tions Texelhors en Huibertgat. In de beoordeling daarvan moet rekening worden gehouden met afhankelijkheid van opeenvolgende waarnemingen. Met name vallen de uitzonderlijk hoge windsnelheden op station Huibertgat binnen een enkele storm en zijn veel hoger dan de simultane metingen op Vlieland, wat twijfel oproept aan de kwaliteit. Daarnaast moet rekening gehouden worden met de mogelijkheid dat in dit bereik de relatie tussen u_{10} en schuifspanning begint af te wijken van de Charnock relatie (zie ook Appendix C).

De schattingen van terugkeerwaarden hangen mede af van de gekozen extreemaal-index; deze kunnen we echter niet direct valideren, want we hebben deze zowel voor de schattingen als voor de empirische staarten in Figuur 6 gebruikt.

3.1.3 Zeewaterstand

Schattingen gebaseerd op zowel SEAS5/DCSM-v5 data als meetgegevens zijn bepaald voor de stations Vlissingen, Hoek van Holland, IJmuiden, Den Helder, Harlingen, Delfzijl en Hansweert (zie Sectie 2).

Voor de hoogwaterstand op deze stations is vrijwel dezelfde methode gehanteerd als voor de schuifspanning; zie Appendix F. Er is één groot verschil: alle vormparameters van de GW staart zijn geschat uit de SEAS5/DCSM-v5 uitvoergegevens (met het WAQUA DCSM-v5 model aangedreven met de oorspronkelijke, niet-gecorrigeerde schuifspanningen uit SEAS5), en met deze vormparameters zijn vervolgens de GW staarten (dus de schaal- en niveauparameters daarvan) geschat uit de meetgegevens. Deze keuze is gebaseerd op voorafgaand onderzoek:

- De staarten van de hoogwaterstand geschat uit SEAS5/DCSM-v5 data hebben een lokatie-afhankelijke bias (de Valk en van den Brink, 2021).
- Schaal en niveauparameters daarvan zijn nauwkeurig te schatten uit relatief korte tijdreeksen, zoals de beschikbare meetgegevens (tot 140 jaar), maar dit geldt niet voor de vormparameters (de Valk en van den Brink, 2021, 2020).
- De vormparameter van de staartverdeling van de schuifspanning uit SEAS5 is gecontroleerd door de fysica en niet of nauwelijks door de gehanteerde modelbenaderingen, en heeft daarom een kleine systematische fout (van den Brink et al, 2022); zie Appendix A, Sectie 3.2 en Appendix B.
- Systematische fouten in berekeningen van de scheve opzet bij hoge stormopzet zijn vanaf een bepaalde drempel vrijwel lineair in de opzet (Zijl en Laan, 2021).
- De twee bovenstaande conclusies impliceren dat de vormparameter van de waterstand uit SEAS5/DCSM-v5 data eveneens betrouwbaar is. Dit is consistent met de resultaten van een vergelijking met schattingen van de vormparameter uit meetgegevens (de Valk en van den Brink, 2021).

Als drempel is hetzelfde 98.8-percentiel gebruikt als in de analyse van de schuifspanning, maar voor de analyse van de windrichting-afhankelijkheid uit meetgegevens is het lagere 95.2 percentiel gebruikt, omdat voor een aantal windrichtingsectoren het aantal meetwaarden klein is.

Figuur 7 (doorgetrokken lijnen) toont de geschatte terugkeerwaarden van de hoogwaterstand per sector van windrichtingen voor Hoek van Holland; deze zijn zowel bepaald uit meetgegevens als (voor de vormparameters) uit SEAS5/DCSM-v5 data (zie boven).

Overwogen is om de windrichting-afhankelijkheid⁶ net als voor de windschuifspanning volledig uit SEAS5/DCSM-v5 data te schatten (maar wel met dezelfde omnidirectionele staartverdeling bepaald uit zowel SEAS5/DCSM-v5 data als meetgegevens). De hieruit afgeleide schattingen van richting-afhankelijke terugkeerwaarden zijn ook in Figuur 7 getoond (gestreepte lijnen). Met name voor sector N tot ZO zijn de laatstgenoemden lager. Kwalitatief zien we hetzelfde bij alle stations, maar de mate van onderschatting verschilt. Dit wijst op een systematisch te hoge windschuifspanning nabij de kust in SEAS5 bij afluende wind. Dit is plausibel: door de lage resolutie van SEAS5 worden de effecten van de overgang tussen land en zee uitgesmeerd. Daarom is gekozen om correcties van de windrichting-afhankelijkheid op basis van de meetgegevens toe te passen; zie Appendix F.3 voor nadere details.

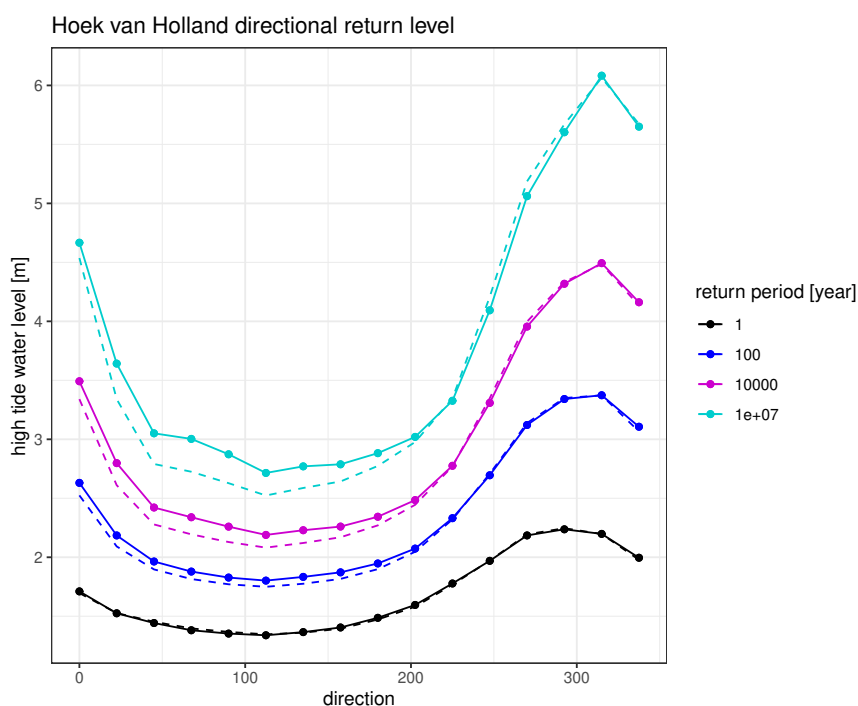


Fig. 7: Schattingen van terugkeerwaarden van de hoogwaterstand per windrichting-sector voor terugkeertijden van 1, 100, 10, 000 en 10^7 jaar voor Hoek van Holland (lijnen, punten), en idem maar bepaald op basis van de richtingsafhankelijkheid geschat uit alleen de SEAS5/DCSM-v5 data (gestreepte lijnen).

Tabel 1 toont de verhoudingen van de omnidirectionele terugkeerwaarden geschat

⁶ Dat wil zeggen, de voorwaardelijke kans op een windrichting gegeven een drempeloverschrijding van de hoogwaterstand, zoals getoond in bijv. Figuur 5.

met en zonder gebruik van meetgegevens. Voor alle stations behalve Vlissingen komen met meetgegevens de schattingen hoger uit, dus de schattingen uit alleen de SEAS5/DCSM-v5 gegevens geven hier een onderschatting. In de Westerschelde zijn weinig DCSM-v5 uitvoerpunten, en de gradiënten in kwantielen van de hoogwaterstand zijn aanzienlijk; dit verklaart de afwijkende waarden voor Vlissingen. Langs de westkust nemen de verhoudingen toe, maar ze zijn vrijwel hetzelfde voor de drie stations aan de Waddenzee.

	10^7	10^6	10^5	10^4	1000	100	10
Vlissingen	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92
Hoek van Holland	1.1	1.1	1.09	1.09	1.08	1.08	1.07
IJmuiden	1.12	1.11	1.11	1.11	1.1	1.09	1.08
den Helder	1.15	1.14	1.13	1.12	1.1	1.08	1.06
Harlingen	1.14	1.13	1.13	1.12	1.11	1.09	1.08
Delfzijl	1.15	1.15	1.13	1.12	1.1	1.08	1.05

Tab. 1: Verhouding van de omnidirectionele terugkeerwaarde van de hoogwaterstand [m] geschat met en zonder gebruik van meetgegevens per station (rijen) en terugkeertijd in jaren (kolommen).

Voor Hansweert zijn geen SEAS5/DCSM-v5 data beschikbaar. Daarom zijn de schattingen voor dit station bepaald uit de (voor trend gecorrigeerde) meetgegevens op dezelfde wijze als voor Vlissingen, ..., Delfzijl, maar met vormparameters geschat uit de SEAS5/DCSM-v5 gegevens van Vlissingen.

De overige getijstations waarvoor staartverdelingen van de hoogwaterstand nodig zijn in de BOI belastingmodellen zijn OS-11 (Oosterschelde buiten de kering), Den Oever, West Terschelling, Lauwersoog en Huibertgat (zie Sectie 2).

Voor OS-11 (Oosterschelde buiten de kering), Den Oever, West Terschelling, Lauwersoog en Huibertgat waren aanvankelijk geen meetreeksen van de hoogwaterstanden beschikbaar. Daarom zijn voor deze locaties de omnidirectionele terugkeerwaarden geschat uit de SEAS5/DCSM-v5 gegevens, en vervolgens gecorrigeerd met factoren afgeleid uit de verhoudingen van omnidirectionele terugkeerwaarden met en zonder meetgegevens voor een naburig referentiestation afgeleid uit Tabel 1.

Voor de richtingsafhankelijkheid zijn de geschatte verhoudingen van de richtingsafhankelijke overschrijdingsfrequenties uit meetgegevens en de richtingsafhankelijke overschrijdingsfrequenties uit SEAS5/DCSM-v5 data van een naburig referentiestation gebruikt.

Tabel 2 geeft een overzicht van de stations die zijn gebruikt voor de schattingen uit SEAS5/DCSM-v5 gegevens, voor de correctie van omnidirectionele terugkeerwaarden, en voor de correctie van de richting-afhankelijkheid.

Uiteindelijk is een vergelijking gemaakt van terugkeerwaarden voor relatief lage terugkeertijden met die in meetgegevens en Chbab (2017), en zijn voor sommige stations kleine aanpassingen gemaakt door het optellen van een stations-afhankelijke constante; dit is feitelijk een correctie voor afwijkingen in het getij tussen model en meetgegevens. Deze correcties zijn: den Oever +0.1 m, West Terschelling + 0.05 m en Lauwersoog + 0.2 m.

station	SEAS5/DCSM-v5 data	correctie omni	correctie richtingsafh.
OS11	OS11	Hoek van Holland	Vlissingen
den Oever	den Oever	den Helder	den Helder
West Terschelling	West Terschelling	Harlingen	Harlingen
Lauwersoog	Lauwersoog	Harlingen	Harlingen
Huibertgat	Huibertgat	Harlingen	Harlingen

Tab. 2: Referentie-stations gebruikt voor de schattingen uit SEAS5/DCSM-v5 gegevens, voor de correctie van omnidirectionele terugkeerwaarden, en voor de correctie van de richting-afhankelijkheid.

Voor OS-11 zijn voor correctie van de omnidirectionele terugkeerwaarden de factoren voor Hoek van Holland uit Tabel 1 gebruikt, maar met een 2% reductie om de afname van deze factoren langs de westkust naar het zuiden toe in rekening te brengen. Deze zijn representatief voor de situatie met gesloten kering, wat bij zeer hoge zeewaterstanden normaal gesproken het geval is. Voor de correctie van richtingsafhankelijkheid is Vlissingen gebruikt, omdat deze correcties met name betrekking hebben op afluiddige windrichtingen waarbij de kering vaak nog open zal staan.

De correcties van de richting-afhankelijkheid afgeleid van de schattingen voor den Helder en Harlingen zijn vrijwel identiek, en de richting-afhankelijkheid voor Delfzijl wijkt af vanwege de ligging in het Eems-Dollard estuarium, dus zijn voor de Waddenzee den Helder en Harlingen gekozen als referentiestations.

Nadat de meetgegevens van de hoogwaterstanden voor deze stations beschikbaar kwamen, konden de schattingen van terugkeerwaarden voor OS-11, Den Oever, West Terschelling, Lauwersoog en Huibertgat gevalideerd worden (zie Figuur 14 in Sectie 4.2), en is besloten deze te handhaven.

3.2 Onzekerheid van de schattingen

De precisie van de geschatte terugkeerwaarden voor de terugkeertijden $10, \dots, 10^7$ jaar is bepaald door middel van een bootstrap methode; zie bijv. Litvinova en Silvapulle (2020, 2018) en de Haan en Zhou (2022) voor het gebruik daarvan in extreme waarden analyse. Meer in het bijzonder hebben wij de block bootstrap methode (Künsch, 1989) toegepast, die toepasbaar is in geval van seriëel afhankelijke tijdreeksen.

In de block bootstrap worden de tijdreeksen opgedeeld in blokken langer dan de typische decorrelatie-tijd, en nieuwe synthetische tijdreeksen van dezelfde lengte als de oorspronkelijke reeks worden geconstrueerd door willekeurig blokken te trekken met teruglegging, en deze achter elkaar te plaatsen. In een synthetische tijdreeks kan een blok dus meerdere malen voorkomen, of geheel ontbreken. Hierdoor ontstaat variatie binnen het ensemble van synthetische tijdreeksen, die in belangrijke opzichten de statistische onzekerheid van de oorspronkelijke tijdreeks benadert. Op elk van de synthetische tijdreeksen kan de volledige statistische analyse worden uitgevoerd, en de onzekerheid in de schattingen (bijvoorbeeld de standaardafwijking van de schatting van een terugkeerwaarde) kan direct uit het ensemble van uitkomsten worden bepaald.

Een sterk punt van deze methode is dat vrijwel geen aannamen vereist zijn, en dat het gemakkelijk toegepast kan worden op complexe schattingsmethoden. Met

name seriële afhankelijkheid in de data is geen enkel probleem.

Voor de meetgegevens (in de analyse van hoogwaterstand; zie Sectie 3.1.3) zijn blokken van 1 jaar genomen om de seizoensafhankelijkheid in de data te behouden. Voor de SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer zijn blokken van 6 maanden (de laatste 6 maanden van iedere forecast run van 7 maanden) genomen. Het laatste geeft door seizoensafhankelijkheid in principe een te grote spreiding (er kunnen te veel of te weinig wintermaanden in de her-bemonsterde dataset zitten), maar dit effect blijkt verwaarloosbaar klein, vanwege de grote omvang van de datasets.

Het aantal synthetische tijdreeksen in de bootstrap is 100; dit is voldoende voor een goede schatting van de standaardafwijking.

Doordat alle 25-50 SEAS5 runs gestart in dezelfde maand van hetzelfde jaar geïnitieerd zijn op basis van dezelfde analyse, is er een zekere mate van afhankelijkheid tussen deze runs. Deze afhankelijkheid is in detail onderzocht, en blijkt een verwaarloosbaar effect op de precisie van de staartschattingen te hebben; zie Appendix D. De bevindingen impliceren ook dat de in deze studie genegeerde invloed van langjarige fluctuaties in stormklimaat, zoals de Noord Atlantische Oscillatie (NAO), waarschijnlijk bescheiden is.

Voor de getijstations OS-11, Den Oever, West Terschelling, Lauwersoog en Huijbertgat (waarvoor de schattingen niet zijn bepaald uit lokale meetgegevens) is de onzekerheid vastgesteld door het bootstrap ensemble te gebruiken van het referentiestation gebruikt voor de correctie van de omnidirectionele staartverdelingen uit SEAS5/DCSM-v5; bootstrap terugkeerwaarden zijn vertaald door middel van dezelfde transformatie die de terugkeerwaarden zelf vertaalt. Onzekerheid ten gevolge van fouten in deze vertaling is dus niet expliciet meegenomen.

De model-gerelateerde onzekerheid Naast "toevalsfouten" is in de nauwkeurigheidschatting ook een model-gerelateerde onzekerheid meegenomen: deze betreft onbekende systematische fouten in de uit gesimuleerde gegevens van windschuifspanning en waterstand geschatte staartverdelingen die het gevolg zijn van beperkingen van de gebruikte modellen, zoals resolutie en vereenvoudigingen van fysische processen (voor bekende bias wordt immers gecorrigeerd).

De model-gerelateerde onzekerheid in de GW staartverdeling wordt weergegeven als een normaal verdeelde verstoring op de vormparameter. De reden voor deze keuze is dat fouten in schattingen van terugkeerwaarden voor grote terugkeertijden voornamelijk bepaald worden door fouten in de vormparameter (dit geldt overigens zowel voor de toevalsfout als voor bias). Bovendien kunnen model-gerelateerde fouten in schaal en niveau relatief eenvoudig worden gecorrigeerd aan de hand van meetgegevens, maar dit geldt niet voor de vormparameter.

In Appendices A en B is onderbouwd dat de vormparameter van een staartverdeling⁷ van de schuifspanning betrouwbaar kan worden bepaald uit simulaties met de huidige generatie weermodellen. Het gaat echter te ver om te claimen dat vormparameterschattingen uit simulaties geen systematische fout hebben; we hebben daarom geprobeerd een reële inschatting te maken van de orde van grootte van deze fout en

⁷ Dit kan de vormparameter van een GW staart zijn, maar ook van een GP staart of de daarmee overeenkomende GEV verdeling van blok-maxima; zie bijv. Sectie 5.2 in de Valk en van den Brink (2021).

hebben deze meegenomen in de onzekerheidsanalyse.

Voor de windschuifspanning uit SEAS5 nemen we voor de vormparameter van de omnidirectionele GW staart aan dat deze normaal verdeeld is met standaardafwijking 0.1 (waarde waarschijnlijk binnen ± 0.1 , zeer waarschijnlijk binnen ± 0.2). Deze waarde is een ruwe schatting, gebaseerd op een vergelijking van schattingen van de vormparameter van de Generalized Extreme Value (GEV) verdeling gefit aan jaarmaxima uit SEAS5 reforecast data en uit data verkregen door downscaling met RACMO van 16 EC-Earth3bis runs (1950-2014) voor hetzelfde gebied rond Nederland (van den Brink, 2020). De relaties tussen windsnelheid u_{10} en schuifspanning in deze modellen verschillen aanzienlijk.

Figuur 8 toont de GEV vormparameter-schattingen en hun verschillen boven zee. Het gemiddelde verschil tussen beide modellen in de zuidelijke en centrale Noordzee is 0.026, waaruit we de standaardafwijking zuiver schatten als $\sqrt{0.013^2 \times 2} = 0.018$. Omrekening volgens vgl. (2) in de Valk en van den Brink (2021) geeft 0.12 (afgerond 0.1) voor de standaardafwijking van de GW vormparameter.

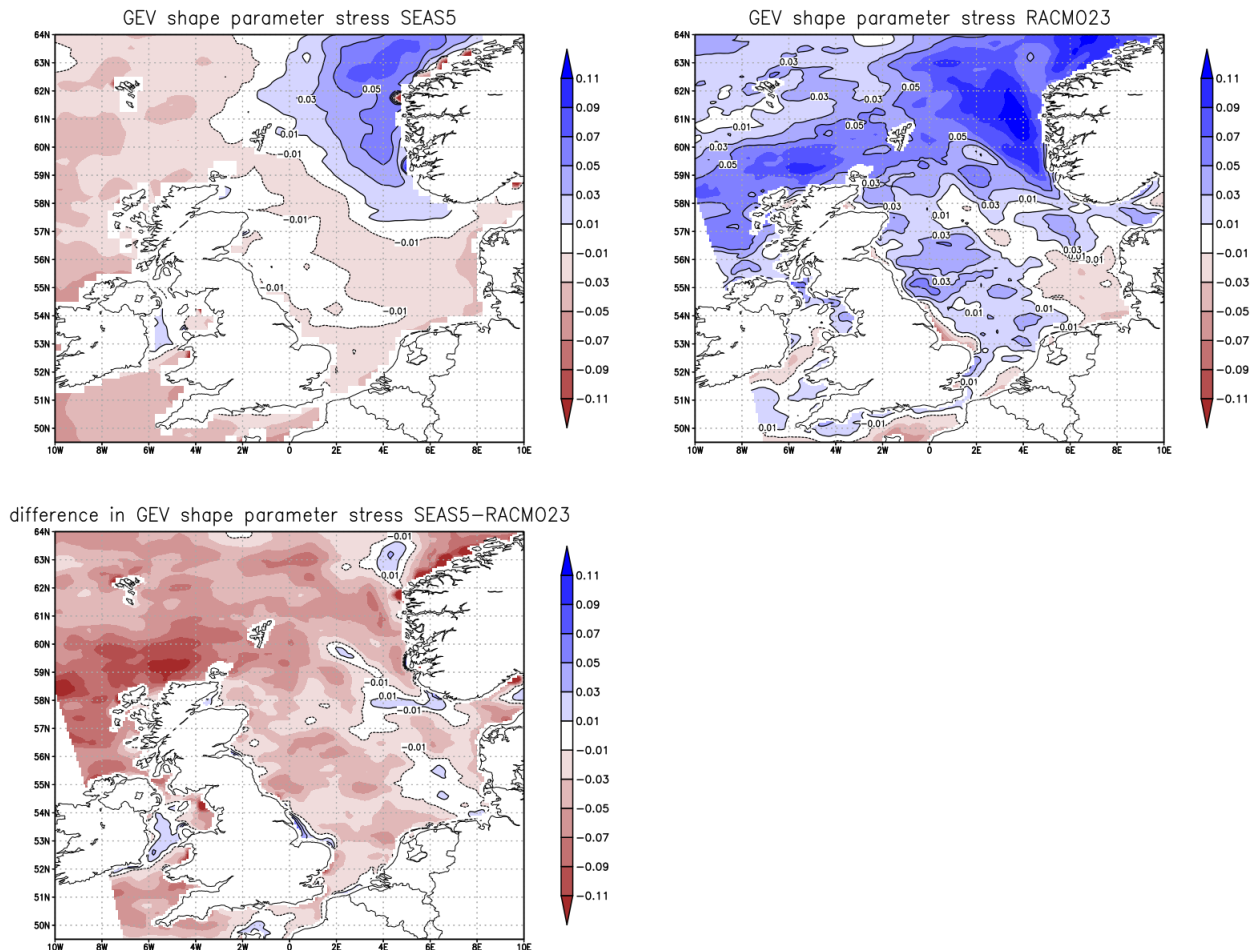


Fig. 8: Schattingen van de GEV vormparameter van de jaarmaxima uit SEAS5 reforecast data (linksboven) en uit RACMO-downscaling van 16 EC-Earth3bis runs (rechtsboven), en hun verschillen (onder).

Voor de hoogwaterstand nemen we als ruwe vereenvoudiging aan dat de GW vormparameter van de schuifspanning 1:1 vertaald kan worden naar de GW vormparameter van de hoogwaterstand, waarmee we ook voor deze laatste grootheid uitkomen op een model-gerelateerde onzekerheid in de GW vormparameter die normaal verdeeld is met standaardafwijking gelijk aan 0.1. Dit is geldig voor zover als de model-gerelateerde onzekerheid in de hoogwaterstand het gevolg is van de model-gerelateerde onzekerheid in de schuifspanning. Uit validatiestudies van de waterstandsberendingen met de huidige waterbewegingsmodellen (Zijl en Laan, 2021) blijkt dat boven een bepaalde drempelwaarde de modelbias in de scheve opzet lineair verloopt als functie van de scheve opzet. Deze fout corrigeren we echter al door de schaal en niveauparameters van de staartverdeling direct uit de meetgegevens te schatten (zie Sectie 3.1.3).

Met deze ruwe inschattingen van de model-gerelateerde onzekerheid blijven we hoogstwaarschijnlijk aan de voorzichtige kant: de GW-vormparameter van de SEAS5 windschuifspanning is hoger dan die uit de RACMO runs, en voor de hoogwaterstand is de drempel voor de schatting van de staartverdeling vrij laag gekozen, wat in een relatief hoge vormparameter (en dus hoge terugkeerwaarden) resulteert.

Voor de vormparameters van richting-afhankelijke staartverdelingen van getransformeerde⁸ schuifspanning of hoogwaterstand (met exponentiële omnidirectionele verdeling) is dezelfde fout (standaardafwijking van 0.1) aangehouden. Dit is aan de voorzichtige kant, omdat deze staartverdelingen in hoge mate zijn bepaald door de veronderstelde omnidirectionele verdeling.

De model-gerelateerde onzekerheid is als een random verstoring op de vormparameterschattingen in de bootstrap procedure opgenomen. De geschatte standaardafwijkingen van terugkeerwaarden representeren daarom zowel de toevalsfout als de model-gerelateerde onzekerheid.

3.3 Afhangelijkheid tussen windschuifspanning/windsnelheid en zeewaterstand

Voor de weergave van de statistische afhangelijkheid tussen windsnelheid en hoogwaterstand in de kustwateren worden in de WBI-2017 belastingmodellen (die waarschijnlijk ook in BOI zullen worden opgenomen) eerst beide variabelen getransformeerd naar variabelen met een standaard exponentiële distributie (de gestandaardiseerde variabelen). In de belastingmodellen is het verschil van deze gestandaardiseerde variabelen een normale verdeling met gemiddelde 0 en standaardafwijking s (aangeduid met s -waarde). Dit is uiteraard een benadering; verondersteld wordt dat de voorwaardelijke verdeling van dit verschil, gegeven dat de som van de gestandaardiseerde variabelen boven een hoge drempel uitkomt, naar deze normale verdeling convergeert wanneer de drempel naar oneindig gaat.

Om s te schatten moeten we dus eerst de data van windschuifspanning en hoogwaterstand transformeren naar waarden van de gestandaardiseerde variabelen. Dit doen we het gemakkelijkst en betrouwbaarst op een parameter vrije manier, op basis van de rangorde van de waarden van elke variabele (zoals in vgl. (13)). De parameter s wordt dan geschat als de standaardafwijking van de verschillen van de

⁸ Zie Sectie 3.1.2 en Appendix F.3.

gestandaardiseerde waarden, berekend over alle datapunten waarvoor de som van de gestandaardiseerde waarden boven een bepaalde drempel ligt. De waarden van s zijn geschat voor 22.5° sectoren van de windrichting.

In de analyse zijn eerst schattingen van s uit meetgegevens en SEAS5/DCSM-v5 gegevens vergeleken. Figuur 9 (links) toont als voorbeeld de schattingen voor Hoek van Holland (voor de hoogwaterstand), met windmetingen van LEG en SEAS5 windschuifspanning van een punt ten NW van Hoek van Holland (zie Figuur 2) bij een drempelwaarde die 5% van de tijd wordt overschreden. De schattingen van meetgegevens en SEAS5/DCSM-v5 gegevens zijn vrijwel identiek; dit is ook het geval voor de andere locaties. Daarom is verder uitsluitend met de SEAS5/DCSM-v5 data gewerkt.

De schattingen voor de verschillende richting-sectoren moeten naar een limietwaarde tenderen als de drempel toeneemt, wat kan worden geverifieerd aan de hand van de omvangrijke set van SEAS5/DCSM-v5 gegevens. Figuur 9 (rechts) toont schattingen op basis van de hoogste 5%, 1%, en de hoogste 1000 en 100 waarden van de som van de gestandaardiseerde variabelen. De verschillen zijn groot, dus de aanname van convergentie naar een limietverdeling lijkt niet op te gaan⁹.

Dit wijst erop dat de nu in WBI-2017 gebruikte formulering van de afhankelijkheid tussen windsnelheid en hoogwaterstand niet adequaat is.

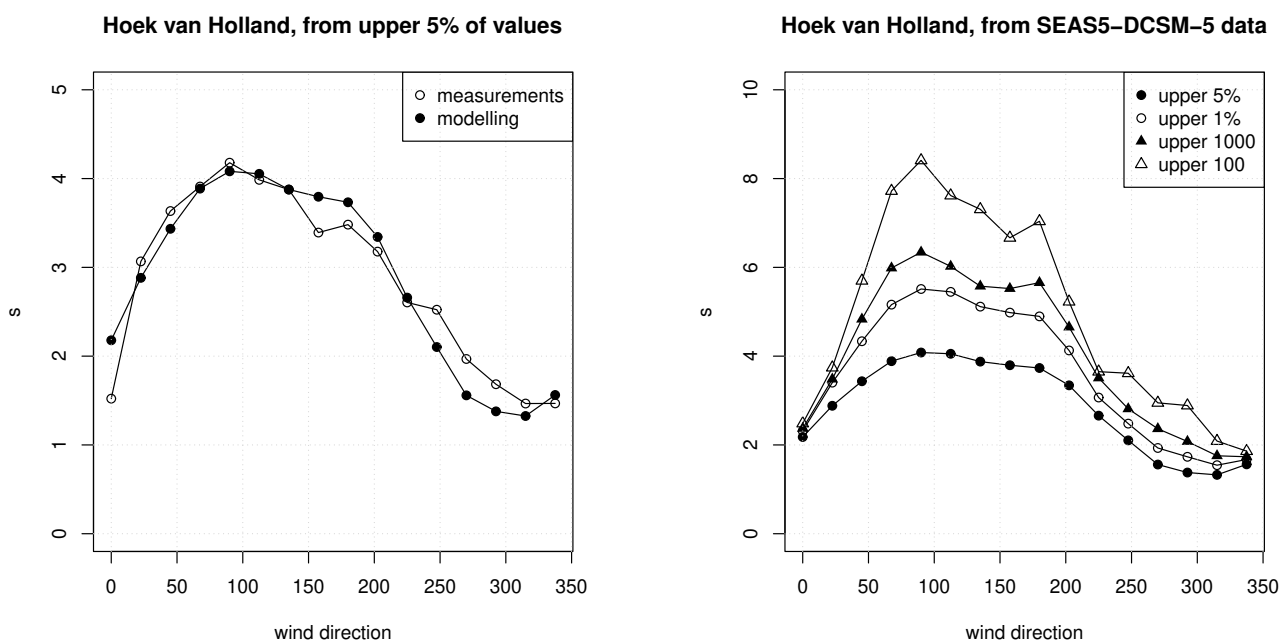


Fig. 9: Links: schattingen van s voor Hoek van Holland/LEG uit meetgegevens en SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer. Rechts: idem voor SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer, met verschillende drempelwaarden; zie tekst.

Voor deze formulering (die volgens de huidige plannen ook in BOI zal worden

⁹ Dit betekent dat de maxima van de windsnelheid (of windschuifspanning) en van de hoogwaterstand over lange tijdintervallen 'asymptotisch onafhankelijk' zijn; zie de Haan en Ferreira (2006).

gebruikt) zijn schattingen van s geproduceerd op basis van de hoogste 1000 waarden van de som van de gestandaardiseerde variabelen. Deze schattingen zijn hoger dan de waarden in WBI-2017; dit komt omdat we nu een veel grotere dataset hebben kunnen analyseren, waardoor we een drempel kunnen kiezen die meer representatief is voor de omstandigheden tijdens zware stormen. Echter, voor minder zware of zwaardere stormen zal de WBI-2017 formulering met deze waarden van s een minder goede benadering van de afhankelijkheid geven.

Vervanging door een andere formulering in BOI is daarom aan te bevelen (al is dit is mogelijk niet realiseerbaar op korte termijn). In Appendix E wordt een alternatieve formulering gepresenteerd, en getoond dat de parameter hiervan wel naar een limietwaarde tendeert.

3.4 Conversie van schuifspanning naar potentiële windsnelheid als invoer van de belastingmodellen voor de kustgebieden

De WBI-2017 belastingmodellen voor de kust gebruiken als invoer potentiële windsnelheid u_{pot} ; dit is een gestandaardiseerde windsnelheid die gemeten zou worden op 10 m boven vlak land met een standaard ruwheidslengte van 0.03 m. In deze belastingmodellen wordt u_{pot} omgerekend naar windsnelheid boven water, en vervolgens naar de schuifspanning boven water waarmee de golfgroei wordt berekend. Het is voorzien dat de daarvoor gebruikte formuleringen ook in de BOI belastingmodellen gebruikt zullen worden. Deze zijn als volgt (zie de Waal (2003) voor details):

1. Uit u_{pot} wordt de windsnelheid u_{10} op 10 meter boven het wateroppervlak bepaald door middel van een vertaling via de wind op 60 m hoogte, waarvan aangenomen wordt dat deze niet door de verschillen in oppervlakteruwheid is beïnvloed (deze aanname is overigens niet correct; zie Sterl (2019b)). De formule is (de Waal (2003), bijlage D):

$$\frac{u_{10}}{u_{pot}} = \frac{\log(60/0.03) \log(10/z_0)}{\log(10/0.03) \log(60/z_0)} \quad (1)$$

met $z_0 = 10e^{-\kappa/\sqrt{C_d}}$ de (windsnelheidsafhankelijke) ruwheidslengte van het wateroppervlak in m, C_d de (windsnelheidsafhankelijke) weerstandscoefficiënt en $\kappa = 0.4$.

2. Uit de windsnelheid u_{10} wordt (binnen het SWAN golfmodel) de schuifspanning τ bepaald door middel van

$$\tau = C_d u_{10}^2 \rho_a, \quad (2)$$

met ρ_a de luchtdichtheid.

3. Voor de weerstandscoefficiënt C_d wordt de Wu (1982) benadering gebruikt:

$$C_d = 0.001(a + bu_{10}) \quad (3)$$

met $a = 0.8$ en $b = 0.065 \text{ s/m}^{10}$.

¹⁰ In de huidige modellen voor de kust wordt geen aftopping toegepast. Voor andere watersystemen zoals de meren is dat wel het geval.

In deze studie bepalen we de staartverdelingen van de schuifspanning τ boven water uit de SEAS5 gegevens. We willen dat de golfgroei in BOI wordt bepaald op basis van dezelfde schuifspanning. Om dit te bereiken leiden we de potentiële windsnelheid u_{pot} uit de schuifspanning τ boven water af op basis van bovenstaande voor BOI voorziene formuleringen.

Ten overvloede merken we op dat de nauwkeurigheid van deze benaderingen er niet toe doet: deze worden alleen gebruikt om goed aan te sluiten op de voor de BOI belastingmodellen voorziene formuleringen, zodat dat de schuifspanning waarvoor we een terugkeertijd hebben geschat consistent is met de schuifspanning die de golfgroei aandrijft.

3.5 Overige nabewerkingen

Ten behoeve van de toepassing in the BOI software zijn nog enkele andere nabewerkingen op de resultaten uitgevoerd.

Breedte van sectoren De statistiek voor 16 sectoren van 22.5° is vertaald naar 12 sectoren van 30° (met middelpunten $30^\circ, 60^\circ, \dots$) door middel van gewogen optelling van de bijdragen aan de overschrijdingsfrequentie van de overlappende 22.5° sectoren, als volgt.

Stel, A_1, \dots, A_{12} zijn de 12 sectoren van 30° , en B_1, \dots, B_{16} zijn de 16 sectoren van 22.5° . Definiëer $\mu_j^{30}(z)$ als de frequentie waarmee niveau z wordt overschreden terwijl de windrichting in de sector A_j zit, en $\mu_i^{22.5}(z)$ als de frequentie waarmee niveau z wordt overschreden terwijl de windrichting in de sector B_i zit, en definiëer $\mathbb{1}_B(\theta) = 1$ als $\theta \in B$, en anders $\mathbb{1}_B(\theta) = 0$.

Dan is de berekening:

$$\mu_j^{30}(z) = \int_{A_j} \sum_{i=1}^{16} \frac{\mu_i^{22.5}(z)}{22.5} \mathbb{1}_{B_i}(\theta) d\theta = \sum_{i=1}^{16} \frac{\mu_i^{22.5}(z)}{22.5} \int_{A_j} \mathbb{1}_{B_i}(\theta) d\theta \quad (4)$$

(voor het begrip, denk aan de factor $\mu_i^{22.5}(z)\mathbb{1}_{B_i}/22.5$ als een frequentie-dichtheid op de cirkel van 360°). Deze berekening is ook toegepast in de analyse van de precisie van de terugkeerwaarden voor de 30° sectoren.

Weibullbenadering De aan de getabelleerde terugkeerwaarden gefitte voorwaardelijke Weibull-verdelingen zijn van de vorm:

$$\mu(x) = \mu_0 e^{-(x/\sigma)^{1/\rho}}, \quad (5)$$

waarin $\mu(x)$ de overschrijdingsfrequentie is van de waarde x (in 1/jaar), μ_0 een constante ("reffreq"), σ een schaalparameter ("scale"), en ρ een vormparameter ("shape"). Deze parameters hebben op zichzelf geen duidelijke betekenis (ze zijn niet simpel te relateren aan de geschatte GW staarten), maar de gefitte verdelingen geven een goede benadering van de geschatte staarten over terugkeertijden van 1 jaar tot 10 miljoen jaar en zijn eenvoudig toe te passen.

4 Schattingen van de statistiek van potentiële windsnelheid en zeewaterstand

4.1 Potentiële windsnelheid

Schattingen van terugkeerwaarden voor de potentiële windsnelheid en hun onzekerheden zijn getoond in Figuur 10.

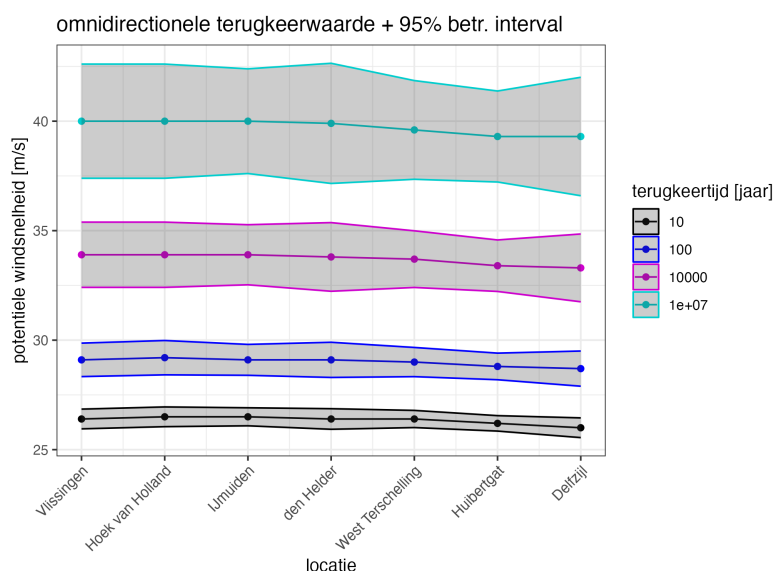


Fig. 10: Schattingen van omnidirectionele terugkeerwaarden van de potentiële windsnelheid en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar voor zeven locaties: 52.00 N, 2.75 E ("Vlissingen"), 52.50 N, 3.50 E ("Hoek van Holland"), 53.00 N, 3.75 E ("IJmuiden"), 53.50 N, 4.00 E ("Den Helder"), 53.75 N, 4.50 E ("West Terschelling"), 54.00 N, 5.75 E ("Huibertgat"), 54.00 N, 6.50 E ("Delfzijl"). Potentiële windsnelheid is bepaald uit schuifspanning d.m.v. de voor BOI voorziene relaties.

Deze vertonen slechts een gering verloop langs de Nederlandse kust: voor een terugkeertijd van 10,000 jaar een lichte daling van zuidwest naar noordoost van in totaal 0.6 m/s. Dit impliceert een lichte daling in de geschatte terugkeerwaarden van de schuifspanning waaruit de potentiële windsnelheid is afgeleid. Deze is niet significant (zelfs niet als model-gerelateerde onzekerheid wordt genegeerd).

SEAS5 uitvoerpunt	weerstation	deze studie	WBI-2017
52.50 N, 3.50 E	Hoek van Holland	33.9 (0.8)	34.9 (1.3)
53.50 N, 4.00 E	Texelhors	33.8 (0.8)	38.8 (1.7)
53.75 N, 4.50 E	West Terschelling	33.7 (0.8)	35.8 (1.8)
54.00 N, 5.75 E	Lauwersoog	33.4 (0.6)	36.3 (1.2)

Tab. 3: Terugkeerwaarden (met hun standaardafwijkingen tussen haken) van de potentiële windsnelheid in m/s (omnidirectioneel) voor een terugkeertijd van 10,000 jaar, uit deze studie en uit de WBI-2017 rapportage (Chbab en de Waal, 2017), voor vier locaties.

In vergelijking met eerdere schattingen in Caires (2009) (zie ook Chbab en de

Waal (2017)) zijn de huidige waarden van potentiële windsnelheid aan de lage kant¹¹; zie Tabel 3 voor voorbeelden. Dit heeft uiteraard een impact op de uitkomsten van de BOI belastingmodellen¹².

Een directe vergelijking van de huidige schattingen van terugkeerwaarden van de potentiële windsnelheid met die uit Caires (2009) zegt echter niets over de kwaliteit van de huidige schattingen. De in de huidige studie uit de schuifspanning afgeleide potentiële wind is namelijk een geheel andere grootte dan de potentiële wind beschouwd in Caires (2009) en toegepast in WBI-2017: deze laatste is bepaald uit metingen van de gemiddelde windsnelheid en de vlagerigheid van de wind, onder de aanname dat de oppervlakteruwheden in de omgeving niet veranderen in de tijd. Voor wind vanuit zee zijn deze metingen sterk beïnvloed door de met de windsnelheid variërende ruwheid van het zeeoppervlak en de zeewatertemperatuur. Maar er is ook invloed van omliggend terrein, objecten en topografie. Het is daarom onduidelijk wat op een kuststation bij wind uit zee de fysische betekenis is van de potentiële wind afgeleid uit windmetingen. Echter, in WBI-2017 wordt aangenomen dat het dezelfde wind betreft als zou worden gemeten op 10 m hoogte met overal binnen ruwweg een kilometer afstand een ruwheidslengte van 0.03 m. Bovendien wordt deze vervolgens binnen de belastingmodellen vertaald naar de schuifspanning boven water op basis van aannamen die niet juist zijn gebleken (Sterl, 2019b).

Voor de beoordeling van de geldigheid van de huidige terugkeerwaarden van de potentiële windsnelheid (afgeleid uit schuifspanning door middel van de voor BOI voorziene formuleringen; zie Sectie 3.4) is alleen van belang of de daarmee corresponderende schuifspanningen boven water niet te laag zijn; de waarden van de daaruit afgeleide potentiële windsnelheid zelf hebben geen betekenis. We kunnen daarom beter kijken naar staartverdelingen van de windsnelheid u_{10} boven water die zijn afgeleid uit de in deze studie geschatte staartverdelingen van de schuifspanning. In Sectie 3.1.2 zijn deze (bepaald door middel van een Charnock relatie met constante gelijk aan 0.025) vergeleken met empirische staartverdelingen van windmetingen aan de kust en boven zee. Daaruit is geconcludeerd dat binnen het bereik van de metingen de staartverdelingen van de schuifspanning plausibel zijn, en niet te laag.

Een factor die de huidige relatief lage schattingen van terugkeerwaarden voor de potentiële windsnelheid uit SEAS5 data mede kan verklaren is dat het ECMWF model al effectief de ruwheid van het zeeoppervlak aftopt bij hoge windsnelheden: dit verlaagt de schuifspanning, en daarmee ook de daaruit berekende potentiële windsnelheid. Een aanwijzing hiervoor is te vinden in de schattingen van de weerstandscoefficiënt uit de SEAS5 data; zie Appendix C. Dit impliceert dat in de huidige schattingen al een zekere mate van aftopping van de ruwheid in rekening is gebracht die eerder in WBI-2017 voor de kustwateren nog is genegeerd.

Daarnaast zijn de huidige schattingen van staartverdelingen gebaseerd op de GW (Gegeneraliseerde Weibull) benadering, terwijl voor de staartschattingen in Caires (2009) en Chbab en de Waal (2017) gebruik is gemaakt van een exponentiële

¹¹ Behalve voor aflandige windrichtingen; deze worden verderop besproken.

¹² De "WBI-2017" waarden in Tabel 3 zijn de omnidirectionele schattingen uit de rapportage; deze zijn niet consistent met de werkelijk in WBI-2017 gebruikte overschrijdingsfrequenties per richting-sector, die nog hogere omnidirectionele terugkeerwaarden impliceren.

verdeling als benadering van de staart van de potentiële windsnelheid¹³. Een exponentiële verdeling geeft voor windsnelheid schattingen van terugkeerwaarden die systematisch aan de hoge kant zullen liggen.

Een ander verschil tussen de huidige schattingen van terugkeerwaarden van de potentiële windsnelheid op basis van SEAS5 data en de schattingen in WBI-2017 is dat de huidige schattingen een aanmerkelijk lagere onzekerheid hebben; zie de voorbeelden in Tabel 3. Voor de huidige schattingen omvat deze onzekerheid zowel de toevalsfout als de onzekerheid in de vorm van de staart t.g.v. beperkingen van het weermodel waarmee de SEAS5 data zijn gegenereerd (zie Sectie 3.2). Deze lagere onzekerheid zou deels kunnen verklaren waarom de huidige schattingen ruimtelijk minder variabel zijn dan de schattingen gebruikt in WBI-2017.



Fig. 11: Schattingen van terugkeerwaarden per windrichting-sector van potentiële windsnelheid en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar voor 52.50 N, 3.50 E ("Hoek van Holland"). Potentiële windsnelheid is bepaald uit schuifspanning d.m.v. de voor BOI voorziene relaties.

Figuur 11 toont de geschatte terugkeerwaarden van de potentiële windsnelheid per sector van windrichtingen voor de locatie 52.50 N, 3.50 E ten NW van Hoek van Holland. Voor deze terugkeerwaarden is de frequentie van overschrijding samenvallend met een windrichting in de betreffende sector gelijk aan de reciproke van de gegeven terugkeertijd. Ze zijn dus altijd lager dan de omnidirectionele terugkeerwaarde.

¹³ Deze keuze is indertijd gemaakt om uit de relatief korte reeksen van windmetingen redelijk robuuste schattingen van staartverdelingen te verkrijgen.

Tabel 4 toont voor een terugkeertijd van 10,000 jaar de numerieke waarden, samen met de waarden uit WBI-2017. We zien daarin dat de schattingen voor richtingen van Oost tot Zuid hoger zijn dan die uit WBI-2017 (Caires, 2009), in tegenstelling tot de omnidirectionele waarden. Een verklaring is dat de gebruikte uitvoerpunten van SEAS5 (Figuur 2) zo gekozen zijn dat de invloed van land minimaal is; de voor de schattingen in WBI-2017 gebruikte windmetingen samenvallend met wind uit deze richtingen zijn echter sterk beïnvloed door de hogere ruwheid van land.

Voor andere uitvoerlocaties lijken de geschatte richting-afhankelijke terugkeerwaarden sterk op die in Figuur 11, dus deze zijn hier niet getoond.

richting	omni	30	60	90	120	150	180	210	240	270	300	330	360
WBI-2017	34.9	28.4	25.1	22.5	22.1	24.4	27.9	28.4	33.9	34.8	34.6	29.9	28.7
deze studie	33.9	26.0	26.6	26.9	25.7	26.8	29.4	32.3	32.8	32.9	31.4	30.0	27.6

Tab. 4: Terugkeerwaarden van de potentiële windsnelheid voor Hoek van Holland voor een terugkeertijd van 10,000 jaar uit WBI-2017 (Chbab en de Waal, 2017) en uit deze studie, omnidirectioneel en voor 12 windrichting-sectoren.

4.2 Zeewaterstand

Alle in deze sectie besproken schattingen hebben betrekking op het referentiejaar 2019, en kunnen niet gebruikt worden in toepassingen. Voor de toepassing in BOI zijn deze vertaald naar het juiste referentiejaar 2035; zie daarvoor Sectie 5.1.

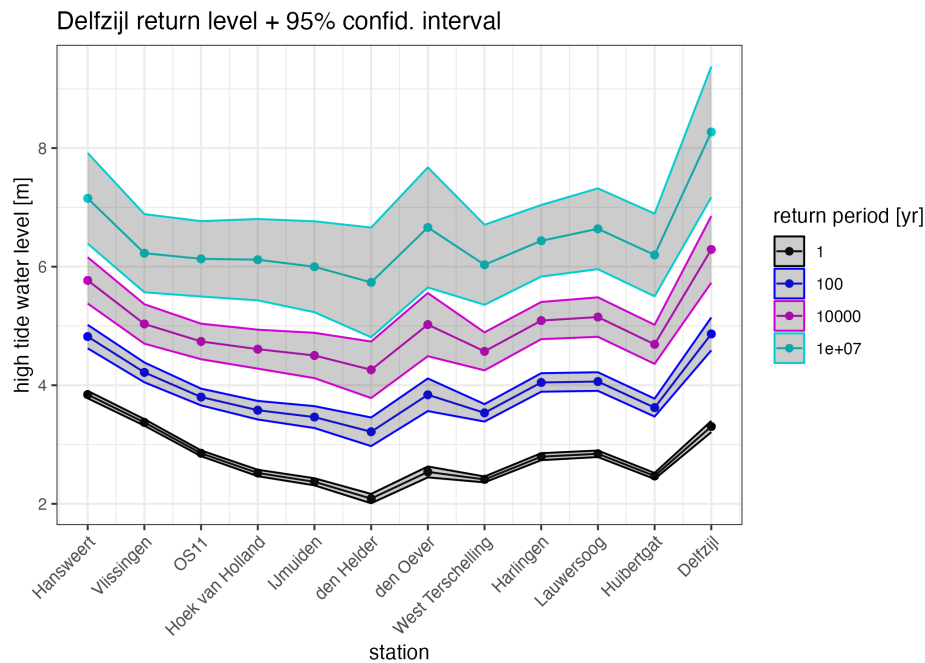


Fig. 12: Schattingen van terugkeerwaarden van de hoogwaterstand voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor referentiejaar 2019.

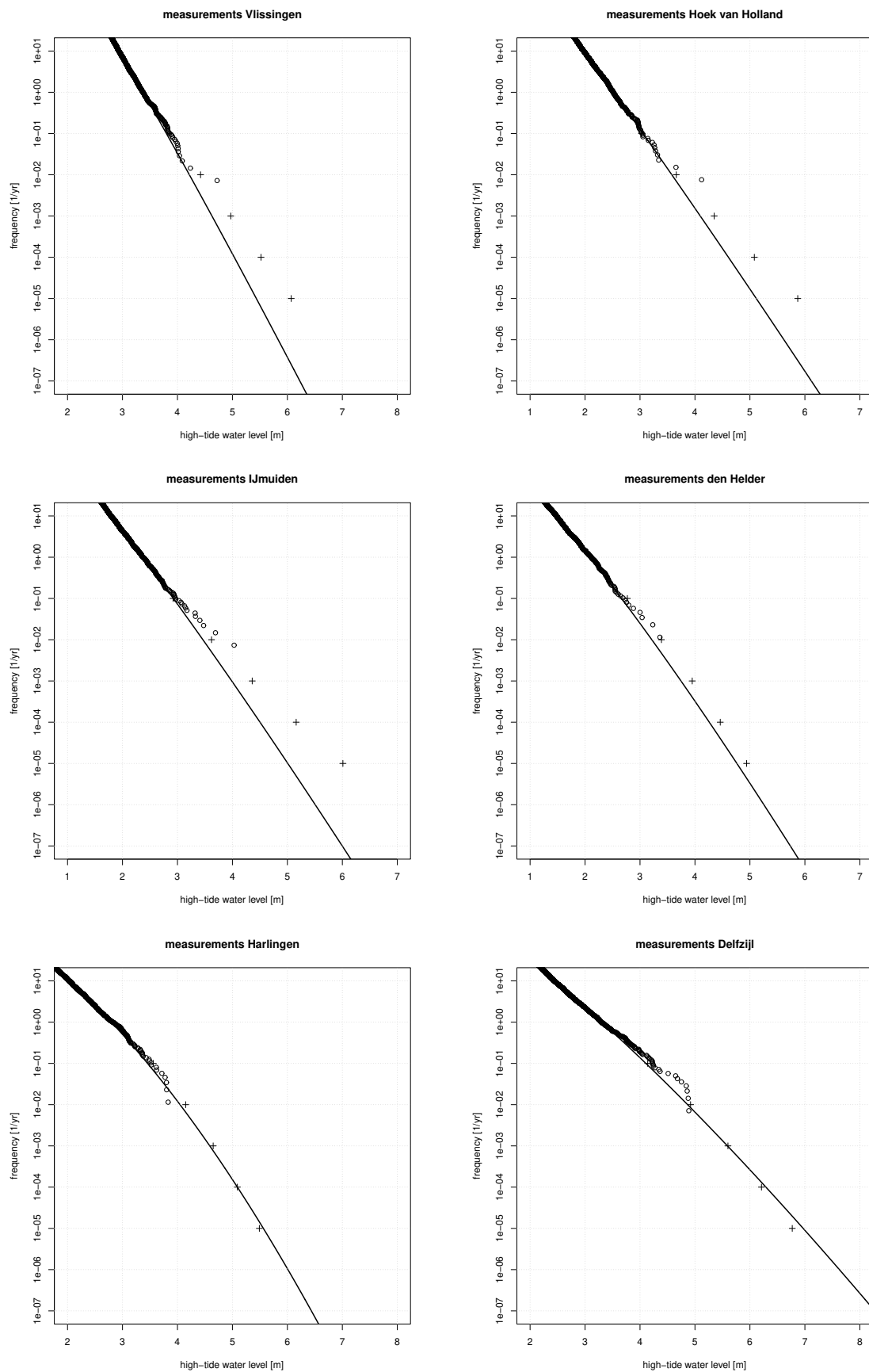


Fig. 13: Schattingen van overschrijdingsfrequenties van de hoogwaterstand (lijn) en empirische frequenties uit meetgegevens (o) voor Vlissingen en Hoek van Holland, IJmuiden, Den Helder, Harlingen en Delfzijl voor het referentiejaar 2019. Met (+) zijn de waarden op basis van WBI-2017 aangegeven.

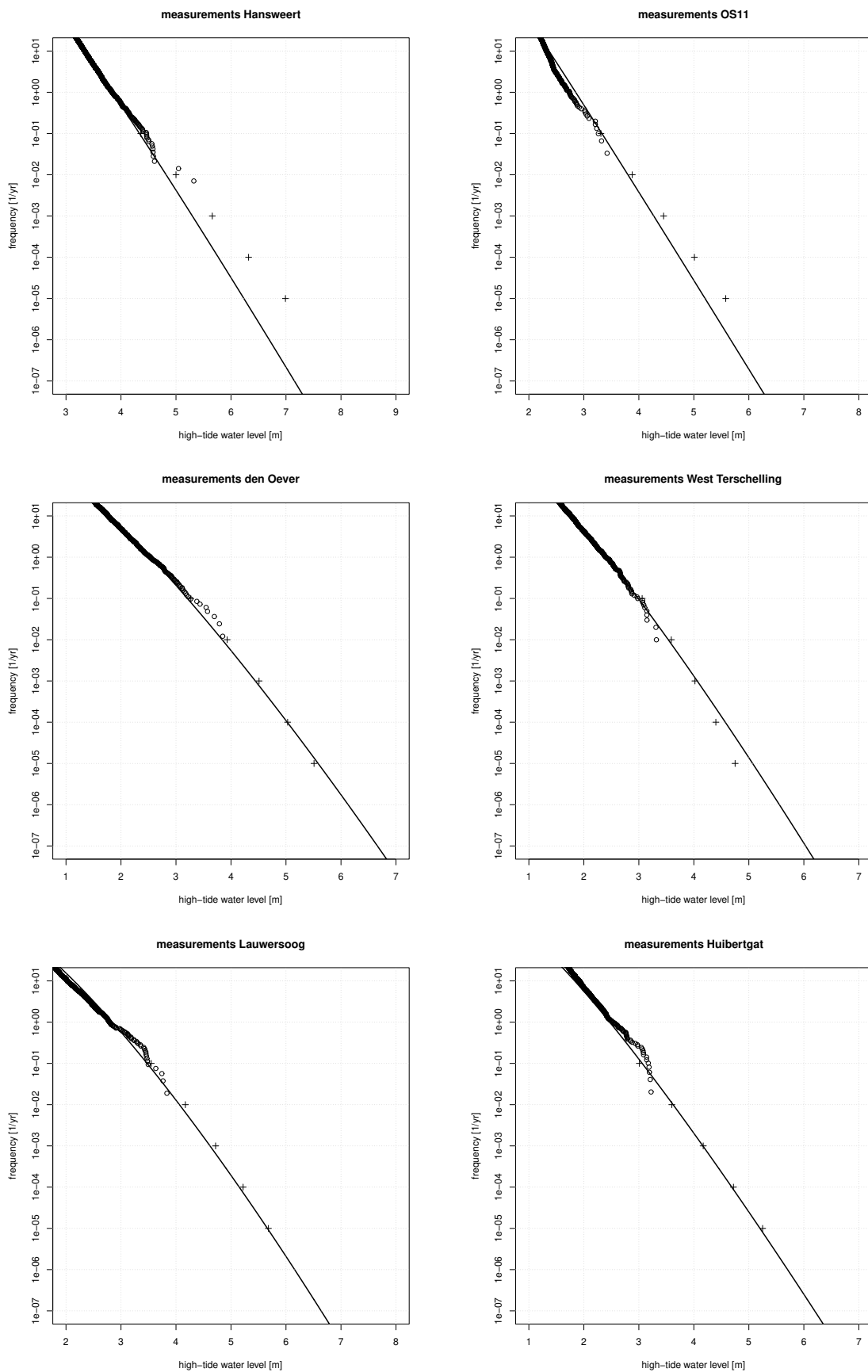


Fig. 14: Schattingen van overschrijdingsfrequenties van de hoogwaterstand (lijn) en empirische frequenties uit meetgegevens (o) voor Hansweert, OS11, Den Oever, West Terschelling, Lauwersoog en Huibertgat voor het referentiejaar 2019. Met (+) zijn de waarden op basis van WBI-2017 aangegeven.

Figuur 12 toont de schattingen van omnidirectionele terugkeerwaarden van de hoogwaterstand voor geselecteerde terugkeertijden. In tegenstelling tot de schattingen in Chbab en de Waal (2017) nemen de huidige schattingen van de terugkeerwaarden monotoon af van Hansweert naar den Helder.

Figuur 13 toont de schattingen van de omnidirectionele overschrijdingsfrequenties voor de zes getijstations waarvan zowel de SEAS5/DCSM-v5 gegevens als de meetgegevens gebruikt zijn, samen met de empirische overschrijdingsfrequenties uit de (voor trend gecorrigeerde) meetgegevens.

Figuur 14 toont de schattingen van de omnidirectionele overschrijdingsfrequenties voor Hansweert (waarvoor de vormparameters geschat uit SEAS5-DCSM-v5 data van Vlissingen zijn gecombineerd met de meetgegevens van Hansweert) en de vijf stations waarvoor wel de SEAS5-DCSM-v5 data en de schattingen van naburige stations zijn gebruikt, maar niet de lokale meetgegevens (zie Sectie 3.1.3). Voor den Oever zijn de empirische overschrijdingsfrequenties alleen uit meetgegevens vanaf 1940 bepaald om inhomogeniteit t.g.v. waterbouwkundige ingrepen te minimaliseren.

Over het algemeen komen de geschatte staarten goed overeen met de empirische staarten uit de voor trend gecorrigeerde waarnemingen. Voor Hansweert, Vlissingen, Hoek van Holland en IJmuiden ligt de hoogste gemeten waterstand, bereikt tijdens de feb 1953 storm, vrij ver boven de overeenkomstige schatting van de terugkeerwaarde. Meer vrij sterk afwijkende waarden zijn te zien bij Hansweert (storm van maart 1906) en IJmuiden (dec 1894).

Van de meetgegevens van OS-11 hebben alleen enkele hoge waarden betrekking op de situatie van een gesloten kering. De overige meetwaarden zijn ingewonnen bij een open kering, en zijn daarom niet geschikt om de geschatte staartverdeling te valideren.

Tabel 5 geeft voor alle beschouwde getijstations een overzicht van schattingen van terugkeerwaarden uit de huidige studie en de waarden die in WBI-2017 zijn gebruikt (omgerekend naar 2019).

Voor de stations langs de Waddenzee lijken de huidige schattingen sterk op die in WBI-2017 (verschillen in de orde van 0.1-0.2 m voor 10,000 jaar). Echter, in het zuidwesten (Hansweert tot aan IJmuiden) zijn de huidige schattingen van terugkeerwaarden lager (tot orde 0.5 m voor 10,000 jaar) dan de waarden in WBI-2017. Dit heeft als verklaring dat in de huidige studie de vormparameters niet uit de meetgegevens zijn geschat, maar uit de SEAS5/DCSM-v5 gegevens. Daardoor is met name de invloed van de buitengewone 1953 storm nu kleiner dan voorheen, en dit heeft vooral invloed in het zuidwesten. Niettemin komen ook daar de geschatte overschrijdingsfrequenties goed overeen met de empirische overschrijdingsfrequenties afgeleid uit de meetgegevens, met uitzondering van een betrekkelijk klein aantal meetwaarden in het hoge bereik.

Tabel 6 toont de standaardafwijkingen van de schattingen, en ter vergelijking ook de op meer intuïtieve gronden gereduceerde standaardafwijkingen uit WBI-2017¹⁴.

Voor de Zeeuwse en Hollandse kust tot aan IJmuiden zijn de standaardafwijkin-

¹⁴ Dit zijn indicatieve waarden afgeleid uit de 10% en 90% percentielen in de tabellen in Appendix C van Chbab (2017); deze kunnen enigszins verschillen van de waarden die in het model zijn gebruikt.

station	bron	10	100	1000	10 ⁴	10 ⁵	10 ⁶	10 ⁷
Hansweert	deze studie	4.34	4.82	5.3	5.77	6.23	6.7	7.15
	WBI-2017	4.36	5.00	5.66	6.32	6.99		
Vlissingen	deze studie	3.8	4.22	4.63	5.03	5.44	5.83	6.23
	WBI-2017	3.86	4.42	4.97	5.52	6.07		
OS11	deze studie	3.33	3.8	4.27	4.74	5.2	5.67	6.13
	WBI-2017	3.31	3.88	4.45	5.01	5.58		
Hoek van Holland	deze studie	3.05	3.58	4.1	4.61	5.12	5.62	6.12
	WBI-2017	3.03	3.66	4.35	5.09	5.87		
IJmuiden	deze studie	2.93	3.46	3.99	4.5	5.01	5.51	6
	WBI-2017	2.92	3.62	4.36	5.16	6.01		
den Helder	deze studie	2.66	3.21	3.75	4.26	4.76	5.25	5.73
	WBI-2017	2.77	3.39	3.95	4.46	4.94		
den Oever	deze studie	3.21	3.84	4.44	5.02	5.58	6.13	6.66
	WBI-2017	3.27	3.93	4.51	5.03	5.51		
West Terschelling	deze studie	2.99	3.53	4.06	4.57	5.07	5.56	6.03
	WBI-2017	3.06	3.59	4.02	4.40	4.75		
Harlingen	deze studie	3.45	4.05	4.59	5.09	5.56	6.01	6.44
	WBI-2017	3.56	4.15	4.65	5.09	5.49		
Lauwersoog	deze studie	3.48	4.06	4.62	5.15	5.66	6.16	6.64
	WBI-2017	3.55	4.17	4.72	5.22	5.68		
Huibertgat	deze studie	3.06	3.62	4.16	4.69	5.2	5.7	6.2
	WBI-2017	3.01	3.60	4.17	4.72	5.25		
Delfzijl	deze studie	4.11	4.87	5.59	6.29	6.97	7.63	8.27
	WBI-2017	4.14	4.92	5.60	6.21	6.77		

Tab. 5: Terugkeerwaarden voor de hoogwaterstand [m] geschat in deze studie en uit WBI-2017 (Chbab, 2017) voor terugkeertijden van 10 tot 10⁷ jaar voor het referentiejaar 2019.

gen van de huidige schattingen voor 10,000 jaar aanmerkelijk lager dan de waarden in WBI-2017. Langs de Waddenzee zijn ze voor sommige stations lager (W. Terschelling, Harlingen, Lauwersoog, Huibertgat) en voor andere hoger (den Helder, den Oever, Delfzijl) dan de inschattingen gebruikt in WBI-2017. Hadden we geen model-gerelateerde onzekerheid (Sectie 3.2) in de foutenanalyse meegenomen, dan zouden de standaardafwijkingen nu overal kleiner zijn geweest dan aangenomen in WBI-2017.

De onzekerheden in de huidige schattingen op basis van SEAS5/DCSM-v5 gegevens en meetgegevens zijn veel kleiner dan die van schattingen op basis van uitsluitend meetgegevens: vergelijk bijvoorbeeld met Figuur 3.21 in Chbab (2017) op basis van Eilander (2012) (de totale breedte van een 95% betrouwbaarheidsinterval is ongeveer 4 maal de standaardafwijking).

Figuren 15 - 16 tonen de geschatte terugkeerwaarden van de hoogwaterstand per sector van windrichtingen voor enkele stations. De richting-afhankelijkheid van de terugkeerwaarden volgt globaal hetzelfde patroon op de verschillende stations, maar er zijn wel verschillen zichtbaar.

station	bron	10	100	1000	10^4	10^5	10^6	10^7
Hansweert	deze studie	0.06	0.1	0.15	0.2	0.26	0.33	0.4
	WBI-2017	0.03	0.08	0.16	0.27	0.41		
Vlissingen	deze studie	0.05	0.09	0.12	0.17	0.22	0.28	0.34
	WBI-2017	0.02	0.07	0.15	0.25	0.37		
OS11	deze studie	0.04	0.07	0.11	0.15	0.2	0.26	0.32
	WBI-2017	0.03	0.07	0.15	0.25	0.39		
Hoek van Holland	deze studie	0.05	0.08	0.12	0.17	0.22	0.28	0.35
	WBI-2017	0.02	0.07	0.14	0.26	0.42		
IJmuiden	deze studie	0.06	0.09	0.14	0.2	0.26	0.32	0.39
	WBI-2017	0.02	0.07	0.16	0.28	0.45		
den Helder	deze studie	0.08	0.12	0.18	0.24	0.31	0.39	0.47
	WBI-2017	0.03	0.07	0.13	0.20	0.28		
den Oever	deze studie	0.09	0.14	0.2	0.27	0.35	0.43	0.52
	WBI-2017	0.03	0.08	0.15	0.23	0.32		
West Terschelling	deze studie	0.04	0.07	0.12	0.16	0.22	0.28	0.34
	WBI-2017	0.03	0.07	0.12	0.19	0.26		
Harlingen	deze studie	0.05	0.08	0.12	0.16	0.21	0.26	0.31
	WBI-2017	0.03	0.07	0.13	0.19	0.27		
Lauwersoog	deze studie	0.05	0.08	0.12	0.17	0.22	0.28	0.35
	WBI-2017	0.03	0.07	0.12	0.19	0.27		
Huibertgat	deze studie	0.05	0.08	0.12	0.17	0.22	0.29	0.36
	WBI-2017	0.03	0.08	0.15	0.24	0.36		
Delfzijl	deze studie	0.09	0.14	0.21	0.29	0.37	0.47	0.56
	WBI-2017	0.04	0.09	0.15	0.23	0.33		

Tab. 6: Standaardafwijkingen van de terugkeerwaarden voor de hoogwaterstand [m] geschat in deze studie en uit WBI-2017 (Chbab, 2017) voor terugkeertijden van 10 tot 10^7 jaar (zie ook Tabel 5).

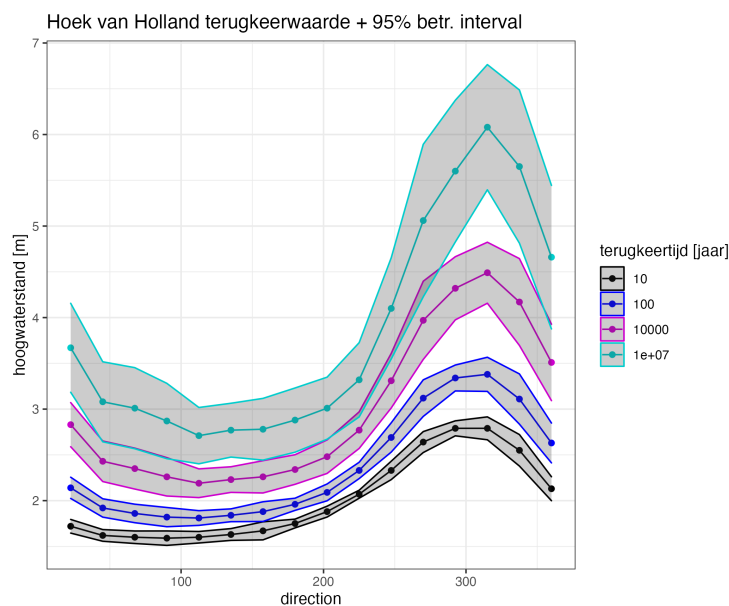


Fig. 15: Schattingen van terugkeerwaarden per windrichting-sector van hoogwaterstand en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar voor Hoek van Holland voor het referentiejaar 2019.

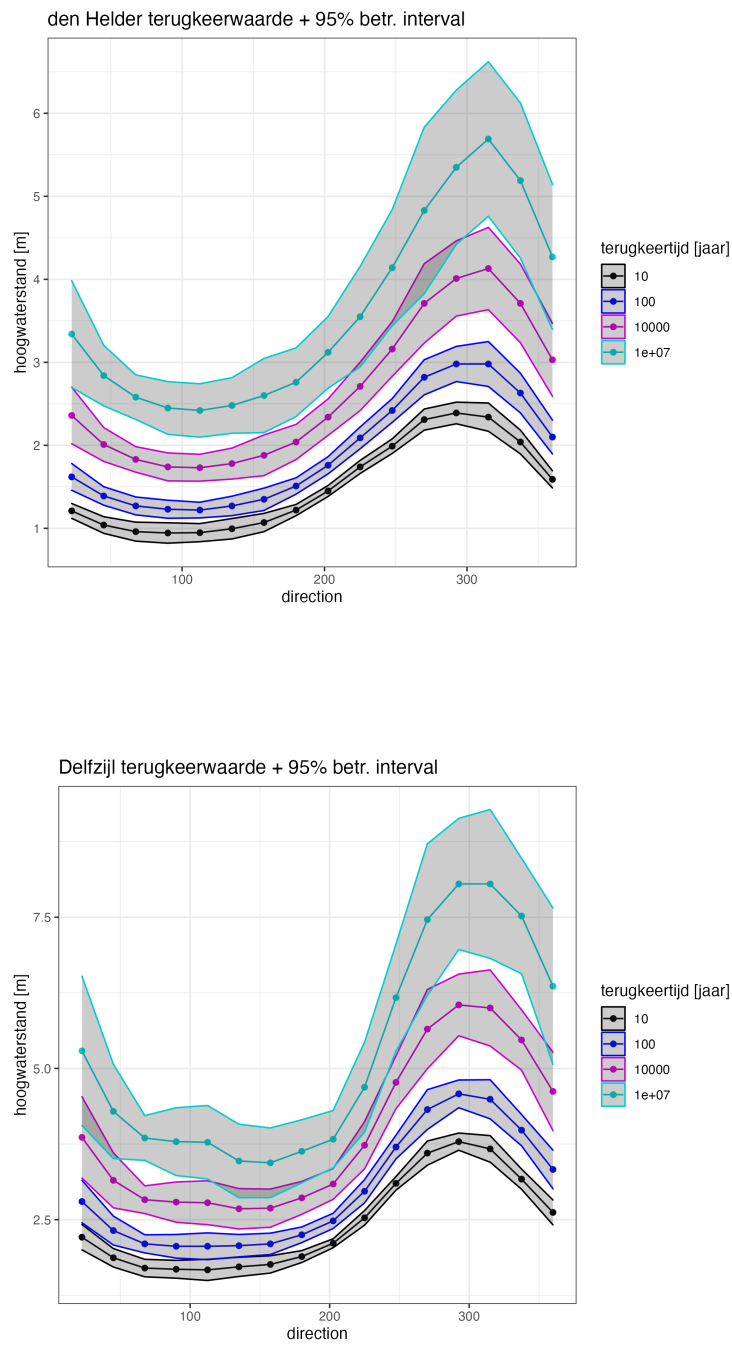


Fig. 16: Schattingen van terugkeervaarden per windrichting-sector van hoogwaterstand en hun 95% betrouwbaarheidsintervallen voor terugkeertijden van 10, 100, 10,000, 10^7 jaar voor Den Helder en Delfzijl voor het referentiejaar 2019.

5 Tabellen en hun gebruik

5.1 Referentiejaar en zeespiegelstijging

Alle hieronder genoemde tabellen zijn geldig voor het in BOI te hanteren **referentiejaar 2035**.

De schattingen van de statistiek van de zeewaterstand (zie Sectie 4.2) zijn vertaald naar het referentiejaar 2035 op basis van de aanname van een zeespiegelstijging van 3.0 mm per jaar op alle stations (zie bijvoorbeeld Keizer et al. (2022)), resulterend in een uniforme verhoging van de zeewaterstand met 0.05 m van 2019 tot 2035.

5.2 Verdeling van de windrichting voor Hoek van Holland

Voor de BOI belastingmodellen is de kansverdeling van de windrichting voor Hoek van Holland nodig. Deze is gegeven voor 16 sectoren van 22.5° en voor 12 sectoren van 30° in de bestanden

hoekvanh_2035_windrichting_22hdeg.csv

hoekvanh_2035_windrichting_30deg.csv

De waarden zijn bepaald uit de SEAS5 gegevens voor uitvoerpunt 52.50 N, 3.50 E ten NW van Hoek van Holland (zie Sectie 2). De verdelingen voor 12 en 16 sectoren zijn gereproduceerd in Tabel 7 en Tabel 8, respectievelijk.

richting	30	60	90	120	150	180
kans	0.0674	0.0692	0.0631	0.0506	0.0493	0.0735
richting	210	240	270	300	330	360
kans	0.1376	0.1456	0.1057	0.0866	0.0811	0.0703

Tab. 7: Kansverdeling van de windrichting te Hoek van Holland over 12 sectoren.

richting	22.5	45	67.5	90	112.5	135	157.5	180
kans	0.0487	0.0536	0.0499	0.0484	0.039	0.036	0.0384	0.0565
richting	202.5	225	247.5	270	292.5	315	337.5	360
kans	0.0853	0.1264	0.0964	0.0804	0.0662	0.0626	0.0588	0.0534

Tab. 8: Kansverdeling van de windrichting te Hoek van Holland over 16 sectoren.

5.3 Windrichting-afhankelijke Weibull staartverdelingen en terugkeerwaarden

Tabellen voor potentiële windsnelheid voor 22.5° en 30° sectoren van windrichting:

1. `vlissing_2035_potwind_Wbltails_22hdeg.csv`
`vlissing_2035_potwind_Wbltails_30deg.csv`

(uitvoerpunt 52.00 N, 2.75 E)

2. `hoekvanh_2035_potwind_Wbltails_22hdeg.csv`
`hoekvanh_2035_potwind_Wbltails_30deg.csv`

(uitvoerpunt 52.50 N, 3.50 E)

3. `ijmuiden_2035_potwind_Wbltails_22hdeg.csv`
`ijmuiden_2035_potwind_Wbltails_30deg.csv`

(uitvoerpunt 53.00 N, 3.75 E)

4. `denhelde_2035_potwind_Wbltails_22hdeg.csv`
`denhelde_2035_potwind_Wbltails_30deg.csv`

(uitvoerpunt 53.50 N, 4.00 E)

5. `westters_2035_potwind_Wbltails_22hdeg.csv`
`westters_2035_potwind_Wbltails_30deg.csv`

(uitvoerpunt 53.75 N, 4.50 E)

6. `huibertg_2035_potwind_Wbltails_22hdeg.csv`
`huibertg_2035_potwind_Wbltails_30deg.csv`

(uitvoerpunt 54.00 N, 5.75 E)

7. `delfzijl_2035_potwind_Wbltails_22hdeg.csv`
`delfzijl_2035_potwind_Wbltails_30deg.csv`

(uitvoerpunt 54.00 N, 6.50 E)

De nummering verwijst naar de posities in Figuur 2 (driehoeken).

Iedere tabel bevat de rijen:

- shape (ρ in vgl. (5))
- scale (σ in vgl. (5))
- reffreq (μ_0 in vgl. (5))
- RV 10 yr (terugkeerwaarde voor terugkeertijd van 10 jaar)

- ...
- SD 10 yr (standaardafwijking van de terugkeerwaarde voor terugkeertijd van 10 jaar)
- ...

De kolommen corresponderen met de in de header genoemde sectoren, beginnend met 'omni'.

Waarschuwing: Deze tabellen zijn alleen geschikt om te gebruiken in belastingmodellen voor de kustgebieden als de gebruikte golf- en waterbewegingsmodellen de windschuifspanning uit de windsnelheid bepalen d.m.v. de voor BOI voorziene formulerings in Sectie 3.4.

Indien in de toekomst de BOI formulerings gewijzigd worden, dan dienen de bovenstaande tabellen opnieuw gegenereerd worden op basis van de nieuwe formulerings.

Tabellen voor hoogwaterstand voor 22.5° en 30° sectoren van windrichting:

1. vlissing_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
vlissing_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
2. hoekvanh_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
hoekvanh_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
3. ijmuiden_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
ijmuiden_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
4. denhelde_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
denhelde_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
5. harlinge_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
harlinge_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
6. delfzijl_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
delfzijl_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
7. hansweert_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
hansweert_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
8. os11_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
os11_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
9. denoever_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
denoever_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
10. westters_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
westters_2035_wl_Wbltails_30deg.csv

11. lauwerso_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
lauwerso_2035_wl_Wbltails_30deg.csv
12. huibertg_2035_wl_Wbltails_22hdeg.csv
huibertg_2035_wl_Wbltails_30deg.csv

De tabellen bevatten dezelfde inhoud als voor de windsnelheid en zijn identiek geformatteerd. De bestandsnamen verwijzen naar de meetstations, en de nummering naar de posities in Figuur 2 (cirkels).

Deze zijn geldig voor het referentiejaar 2035. Voor een ander jaar moet zeespiegelstijging in rekening worden gebracht.

5.4 Voorwaardelijke overschrijdingskansen gegeven de windrichting

Tabellen voor potentiële windsnelheid voor 22.5° en 30° sectoren van windrichting:

1. vlissing_2035_potwind_condprob_12hour_22hdeg.csv
vlissing_2035_potwind_condprob_12hour_30deg.csv

(uitvoerpunt 52.00 N, 2.75 E)
2. hoekvanh_2035_potwind_condprob_12hour_22hdeg.csv
hoekvanh_2035_potwind_condprob_12hour_30deg.csv

(uitvoerpunt 52.50 N, 3.50 E)
3. ijmuiden_2035_potwind_condprob_12hour_22hdeg.csv
ijmuiden_2035_potwind_condprob_12hour_30deg.csv

(uitvoerpunt 53.00 N, 3.75 E)
4. denhelde_2035_potwind_condprob_12hour_22hdeg.csv
denhelde_2035_potwind_condprob_12hour_30deg.csv

(uitvoerpunt 53.50 N, 4.00 E)
5. westters_2035_potwind_condprob_12hour_22hdeg.csv
westters_2035_potwind_condprob_12hour_30deg.csv

(uitvoerpunt 53.75 N, 4.50 E)
6. huibertg_2035_potwind_condprob_12hour_22hdeg.csv
huibertg_2035_potwind_condprob_12hour_30deg.csv

(uitvoerpunt 54.00 N, 5.75 E)
7. delfzijl_2035_potwind_condprob_12hour_22hdeg.csv
delfzijl_2035_potwind_condprob_12hour_30deg.csv

(uitvoerpunt 54.00 N, 6.50 E)

De nummering verwijst naar de posities in Figuur 2 (driehoeken).

De eerste kolom van iedere tabel bevat een reeks regelmatig toenemende snelheden. Iedere volgende kolom bevat voor een gegeven sector van windrichtingen de voorwaardelijke overschrijdingskans dat het maximum van de potentiële windsnelheid over 12 uur in het winterhalfjaar (bestaande uit 365.25 12-uur intervallen) de in de eerste kolom vermelde snelheid overschrijdt, gegeven dat de geassocieerde windrichting in de gegeven sector zit.

In de berekening is voor de verdeling van de windrichting de in Sectie 5.2 gegeven verdeling voor Hoek van Holland (SEAS5 uitvoerpunt 52.50 N, 3.50 E) gebruikt, zoals vereist voor BOI.

We zien in de tabellen dat lage windsnelheden een kans van 0 hebben (daarvoor staan de voorwaardelijke overschrijdingskansen op 1). Dit heeft meerdere redenen:

- in de conversie van overschrijdingsfrequenties per heel jaar naar de kansverdeling van 12-uur maxima in een winterhalfjaar worden alle lage waarden aan het zomerhalfjaar toegekend (dat wordt immers genegeerd in BOI, maar met hogere waarden in de zomer moet wel rekening worden gehouden);
- ook worden de windsnelheden wat verhoogd doordat we het maximum van de potentiële windsnelheid over 12 uur beschouwen in plaats van de momentane waarde.

Tabellen voor hoogwaterstand voor 22.5° en 30° sectoren van windrichting:

1. vlissing_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv
vlissing_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv
2. hoekvanh_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv
hoekvanh_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv
3. ijmuiden_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv
ijmuiden_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv
4. denhelde_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv
denhelde_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv
5. harlinge_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv
harlinge_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv
6. delfzijl_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv
delfzijl_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv
7. hansweert_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv
hansweert_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv
8. os11_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv
os11_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv

9. `denoever_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv`
`denoever_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv`
10. `westters_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv`
`westters_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv`
11. `lauwerso_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv`
`lauwerso_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv`
12. `huibertg_2035_wl_condprob_12hour_22hdeg.csv`
`huibertg_2035_wl_condprob_12hour_30deg.csv`

De bestandsnamen verwijzen naar de meetstations, en de nummering naar de posities in Figuur 2 (cirkels). De tabellen zijn geldig voor het referentiejaar 2035. Voor een ander jaar moet zeespiegelstijging in rekening worden gebracht.

5.5 Parameters van de afhankelijkheid tussen zeewaterstand en windsnelheid

De geschatte s -waarden van het voor BOI voorziene model voor de afhankelijkheid tussen hoogwaterstand en wind langs de kust zijn voor 16 sectoren van 22.5° en voor 12 sectoren 30° opgeslagen in de bestanden

`svalues_2035_22hdeg.csv`, `svalues_2035_30deg.csv`

Voor het alternatieve model gebaseerd op een Gaussische copula voor de afhankelijkheid tussen hoogwaterstand en wind langs de kust (Sectie 3.3) zijn de schattingen van de correlatiecoëfficiënt voor 16 sectoren van 22.5° en voor 12 sectoren 30° opgeslagen in de bestanden

`corrcoefs_2035_22hdeg.csv`, `corrcoefs_2035_30deg.csv`

5.6 Reproduceerbaarheid

Voor de reproduceerbaarheid is gebruikt gemaakt van RStudio Markdown documenten waarin de verschillende stappen in de berekening apart kunnen worden uitgevoerd en gecontroleerd. Uit ieder document kan een pdf gegenereerd worden met alle grafische uitvoer door middel van de `knit` functionaliteit.

De code voor de schatting van de richting-afhankelijke statistiek van de schuifspanning en windsnelheid staat in `statistics-wind10.Rmd`.

De code van de schatting van de windrichting-afhankelijke statistiek van de hoogwaterstand staat in `statistics-wl10.Rmd` en `statistics-wl10others.Rmd`.

De code voor de schatting van van afhankelijkheid tussen hoogwaterstand en windsnelheid staat in `dependence10.Rmd`.

De code voor uitvoering van de nabewerkingen en productie van de tabellen staat in `production-wl10_extended.Rmd` en `production-wind10.Rmd`.

Deze code, een aantal daarin aangeroepen functies en de gebruikte data bevinden zich in het bestand `Update_statistiek_zeewaterstand_wind_06_archive.zip`.

Schattingen van standaardafwijkingen zijn alleen bij benadering reproduceerbaar; dit is een eigenschap van de daarvoor gebruikte bootstrap methode.

6 Conclusies, aanbevelingen

- Schattingen van de statistiek van extreme zeewaterstanden op basis van meetgegevens hebben een grote onzekerheid, die doorwerkt in de beoordeling en het ontwerp van de waterkeringen op basis van deze statistiek. Het is niet afdoende om deze onzekerheid door middel van uit-integreren in rekening te brengen. Hetzelfde speelt bij de statistiek van extreme wind.

Het is daarom van groot belang om deze onzekerheden zoveel mogelijk te verkleinen, mits goed onderbouwd.

- De nieuwe statistiek van potentiële wind zoals nu opgeleverd is afgeleid uit statistiek van de SEAS5 windschuifspanning d.m.v. de voor BOI voorziene formuleringen in Sectie 3.4. De statistiek van de schuifspanning waarmee de golfgroei in de BOI modellen zal worden aangedreven is dus direct van de SEAS5 gegevens afgeleid.
- Een vergelijking tussen de nieuwe schattingen van terugkeerwaarden van potentiële windsnelheid en de schattingen uit Caires (2009) gebruikt in WBI-2017 blijkt alleen zinvol om de effecten van de verschillen op de uitkomsten van de BOI belastingmodellen te evalueren, maar is niet bruikbaar om de kwaliteit van de huidige schattingen te beoordelen.
- De nieuwe schattingen van omnidirectionele terugkeerwaarden voor potentiële windsnelheid zijn lager dan die uit Caires (2009). Voor enkele afluiddige windrichtingen zijn de nieuwe schattingen hoger dan voorheen, omdat ze op data van punten op zee gebaseerd zijn in plaats van data van metingen aan de kust. De nieuwe schattingen hebben een kleinere onzekerheid dan de eerder gebruikte schattingen.
- Staartverdelingen van de windsnelheid boven water voor windrichtingen in de W tot N sector afgeleid uit de geschatte verdelingen voor windschuifspanning met een Charnock constante van 0.025 zijn verrassend consistent met windmetingen van stations aan de kust en op zee. Dit vormt een aanwijzing dat de geschatte terugkeerwaarden van de windschuifspanning (en dus ook die van de potentiële wind) niet te laag zijn.
- Verdere aanpassing van de windstatistiek om aftopping van de oppervlakteruwheid bij hoge windsnelheden in rekening te brengen wordt sterk ontraden: voor de schuifspanning verwachten we geen grote verandering in de staartverdeling van de schuifspanning ten gevolge van aftopping. Bovendien lijkt al een zekere mate van aftopping van de ruwheid plaats te vinden in het model waarmee de SEAS5 gegevens zijn gegenereerd.
- De nieuwe statistiek van zeewaterstanden is geschat op basis van een combinatie van SEAS5/DCSM-v5 gegevens en meetgegevens. Voor de getijstations ten zuiden van Den Helder zijn de schattingen van terugkeerwaarden van de zeewaterstand lager dan de waarden in WBI-2017 (tot ongeveer 0.5 m voor 10,000 jaar). De oorzaak is dat de vormparameters in de huidige studie niet

uit de meetgegevens zijn geschat, maar uit de SEAS5/DCSM-v5 data. Daardoor is onder meer de invloed van de buitengewone 1953 storm nu kleiner dan voorheen. Voor de stations rond de Waddenzee zijn de schattingen ongeveer gelijk of iets hoger dan in WBI-2017 (tot 0.1-0.2 m voor 10,000 jaar).

- Voor de getijstations ten zuiden van Den Helder zijn de geschatte onzekerheden in de terugkeerwaarden van de zeewaterstand voor 10,000 jaar aanzienlijk lager dan de in WBI-2017 gehanteerde onzekerheden. Voor de meeste stations rond de Waddenzee zijn de verschillen kleiner. De onzekerheden van de huidige schattingen zijn veel kleiner dan die van schattingen op basis van uitsluitend meetgegevens.
- Ten behoeve van de toepassing voor de beoordeling van waterkeringen is de statistiek van zeewaterstanden vertaald naar het referentiejaar 2035. Hiervoor is een uniforme zeespiegelstijging van 3.0 mm per jaar aangenomen.
- De afhankelijkheid tussen windsnelheid en hoogwaterstand is opnieuw bekeken, en nieuwe parameterschattingen zijn bepaald voor de voor BOI voorziene modelformulering overgenomen van WBI-2017 (zie Sectie 3.3).

Echter, deze formulering past niet goed bij de data. Aanbevolen wordt om deze te vervangen door een Gaussische copula met gespecificeerde correlatiecoëfficiënt, waarvan ook schattingen gemaakt zijn.

- Om te bepalen wat de gevolgen zijn van de verschillen tussen de nieuwe schattingen gepresenteerd in dit rapport en die in WBI-2017 wordt aanbevolen om proefberekeningen met de BOI belastingmodellen te maken om het gecombineerde effect van wijzigingen in wind- en zeewaterstandstatistiek voor de verschillende kustgebieden inzichtelijk te maken.

Referenties

- Belmonte Rivas, M., Stoffelen, A. (2019) Characterizing ERA-interim and ERA5 surface wind biases using ASCAT. *Ocean Sci.*, **15**, 1–31.
- Bengtsson, L., Andrae, U., Aspeliën, T., Batrak, Y., Calvo, J., de Rooy, W., Odegaard Koltzow, M. (2017) The HARMONIE-AROME model configuration in the ALADIN-HIRLAM NWP system. *Mon. Weather Rev.*, **145**, 1919–1935.
- Blackadar, A. K. and Tennekes, H. (1968), Asymptotic similarity in neutral barotropic planetary boundary layers. *Journal of the Atmospheric Sciences*, 25(6), 1015-1020.
- van den Brink, H.W. (2018), Extreme wind en druk in de ECMWF seizoenverwachtingen. Report TR-364, KNMI, de Bilt.
- van den Brink, H.W. (2020), Het gebruik van de ECMWF seizoenverwachtingen voor het berekenen van de klimatologie van extreme waterstanden langs de Nederlandse kust. Report TR-385, KNMI, de Bilt.
- van den Brink, Henk, de Valk, Cees and Sterl, Andreas (2022), De toegevoegde waarde van synthetische meteorologische gegevens (The added value of synthetic meteorological data). Memo KNMI, de Bilt.
- Caires, S. (2009), Extreme wind statistics for the Hydraulic Boundary Conditions for the Dutch primary water defences. *Report 1200264-005*, Deltares.
- Chbab, H., de Waal, H. (2017), Achtergrondrapport Hydraulische belastingen WBI-2017. *Report 1230087 -008-HYE-0001*, Deltares, Delft.
- Chbab, H. (2017), Basisstochasten WBI-2017 - Statistiek en statistische onzekerheid. *Report 1209433-012-HYE-0007*, Deltares, Delft.
- Dee, D. P., Uppala, S. M., Simmons, A. J. et al. (2011) The ERA-interim reanalysis: configuration and performance of the data assimilation system. *Q. J. R. Meteorol. Soc.*, **137**, 553–597.
- Dillingh, D., De Haan, L., Helmers, R., Können, G.P., Van Malde, J. (1993), De basispeilen langs de Nederlandse kust, Statistisch onderzoek, *Rapport DGW-93.023*, Rijkswaterstaat Dienst Getijdewateren.
- Dillingh, D. (2013), Veranderingen in gemiddelde zeeniveaus in de Nederlandse kustwateren. Rapport 1206182-000, Deltares.
- ECMWF (2018a), Implementation of Seasonal Forecast SEAS5. <https://confluence.ecmwf.int/display/FCST/Implementation+of+Seasonal+Forecast+SEAS5>, ECMWF, Reading.
- ECMWF (2018b), SEAS5 User Guide. https://www.ecmwf.int/sites/default/files/media_library/2017-10/System5_guide.pdf, ECMWF, Reading.

- Eilander, D. (2014), Herberekening basispeilen in het kader van WTI-2017. *Memo 1209431-003-ZWS-0002*, Deltares, Delft.
- Ferro, C. A., Segers, J. (2003). Inference for clusters of extreme values. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, textbf6(2), 545-556.
- Geerse, C.P.M., Wojciechowska, K. (2015). Betrouwbaarheidsintervallen voor kwantilen van de overschrijdingsfrequentie - Toepassing op kuststations en IJsselmeergebied. Rapport PR2829.20, HKV lijn in water.
- Geerse, C.P.M., (2015). Werkwijze uitintegreren onzekerheden basisstochasten voor Hydra-NL. Rapport PR3216.10, HKV lijn in water.
- Haan, L. D., Zhou, C. (2022). Bootstrapping Extreme Value Estimators. *Journal of the American Statistical Association*, (accepted), 1-28.
- de Haan, L., Ferreira, A. (2006), *Extreme value theory - An introduction*. Springer.
- Hersbach, H. et al. (2018) ERA5: Fifth generation of ECMWF atmospheric reanalyses of the global climate.
- Kalverla, P., Steeneveld, G.J., Ronda, R., Holtslag, A. A.M. (2019) Evaluation of three mainstream numerical weather prediction models with observations from meteorological mast IJmuiden at the North Sea. *Wind Energy*, **22**, 34–48.
- Keizer, I., Le Bars, D., de Valk, C., Jüling, A., van de Wal, R., Drijfhout, S. (2022). The acceleration of sea-level rise along the coast of the Netherlands started in the 1960s. *EGUsphere*, 1-21.
- Künsch, H.R. (1989), The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *Annals of Statistics* **17**, 1217–1241.
- Litvinova, S., Silvapulle, M. J. (2018). Bootstrapping tail statistics: tail quantile process, Hill estimator, and confidence intervals for high-quantiles of heavy tailed distributions (No. 12/18). Monash University, Department of Econometrics and Business Statistics.
- Litvinova, S., Silvapulle, M.J. (2020), Consistency of full-sample bootstrap for estimating high quantile, tail probability and tail index. *Preprint, ArXiv:2004.12639v1*
- Steppek, A., Savenije, M., van den Brink, H., Wijnant, I.L. (2015) Validation of KNW atlas with publicly available mast observations. *Technical Report TR-352*, KNMI.
- Sterl, A. (2019). Stress. Ongepubliceerde notitie, KNMI, de Bilt.
- Sterl, A. (2019), Wind across land-water transitions: Application of an analytical model to numerical model output. *Report TR-381*, KNMI, De Bilt.
- Tennekes, H. (1973). The logarithmic wind profile. *Journal of Atmospheric sciences*, 30(2), 234-238.

- Tetzner, D., Thomas, E., Allen, C. (2019) A validation of ERA5 reanalysis data in the Southern Antarctic Peninsula – Ellsworth Land region, and its implications for ice core studies. *Geosciences*, **9**, 289.
- de Valk, C. (2016), Approximation of high quantiles from intermediate quantiles. *Extremes* **19**, 661–686.
- de Valk, C. (2016). Approximation and estimation of very small probabilities of multivariate extreme events. *Extremes* **19**, 687–717.
- de Valk, C., Cai, J.J. (2018), A high quantile estimator based on the log-Generalised Weibull tail limit. *Econometrics and Statistics* **6**, 107–128.
- de Valk, C. (2020), Standard method for determining a climatological trend. *Report TR-389*, KNMI, De Bilt.
- de Valk, C.F., van den Brink, H.W. (2020), Estimation of wind speeds with very high return periods from large datasets generated by weather prediction models: statistical aspects. *Report WR-2020-01*, KNMI, De Bilt.
- de Valk, C.F., van den Brink, H.W. (2021), Comparison of tail models and data for extreme value analysis of high tide water levels along the Dutch coast. *Draft report*, KNMI, De Bilt.
- Van Vledder, G. Ph. (2015), Stappenplan aanpassing hydraulische randvoorwaarden op basis van nieuwe inzichten winddrag. Memo vc55m1r3, Van Vledder Consulting.
- de Waal, J. D. (2003). Windmodellering voor bepaling waterstanden en golven. Een analyse van de bouwstenen. Rijkswaterstaat RIZA werkdocument 2003.118x.
- Wijnant, I.L., Marseille, G.J., Stoffelen, A., van den Brink, H.W., Stepek, A. (2015) Validation of KNW atlas with scatterometer winds. *Technical Report TR-353*, KNMI.
- Wijnant, I.L., van Uft, B., van Stratum, B. et al. (2019) The Dutch Offshore Wind Atlas (DOWA): description of the dataset. *Technical Report TR-380*, KNMI.
- Wu, J. (1982), Wind-stress coefficients over sea surface from breeze to hurricane. *JGR*, Volume 87, no C12, 9704-9706.
- Zhang, F., Sun, Y. Q., Magnusson, L., Buizza, R., Lin, S.-J., Chen, J.-H., Emanuel, K. (2019) What is the predictability limit of midlatitude weather? *J. Atmos. Sci.*, **76**, 1077–1091.
- Zijl, F., Laan, S. (2021). Impact golfkoppeling DCSM-FM. Memo 11206814-004-ZKS-0008, Deltares, Delft.
- Von Storch, H., Zwiers, F. W. (2002). Statistical analysis in climate research. Cambridge university press.

Deel II. Appendix

A De toegevoegde waarde van synthetische meteorologische gegevens

The added value of synthetic meteorological data

Henk van den Brink
Cees de Valk
Andreas Sterl

KNMI
08-07-2022

In this document we use synthetic data: it consists of the outcomes of a weather model which is used in a climatological context. The question is: how well is this model (or more generally: weather- and climate models are) capable of reproducing extremes that have never been recorded in the current climate? To state it otherwise: the data is not real, but is it realistic?¹

What does a climate model do?

The main reason to trust this kind of weather- and climate models is that they basically do no more than solving the physical equations that rule the behavior of the atmosphere. These physical equations and the corresponding constants are well known: the equations of motion, the density of air, the (pressure-dependent) temperature when water freezes, etc. To state it crudely: starting with an atmosphere in rest, switching on the sun, and rotating the earth at its known speed, will soon result in a realistic behavior of the atmosphere: due to the difference in heating of the poles with respect to the equator the resulting temperature difference will result in moving air masses, which - due to the Coriolis effect - lead to jet streams, on which - due to barotropic and baroclinic instability - extratropical depressions will develop. This is exactly what we see happening in climate models.

However, the devil is in the details: is the temperature gradient between the equator and the poles large enough? Is the vertical structure of the temperature difference real? And consequently: is the jet stream not too strong or too weak, and climatologically at the right latitude? And is the number of depressions correct, as well as their interarrival times? The answer to all these kinds of questions determines the quality of the model.

The improvement in the models over the last decennia are mainly caused by two aspects:

1. There is a continuous increase in the (temporal, horizontal and vertical) resolution of the models. This results in better models as some processes are better described at higher resolutions, and others (e.g. non-hydrostatic processes) require very high resolutions. And land-use can change on a resolution that is much higher than the resolution of the climate models, and so does the corresponding variation in evaporation, roughness length, etc.
2. The parameterization of processes that can not be solved by the model (e.g. turbulence) has improved over the years.

The follow-up question is how sensitive the outcomes are for these parameterizations and these resolutions. Here it is important to distinguish between different meteorological

¹ We need even something more demanding: it needs to be good enough to enable us to make an accurate estimate of return values at least for return periods well within the length of the dataset.

variables, and the corresponding applications. To give some clarifying examples: the annual cycle in the temperature over The Netherlands will not be very sensitive to the improvements mentioned above, as it is mainly determined by the latitude. However, the extreme hourly precipitation in De Bilt will be very sensitive to the resolution and parameterisation, and the extreme 1-minute precipitation cannot not be obtained from a weather model at all.

The analysis of extreme surges at the Dutch coast can be considered to be relatively simple: it is not very sensitive to the horizontal resolution of the model, as the surge is determined by the wind over a large part of the North Sea. It is also not very sensitive to the temporal resolution, as it is determined by the wind averaged over (about) 6 hours². It also does not depend on land use, as it is only determined by the wind over water³. Even the drag parameterisation is of minor importance, as it is not the wind that determines the surge, but the stress at the water surface⁴. And also the interarrival times of depressions is of minor importance, as we are mainly interested in (very) extreme events (once-in-100-years and beyond), which can surely be considered as independent.

Statistical extrapolation of extreme events

The question is what all these considerations imply for the determination of the dike design levels. It may be helpful to make the considerations concrete by assuming that the extreme surges along the Dutch can be described by a statistical distribution with 3 parameters: a location- , a scale- and a shape parameter^{5,6}.

The location parameter corresponds for the POT models with the chosen threshold, and for block-maxima models it is commonly the once-a-year value. This means that this value has a clear physical meaning, and that it can relatively easily and accurately be determined - also from observational records⁷.

The scale parameter indicates how strongly the surge increases with an increase in return period. It can also be determined relatively accurately. Just as the location parameter, it has the physical unit of the variable under consideration. Its value may depend on the chosen threshold.

The shape parameter represents the stable shape of the tail of the distribution (only a few shapes are stable, i.e., are suitable for extrapolation). It is a dimensionless parameter; we can think of it as a (suitably normalized) curvature. Linear and constant bias terms in the weather and/or surge model do not affect the shape parameter. This parameter is hard to determine from the relatively short observational records, but it plays a crucial role in the extrapolation. Shape estimates from short records (such as observations/reanalysis) have two limitations: they have a large random error and/or they may be biased. With a larger dataset (such as from model simulations), we can use estimates at a higher threshold.

² The surge in the Waddenzee is more sensitive to small-scale wind fields and reacts quicker.

³ There may be minor local effects along the coast, e.g. in the Waddenzee, where a part of the water is considered to be land and vice versa, due to the limited resolution of the model.

⁴ The distinction of stress into drag and wind is important for comparison with observations, but not/barely for our purpose to calculate the (extreme) surge.

⁵ This may be a GPD, a GEV, a GW, or similar distribution (the Gumbel distribution is incorporated in the GEV family).

⁶ This implies that we exclude the possibility of a so-called second population over very rare but devastating wind-generating mechanisms (e.g. (remnants of) tropical cyclones).

⁷ The surge records along the Dutch coast are approximately 100 years in length.

These are less biased, and moreover, we only need to extrapolate quantiles over a smaller range of probabilities.

We hypothesize the following statement:

"Even if the (meteorological or climate) model is biased in its location- and scale parameters, its shape parameter may be accurate"

We substantiate this hypothesis with the following arguments:

- The location and scale parameters may be sensitive to the parameterisations of many processes, e.g. the timestep of the model. The 6-hourly timestep of the SEAS5 output will logically lead to lower surges than if the output timestep would have been 10 minutes. This will lead to an underestimation of the location (and/or scale) parameter. However, this does not influence the capability of SEAS5 to generate extreme extratropical depressions⁸ (the scale of a more severe extratropical depression and its associated wind field is not smaller than of a less severe one) and thus also not the shape parameter. See Larsen et al (2012) for a detailed discussion and additional references. An example will be given at the end of this memo.
- These models are used in the operational forecast, where they generate high-quality forecasts of these large-scale phenomena. This is - besides good initial conditions - mainly caused by the capability of these models to calculate the development of the meteorological phenomena by the accurate description of the physical equations that govern these phenomena. The same physical laws are used to extend the forecasts up to 7 months ahead. So, although the forecasts are no longer *real* (due to the chaotic behavior of the atmosphere), they are still *realistic*. We can even state that, if we generate 50 ensemble members with a climate model, they can be seen as 50 evenly probable and plausible *realizations* of the current climate, in which the observed climate can be seen as an equally likely 51th realization⁹.
- Beare (2007) found that the spatial maximum of surface stress at every instant during an extratropical storm scales in a very simple way with the initial strength of the jet. He concludes that this demonstrates the important role of the large-scale flow in organizing the boundary layer structure. Furthermore, he finds that if the boundary layer parametrization is changed, changes in the minimum pressure correspond closely to changes in the surface stress averaged over the cyclone.
- If we assume that variables associated with the large scale flow, such as minimum pressure or jet strength have distributions with regular tails (i.e., they are easy to approximate/extrapolate; no anomalies in the tail), the same should therefore hold for the surface stress.
- Furthermore, because we can trust the shapes of the extreme value distributions of simulated minimum pressure, jet strength etc. (for the reasons given earlier), we can also trust the shape of the tail of the stress distribution from these simulations.
- It is therefore - from a physical point of view - more logical to fit an extreme-value-distribution to the stress than to the wind. The distribution of the wind

⁸ The internal timestep of SEAS5 is 20 minutes, but the output is archived every 6 hours.

⁹ This argument is not a direct confirmation of the correctness of the shape parameter, but is a more general aspect of the reliability of the model outcomes.

can then be derived from the distribution of the stress by assuming a drag relation (e.g. a Charnock relation).

- Indeed, annual maxima of the stress from SEAS5 data appear to be in good approximation Gumbel-distributed, and therefore easy to extrapolate.
- If needed, or even just as a sanity check, this drag relation can be tuned to match the extreme wind distributions inferred from measurements, e.g. by adjusting the Charnock parameter (ideally, however, we would not need to use wind speed at all; the stress would be sufficient).
- The arguments above imply that any anomalies in boundary layer processes, such as the drag coefficient saturation observed at very high wind speeds, primarily affect the tails of "derived" variables such as the wind speed at a specified height, but not of the stress, which is tightly connected to the large-scale flow.

The ultimate question is whether uncertainty of the model outweighs the decrease in statistical extrapolation uncertainty of the observations.

- The statistical uncertainty of the extrapolation includes both the uncertainty in the parameters (of which the shape parameter is most uncertain) as well as the uncertainty in the choice of the distribution that is used¹⁰.
- Applying an extrapolation to observational data suggests that the normative storm surges are physically upscaled versions of the observed ones - an assumption that cannot be verified¹¹.
- Extrapolation from observations only results in a return value for the required return period, not in a meteorological description of that event.
- As advocated above, the use of synthetic data circumvents the severe shortcomings of the short observational records.

Extreme Mean sea level pressure: an illustration

We illustrate our claim that extreme extratropical storms are faithfully and robustly simulated by present-day climate models by investigating the effect of a different resolution and different parameterizations on the statistics of the annual minimum mean sea level pressure (mslp).

We compare the GEV parameters of annual-minimum (daily-averaged) mslp over the North Sea as obtained from 16 EC-Earth3bis runs (1950-2014) with those from RACMO runs that are downscaled from these EC-Earth3bis runs. In total, $16 \times 65 = 1440$ years are evaluated¹².

Figure 1 shows the spatial patterns of resp. the location-, scale- and shape parameter of the GEV distribution on annual mslp minima. The colors show the RACMO results, the contour lines the EC-Earth3bis results.

¹⁰ If a Gumbel distribution is chosen (or an exponential distribution in the POT approach) the (uncertainty in the) shape parameter is excluded beforehand, which leads to a severe underestimation of the estimation of the uncertainty range.

¹¹ This is still true for synthetic data (which is also not 100,000 years in length); however, the long synthetic record enables the choice of a much higher threshold (or blocks of more years).

¹² These data are generated for the KNMI'23 climate scenarios.

The figure shows a good spatial agreement between these models. Remarkably, the EC-Earth3bis generates slightly deeper depressions than RACMO, which is somewhat counter-intuitive as RACMO has a higher spatial resolution¹³.

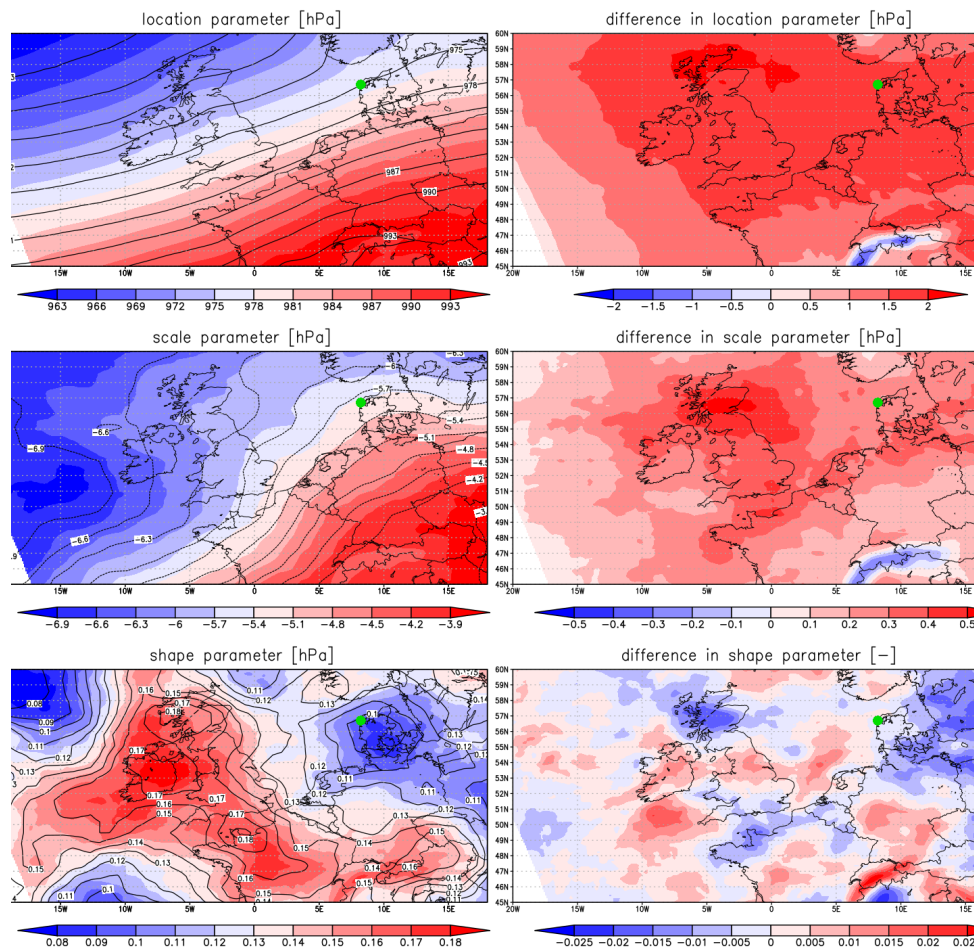


Figure 1: Spatial patterns of resp. the location, scale and shape parameter of the GEV distribution on mslp annual minima. The colors show the RACMO results, the contour lines the EC-Earth3bis results. The right panels show the difference of RACMO minus EC-Earth3bis.

For our illustrative purpose, the figure with the difference in shape parameters is the most interesting figure (right bottom). The uncertainty in the GEV shape parameter for a 1040-year record is ~ 0.02 . This means that the rather noisy pattern in the difference points out to be insignificant for all gridpoints.

The Gumbel plots of the daily-average mslp for RACMO23, EC-Earth3bis, and the 8400-year SEAS5 dataset for the grid points closest to (8.216E, 56.7N), at the eastern side of

¹³ It is probable that the higher resolution of RACMO is masked by the fact that daily-averaged values are investigated.

the North Sea (indicated with a green dot in Figure 1) are shown in Figure 2. We chose this location for 2 reasons: First, a low mslp at this location indicates that the center of a depression is positioned over Denmark, resulting in North-westerly winds over the North Sea and consequently high surges at the Dutch coast. Second, at this location, at Thyboron (DK), a 147-year record of daily-averaged mslp values is available, which is shown in Figure 2 as well.

The figure confirms the finding that the location parameters of RACMO, EC-Earth3bis and SEAS5 differ (slightly but significantly), but the shape parameters do not¹⁴. It also shows that all three models have a good agreement with the observational record, and are capable of generating deeper depressions at this location than ever observed.

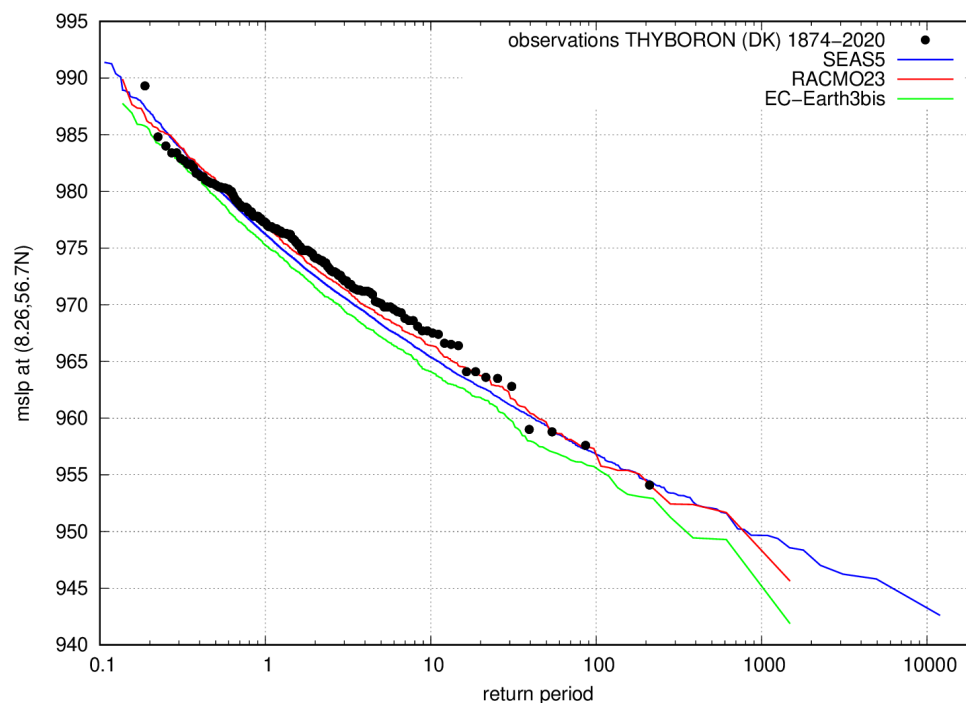


Figure 2: Gumbel plots of the annual-minimum mslp values for grid point (8.216E,56.7N) for RACMO (red), EC-Earth3bis (green) and SEAS5 (blue).

Note also that the tails of annual minimum mslp in Fig. 3 are highly regular, confirming our assumption.

Extreme stresses: a second illustration

A second substantiation for our claim that extreme extratropical storms are faithfully and robustly simulated by present-day climate models by investigating the effect of a different

¹⁴ For this location, also the scale parameters do not differ significantly.

temporal and spatial resolution and different parameterizations of the drag over sea on the statistics of the annual maximum stress.

We compare the GEV parameters of annual-maximum stress over the North Sea as obtained from 16 RACMO23 runs (1950-2014) with those from SEAS5 for the grid points closest to (3.5E,54N), i.e. a central location over the North Sea.

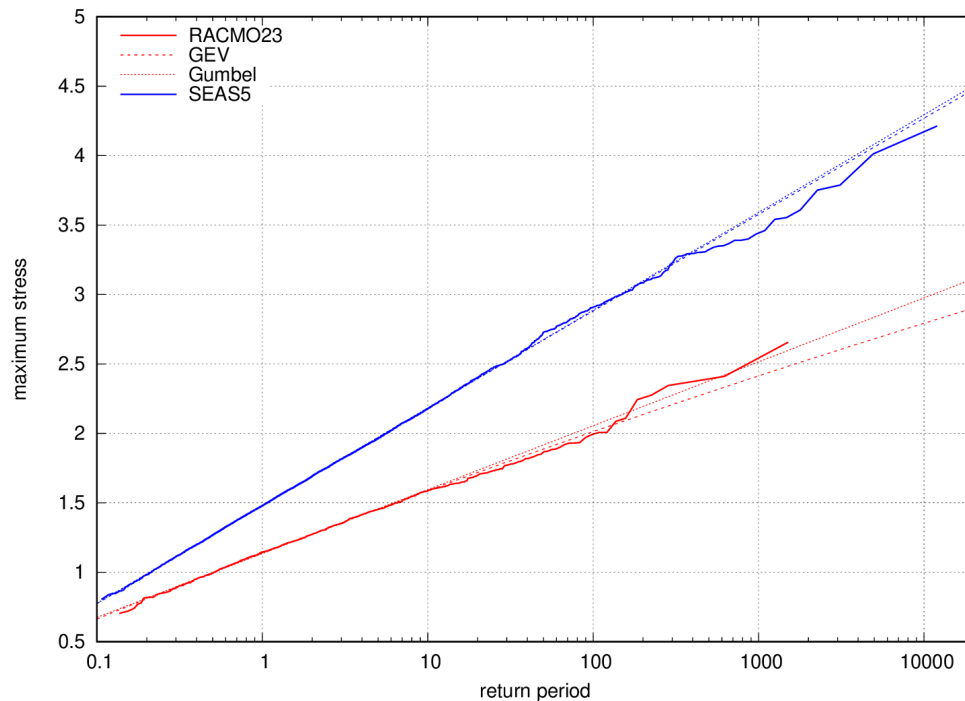


Figure 3: Gumbel plots of the annual-maximum stress for grid point (3.5E,54N) for 3-hourly RACMO23 (red) and 6-hourly SEAS5 (blue).

Although the values differ, the annual maxima of the stress can for both models be described by a GEV distribution with a shape parameter that is close to zero. This is remarkable, as not only the time-aggregation differs (3-hourly versus 6-hourly), also the spatial resolution differs (12km vs 30km), and the drag parameterisation¹⁵.

Conclusion

We conclude that an optimal extrapolation can be obtained by combining the location- and scale parameter from observational records with the shape parameter from long synthetical weather- and/or climate models.

¹⁵ SEAS5 uses an advance wind-wave-interaction model, where the drag is time-dependent. RACMO23 uses a (modified) Charnock relation.

Reference

Larsén, X.G., Ott, S., Badger, J., Hahmann, A.N. and Mann, J., 2012. Recipes for correcting the impact of effective mesoscale resolution on the estimation of extreme winds. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 51(3), pp. 521-533.

Beare, R. J., 2007. Boundary layer mechanisms in extratropical cyclones. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 133(623), pp. 503-515.

B Schattingen van de GW vormparameter van (pseudo) windsnelheid uit SEAS5 en heranalyse-gegevens

Windmetingen zijn schaars op de Noordzee, maar verschillende heranalyse datasets zijn beschikbaar die meerdere decaden bestrijken. Bovendien hebben heranalyse gegevens het grote voordeel dat data van de schuifspanning beschikbaar zijn, waarmee we de staartverdeling van de SEAS5 schuifspanning kunnen valideren.

Twee heranalyse-datasets zijn gebruikt:

- ERA5 (Hersbach et al., 2018), the meest recente globale heranalyse door ECMWF over de jaren 1979-2019;
- KNW (<https://www.knmiprojects.nl/projects/knw-atlas>), een regionale verfijning van ERA-Interim (Dee et al, 2011) (het ECMWF product voorafgaand aan ERA5) voor de Noordzee over 1979-2019; de verfijning is uitgevoerd met het mesoschaal model HARMONIE (Bengtsson et al., 2017).

Deze hanteren sterk verschillende resoluties en verschillende benaderingen van de impuls-uitwisseling in de grenslaag. De ERA5 wind data zijn eerder gevalideerd tegen meetgegevens in bijv. Belmonte Rivas en Stoffelen (2019); Kalverla et al. (2019); Tetzner et al (2019); Wijnant et al (2019) en in andere daarin geciteerde rapporten. De KNW wind data zijn gevalideerd tegen mast and lidar metingen op verschillende punten in de Noordzee en tegen scatterometer data; zie Stepek et al (2015); Wijnant et al (2015, 2019) en de referenties daarin. De empirische staartverdelingen van de KNW windsnelheid blijken goed overeen te komen met de empirische staartverdelingen van mast metingen; zie Stepek et al (2015). Deze bevindingen ondersteunen het gebruik van deze heranalyses voor validatie van de SEAS5 statistiek.

We richten ons op de vergelijking van schattingen van de vormparameter van de GW staart, omdat deze is gebruikt voor de extreme waarden analyse in dit rapport. De vormparameter-schattingen worden getoond als functies van de sample fractie p (de fractie van de waarden boven een gekozen drempelwaarde, die voor de schatting zijn gebruikt). In deze context kunnen we denken aan de werkelijke vormparameter als een functie van p , en we kunnen de schattingen zien als de van p afhankelijke schattingen van deze functie¹⁵. De gekozen lokatie is 3°E, 55°N in de centrale Noordzee, ver buiten de invloed van land.

Figuur 17 toont dat de vormparameterschattingen uit de SEAS5 windsnelheid u_{10} (links) toenemen met afnemende sample fractie (toenemende windsnelheid). Ze zijn compatibel met de schattingen uit de heranalyse gegevens (links), die eveneens toenemen; deze trend is blijkbaar kenmerkend voor de staartverdeling van windsnelheid. De betrouwbaarheidsbanden van de schattingen uit de heranalyse gegevens zijn breed, dus meer stellige conclusies kunnen niet getrokken worden.

Rechts zien we de vormparameterschattingen voor de pseudo-windsnelheid, die is afgeleid uit schuifspanning door middel van een Charnock relatie met constante 0.02

¹⁵ Daarmee wordt de validatie onafhankelijk van de aanname aan het limietgedrag van de staart waarop de GW staartverdeling gebaseerd is.

(het maakt voor deze vergelijking vrijwel niet uit welke waarde hier precies is gekozen). Deze is voor de huidige studie het meest relevant, want we gebruiken schattingen van de vormparameter van de GW staartverdeling van de schuifspanning, die gerelateerd is aan de pseudo-wind door middel van een zeer gladde monotone functie. Voor de pseudo-windsnelheid is de trend in de vormparameterschattingen uit SEAS5 data veel kleiner dan voor de windsnelheid, in overeenstemming met de schattingen uit de heranalyse-gegevens; ook de waarden zelf stemmen goed overeen met de heranalyses.

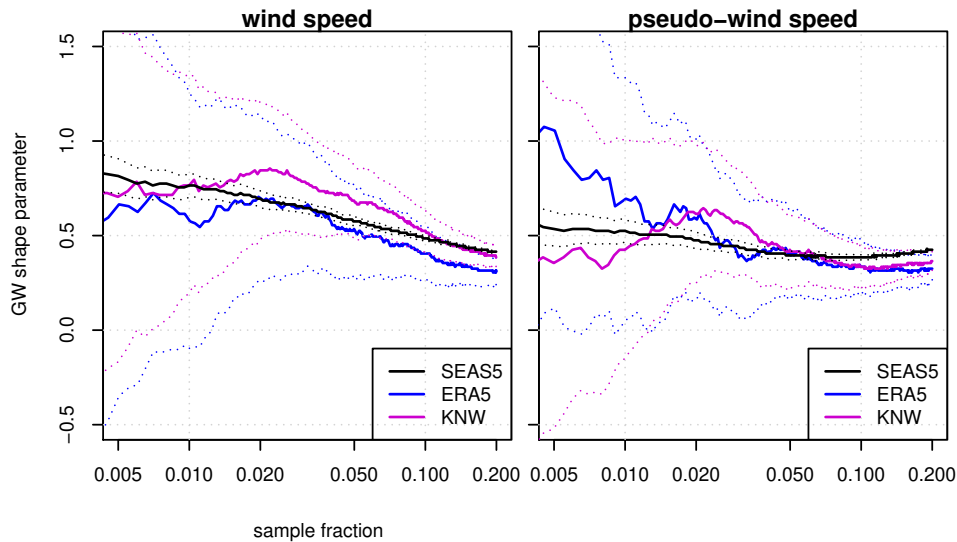


Fig. 17: Schattingen van de vormparameter van de GW staartverdeling voor windsnelheid u_{10} (links) en pseudo-windsnelheid (rechts) uit SEAS5 (zwarte lijn) met 95% betrouwbaarheidsintervallen (zwart gestippeld), uit de KNW heranalyse (magenta lijn) en uit de ERA5 heranalyse (blauwe lijn) en hun betrouwbaarheidsintervallen (gestippeld). De horizontale as geeft de voor de schatting gebruikte sample fractie aan (zie tekst).

De hoge schattingen van de GW vormparameter voor windsnelheid links in Figuur 17 en de toename met afnemende sample fractie suggereren dat de exponentiële staartverdelingen gebruikt in Caires (2009); Chbab en de Waal (2017) voor de analyse van windmetingen niet onredelijk zijn, al geeft het mogelijk wel enige overschatting¹⁶. Echter, de vormparameter van de pseudo-windsnelheid neemt aanzienlijk minder toe met afnemende sample fractie dan de vormparameter van de windsnelheid; de pseudo-windsnelheid heeft een lichtere staart dan windsnelheid. Dit impliceert dat in het extreme bereik de relatie tussen windsnelheid en schuifspanning uit de simulaties en heranalyses niet in een eenvoudige formule zoals die van Charnock of Wu (1982) kan worden gevat; de ruwheid van het zeeoppervlak en dus ook de schuifspanning nemen minder snel toe bij toenemende windsnelheid (dit blijkt ook uit Figuur 19 in Appendix C voor de relatie tussen windsnelheid en schuifspanning uit SEAS5 voor twee posities dicht bij de Nederlandse kust).

Als dit gedrag realistisch is, dan kunnen we extreme waarden statistiek geschat uit windmetingen op zee of aan de kust niet betrouwbaar met dergelijke eenvoudige

¹⁶ Voor een exponentiële staartverdeling is de GW vormparameter gelijk aan 1, voor een Rayleigh verdeling is deze 0.5.

formules naar schuifspanning vertalen, zoals in WBI-2017 is gedaan; de schuifspanning kan aanzienlijk overschat zijn. Gezien het consistente beeld dat de verschillende simulaties en heranalyses geven, is er in ieder geval reden om behoedzaam te zijn met het gebruik van schattingen van de schuifspanning afgeleid uit statistiek van extreme windsnelheid geschat uit windmetingen aan de kust en op zee. Dit in tegenstelling tot een direct uit metingen en/of modellering bepaalde schuifspanning.

C Overwegingen met betrekking tot de staartverdeling van de schuifspanning

Voor de belastingmodellen (en meer specifiek, voor de golfberekeningen voor de kustwateren) is de schuifspanning nodig. Deze grootte is uitgevoerd door het ECMWF model waarmee de SEAS5 data zijn gegeneerd, dus de data zijn beschikbaar.

Een mogelijke reden om deze data niet zonder aanpassingen te gebruiken zou kunnen zijn dat uit experimentele gegevens blijkt dat de ruwheidslengte (en daarom de weerstandscoefficiënt C_d) boven water afgetopt wordt (niet langer toeneemt met de windsnelheid u_{10}) boven een u_{10} van ongeveer 30 m/s (van Vledder, 2015). Wanneer dit verschijnsel niet in het ECMWF model is gerepresenteerd, dan is de door het model berekende schuifspanning in dit bereik van windsnelheden te hoog, en/of de berekende windsnelheid u_{10} te laag. Omdat we staartverdelingen schatten uit voornamelijk gegevens van schuifspanning of windsnelheid in een lager windsnelheidsbereik kan dit sterk doorwerken in extrapolaties van terugkeerwaarden naar grote terugkeertijden (tot 10 miljoen jaar). Niet alleen de schaal maar ook de vorm van de staartverdeling kan verkeerd zijn, wat grote fouten in zulke terugkeerwaarden kan geven.

Er zijn echter een aantal argumenten tegen correctie van de schuifspanning uit SEAS5.

- Een redelijke aanname is dat de geostrofische (door de drukgradiënten bepaalde) wind op grotere hoogte een gladde staartverdeling heeft. Als het model dan een fout maakt doordat de aftopping van de ruwheidslengte wordt genegeerd, dan heeft dit gevolgen voor zowel de schuifspanning als de windsnelheid: dit volgt uit de analyse in Sterl (2019a) van de relatie tussen schuifspanning en geostrofische wind op basis van eerder werk van Tennekes (1973) en Blackadar en Tennekes (1968). We kunnen dus niet stellen dat de aftopping slechts een van beide variabelen zal beïnvloeden.

Wel kunnen de effecten kwalitatief en kwantitatief verschillen. Om dit af te schatten kan volgens Blackadar en Tennekes (1968) de geostrofische windcomponent in de richting van de schuifspanning benaderd worden met

$$\frac{u_*}{\kappa} \log \left(\frac{u_*}{f z_0} \right) \quad (6)$$

met f de Coriolis parameter, z_0 de ruwheidslengte, $\kappa = 0.4$ en $u_* = (\tau/\rho_a)^{1/2}$ met τ de schuifspanning en ρ_a de luchtdichtheid. De geostrofische windcomponent loodrecht op de richting van de schuifspanning is relatief klein en kan benaderd worden met $-4.5u_*/\kappa$. Bekijken we dan het effect van aftopping bij $u_{10} = 30$ m/s op een Charnock relatie voor z_0 met constante 0.025, dan blijkt het effect op de windsnelheid u_{10} groter dan het effect op de schuifspanningssnelheid u_* ; zie Figuur 18. Voor de schuifspanningssnelheid is het effect van aftopping redelijk te benaderen met een lineaire transformatie, maar voor de windsnelheid zien we een grotere verandering in de vorm van de kromme. Dit impliceert dat de staart van u_* minder gevoelig is voor aftopping dan de staart van u_{10} . Bij andere keuzen van de parameters zien we kwalitatief hetzelfde patroon.

- Bovenstaande redenering gaat nog voorbij aan de interactie tussen de luchtdrukgradienten en de schuifspanning in een storm. Zowel de literatuur als eigen analyses wijzen op een nauwe samenhang tussen beide (van den Brink et al, 2022); zie Appendix A: de vorm van de staartverdeling van de schuifspanning uit modelsimulaties lijkt ongevoelig voor de details van de grenslaagbenadering (zie Sectie 3.2).
- We kunnen ook kijken naar de relatie tussen schuifspanning en u_{10} geschat uit de SEAS5 gegevens op de gekozen uitvoerpunten. Figuur 19 toont als voorbeelden schattingen van de effectieve weerstandscoefficiënt $C_d = (u_*/u_{10})^2$ uit de SEAS5 data voor uitvoerpunten ten NW van Hoek van Holland en West Terschelling (zie Figuur 2). Rond een windsnelheid van 25-30 m/s lijken de schattingen van C_d te stabiliseren op een waarde van rond de 0.003. We kunnen dus niet stellen dat het model geen aftopping of verzadiging van de effectieve ruwheidslengte kent. Bovendien toont deze een glad verloop vanaf een windsnelheid van rond 18 m/s, en zal daarom in de staartschattingen van schuifspanning en windsnelheid uit SEAS5 data tot uitdrukking komen. Daarom is het verstandig om aan de voorzichtige kant te blijven en geen verdere reductie van de schuifspanning toe te passen.

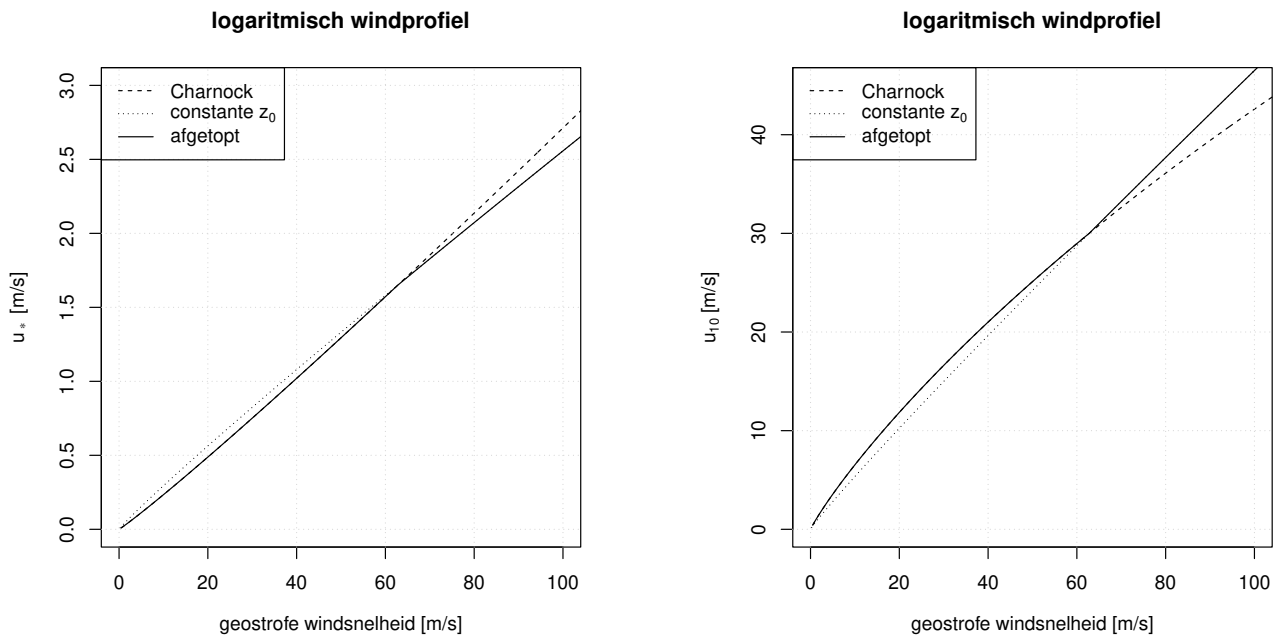


Fig. 18: Benadering van de relatie tussen geostrofische windsnelheid en schuifspanningssnelheid u_* (links) en windsnelheid u_{10} (rechts) op basis van een Charnock relatie met constante 0.025 met de ruwheidslengte afgetopt bij $u_{10} = 30$ m/s.

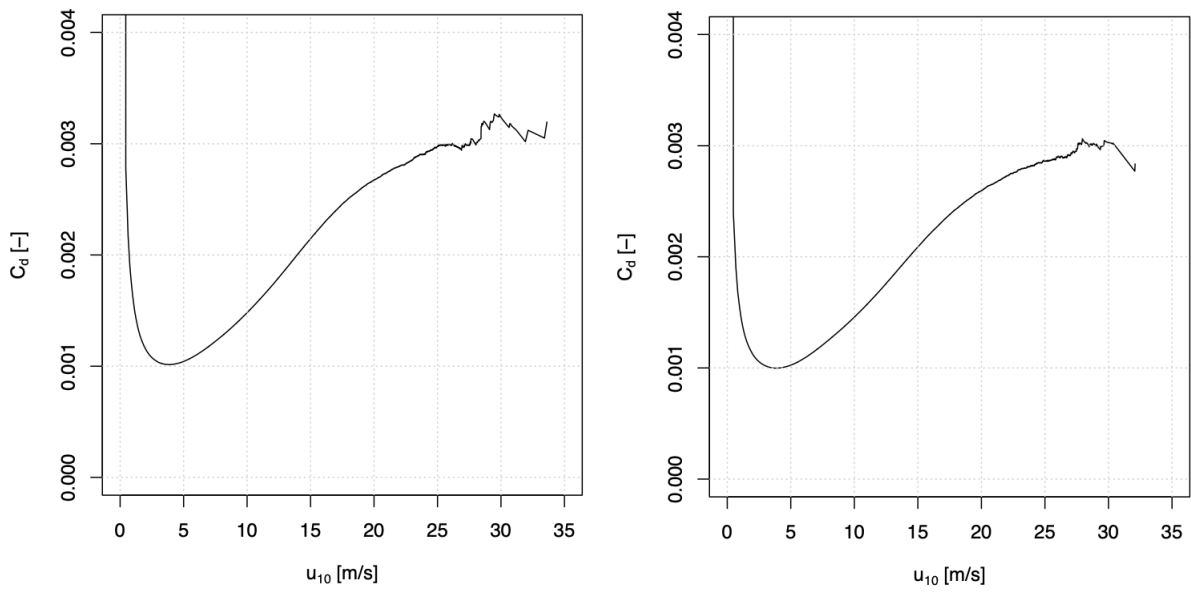


Fig. 19: Schattingen van de effectieve weerstandscoefficiënt C_d als functie van windsnelheid uit SEAS5 data ten NW van Hoek van Holland (links) en ten NW van West Terschelling (rechts).

D Effect van SEAS5 modelinitialisatie op de variabiliteit en onzekerheid van schattingen van de startverdeling van de schuifspanning

Inleiding Het ECMWF SEAS5 archief van ensemble-seizoensverwachtingen biedt meer dan 8000 jaar aan 6-uurlijkse weergegevens zoals windsnelheid en schuifspanning nabij het aardoppervlak. Iedere maand vanaf 1981 is een ensemble van 25-50 seizoensverwachtingen geproduceerd; van elke run over 7 maanden bewaren we de gegevens van de laatste 6 maanden. In de statistische analyse zijn de gegevens van verschillende runs behandeld als statistisch onafhankelijk. Dit is een redelijke veronderstelling wat betreft individuele stormen, die door het model zelf gegenereerd worden. De beginvoorwaarden voor de SEAS5-verwachtingen zijn echter grotendeels bepaald door een analyse van de atmosfeer en de oceaan op dat moment, dus runs die in dezelfde maand van hetzelfde jaar (of enige tijd ervoor of erna) beginnen kunnen ook na een maand nog onderlinge overeenkomsten hebben door persistentie in het gekoppelde systeem van atmosfeer, oceanen en cryosfeer.

Omdat ieder ensemble 25-50 modelruns omvat, hebben we veel data, en kunnen we nauwkeurig bepalen wat het effect is van de afhankelijkheid in de initialisatie, en ook wat voor effect dit heeft op de nauwkeurigheid van schattingen van de startverdeling op basis van de complete dataset van SEAS5 gegevens.

Bovendien kunnen we hier ook iets van leren over de aard van jaar-op-jaar variaties in het extreme windklimaat, en het effect hiervan op de extreme waarden analyse van windschuifspanning of windsnelheid.

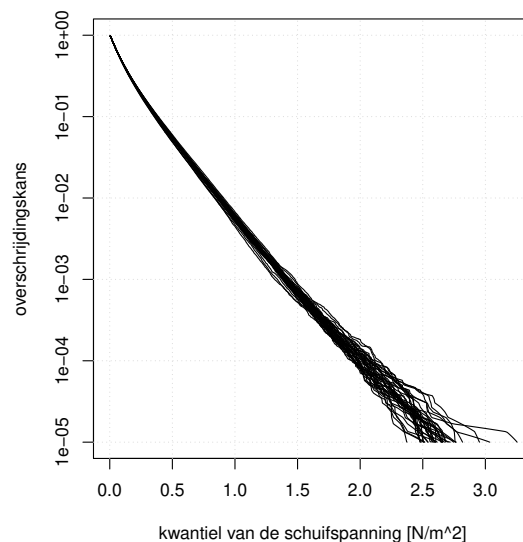


Fig. 20: Empirische kwantielen van de SEAS5 schuifspanning voor de verschillende kalenderjaren uit SEAS5 voor een roosterpunt ten NW van Hoek van Holland.

Analyse Om deze afhankelijkheid te beoordelen zijn voor elk kalenderjaar in 1982-2018 de gemiddelden en kwantielen van de schuifspanning bepaald uit de SEAS5 data

van een roosterpunt ten NW van Hoek van Holland (driehoek met label 2 in Figuur 2). De kwantielen zijn geplot in Figuur 20. Deze schattingen zijn gewogen, zodanig dat de data van iedere maand in ieder jaar een gewicht hebben overeenkomend met de duur van de maand; hierdoor worden valse fluctuaties over de jaren door over- of onder-representatie van maanden voorkomen.

De spreiding van de jaarlijkse kwantielen lijkt vrij beperkt. Voor een nauwkeuriger beeld is in Figuur 21 (links) voor ieder jaar de verhouding van het kwantiel ten opzichte van het gemiddelde over alle jaren geplot. Voor overschrijdingskansen boven 0.001 lopen de curven behorend bij verschillende jaren min of meer parallel aan de horizontale as; dit suggereert dat de jaarlijkse variabiliteit van de staart van de schuifspanning het karakter heeft van een modulatie door een tijdsafhankelijke factor die voor alle kwantielen ongeveer hetzelfde is. Het is een gegeven dat fouten in empirische kwantielen voor verschillende overschrijdingskansen onderling sterk afhankelijk zijn, vanwege het Brownse beweging-achtige karakter van deze fouten als functie van de kans¹⁷. Deze schattingen lijken echter verrassend coherent, en bovendien lijkt de spreiding in de relatieve afwijkingen bijna constant over de kansen van 0.001 tot 0.1, wat beslist niet te verwachten is als we ieder jaar willekeurige trekkingen zouden doen uit dezelfde populatie van schuifspanningen.

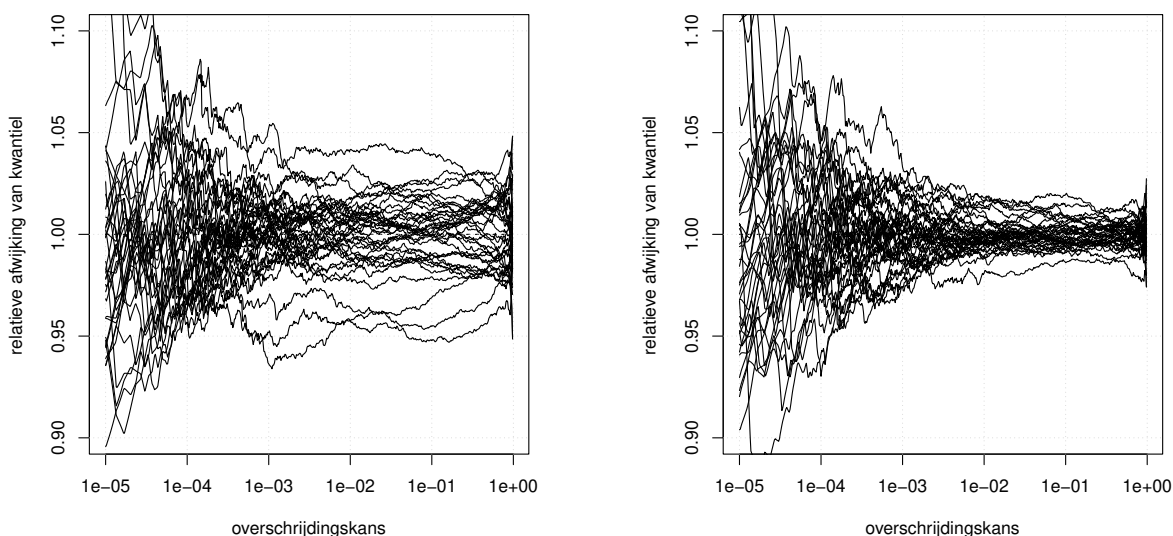


Fig. 21: Verhoudingen van empirische kwantielen van SEAS5 schuifspanning per kalenderjaar t.o.v. hun gemiddelde, voor een roosterpunt ten NW van Hoek van Holland (links), en hetzelfde na verwisselen van de kalenderjaren van de individuele SEAS5 runs (rechts).

Om erachter te komen in hoeverre de variabiliteit in de jaarlijkse kwantielen verband houdt met initialisatie, werden de beginjaren van de runs (maar niet de maanden!) onderling verwisseld door middel van random trekking zonder teruglegging, en werden de resterende data van iedere run aangepast aan de nieuwe startdatum om de temporele ordening binnen een run te behouden. Deze verwisseling

¹⁷ Bijv. Proposition 2.4.9 in de Haan en Ferreira (2006).

van beginjaren elimineert het effect van initialisatie op de spreiding in de jaarlijkse kwantielen. De verhoudingen van de jaarlijkse kwantielschattingen ten opzichte van hun gemiddelde na verwisseling zijn getoond in Figuur 21 (rechts). We zien dat voor kansen boven ongeveer 0.0005 de spreiding na verwisseling kleiner is.

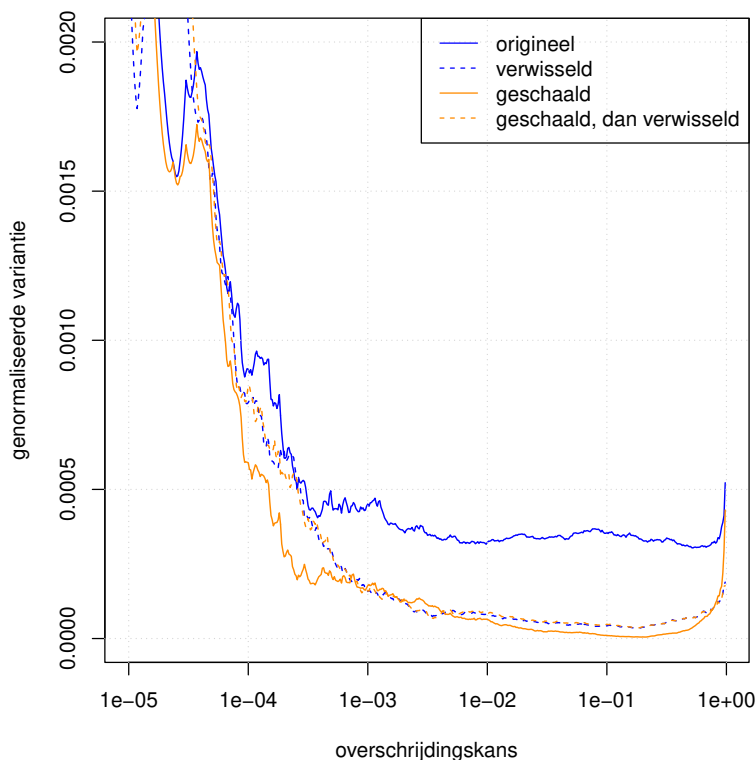


Fig. 22: Genormaliseerde varianties van jaarlijkse kwantielschattingen voor de oorspronkelijke SEAS5 data van de schuifspanning (blauw doorgetrokken) en na (blauw gestreept) verwisselen van de beginjaren van de runs. Normalisatie houdt in: deling door het kwadraat van de gemiddelde kwantielschatting uit de oorspronkelijke data. In oranje: idem, maar bepaald na schaling van de data van ieder jaar op basis van de jaargemiddelde schuifspanning.

Dit is preciezer weergegeven in Figuur 22. Deze toont voor elke overschrijdskans de variantie van de jaarlijkse empirische kwantielen, gedeeld door het kwadraat van het gemiddelde van de kwantielschattingen uit de oorspronkelijk data, zowel voor (blauw doorgetrokken) als na (blauw gestreept) verwisseling van de startjaren van de runs. Voor overschrijdskansen boven 0.001 elimineert de verwisseling meer dan de helft van de variantie in de jaarlijkse kwantielen, dus het overgrote deel van de spreiding in de kwantielen in dit kansbereik is toe te schrijven aan overeenkomstige initialisatie van de runs die in dezelfde maand en hetzelfde jaar zijn gestart.

Om de hypothese te onderzoeken dat het grootste deel van de spreiding in de kwantielschattingen per kalenderjaar het gevolg is van een uniforme modulatie met een tijdsafhankelijke factor, hebben we de jaargemiddelde schuifspanningen gedeeld door hun overall gemiddelde, resulterend in een jaarlijkse schaalfactor met gemid-

delde waarde 1. Vervolgens zijn voor ieder jaar alle empirische kwantielen gedeeld door deze schaalfactor. Dit is gedaan op basis van de oorspronkelijke gegevens, maar ook op basis van de gegevens waarvan de kalenderjaren zijn verwisseld; de schaalfactoren voor beide gevallen zijn geplot als functies van de tijd in Figuur 23. De resultaten voor de staartkwantielen zijn te zien in de oranje lijnen in Figuur 22.

Voor de oorspronkelijke data (getrokken lijnen) geeft deze schaling op basis van de jaargemiddelde schuifspanning een dramatische reductie van de variabiliteit van de empirische kwantielen voor alle overschrijdingskansen boven 0.0001. De variantie van de empirische kwantielen uit de oorspronkelijke data na schaling is overal zelfs lager dan de variantie na verwisseling van de beginjaren van de runs.

Gaan we vervolgens voor de geschaalde data de beginjaren van de runs verwisselen (precies zoals eerder met de oorspronkelijke data gedaan), dan vinden we geen reductie van de variantie ten gevolge van verwisseling. Schaling elimineert dus volledig het effect van de initialisatie¹⁸.

Dit impliceert dat de invloed van initialisatie op de spreiding in de jaarlijkse kwantielen beperkt blijft tot een schaling van alle kwantielen met dezelfde factor, evenredig aan de jaargemiddelde schuifspanning.

Deze heeft een relatieve standaarddeviatie van 1.7%. Dit is consistent met de relatieve standaarddeviatie van de jaarlijkse kwantielen, die ook iets onder 2% ligt over het kansbereik 0.001-0.9. Het effect van initialisatie op de variabiliteit van empirische kwantielen is dus uiterst bescheiden.

De betekenis van dit resultaat is niet beperkt tot de initialisatie van weersverwachtingsmodellen en klimaatmodellen. De initialisatie is namelijk gebaseerd op een grote hoeveelheid van allerlei soorten meetgegevens die een groot deel van de planeet dekken, dus de maandelijks veranderende begincondities van de SEAS5 verwachtingen geven de natuurlijke variabiliteit goed weer op tijdschalen vanaf een maand. In de runs van 7 maanden divergeren de simulaties van deze begincondities, maar de inter-jaarlijkse variabiliteit kan nog steeds realistisch zijn, zelfs als de gesimuleerde waarden afwijken van de weeranalyses.

Dit wordt bevestigd door de goede overeenkomst van de relatieve standaarddeviaties van de jaargemiddelde schuifspanning uit SEAS5 en uit de KNW heranalyse nabij 3°E, 55°N midden op de Noordzee (zie Appendix B); deze zijn respectievelijk 1.7% en 1.6%.

We zien bovendien in Figuur 23 overeenkomst tussen de berekende schaalfactor (evenredig aan de jaargemiddelde schuifspanning) en de fluctuaties in de North Atlantic Oscillation (NAO) index voor dec-jan-feb van NCAR¹⁹. De correlatie tussen deze signalen is vrij zwak (de correlatiecoëfficiënt is 0.5), maar onmiskenbaar. Een sterke correlatie is overigens niet te verwachten, want we vergelijken een locale grootheid met een grootschalig oscillatiepatroon.

Het is aannemelijk dat de hier uit SEAS5 gegevens afgeleide relatie tussen jaargemiddelde schuifspanning en jaarlijkse kwantielen van de schuifspanning robuust

¹⁸ De varianties van de geschaalde data worden zelfs iets hoger na verwisseling, en vrijwel gelijk aan die van de ongeschaalde data na verwisseling; dit komt omdat na verwisseling niet precies dezelfde data in de kalenderjaren 1982-2018 terecht komen als voor de verwisseling.

¹⁹ Zie <https://climatedataguide.ucar.edu/climate-data/hurrell-north-atlantic-oscillation-nao-index-pc-based>.

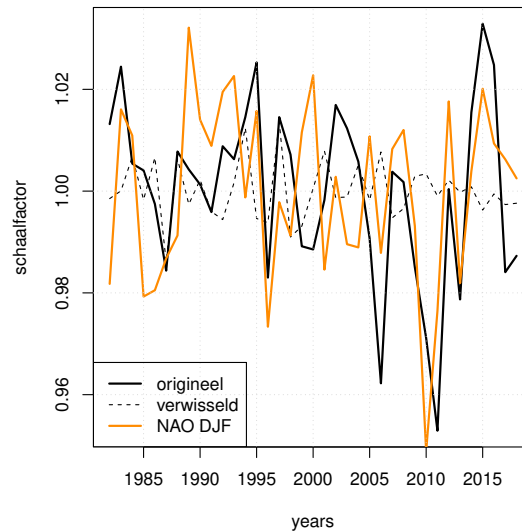


Fig. 23: Schaalfactoren evenredig met de jaargemiddelde schuifspanning voor de oorspronkelijke SEAS5 gegevens (getrokken zwarte lijn) en na verwisseling van de beginjaren van de runs (zwart gestreept). In oranje de Noord-Atlantische oscillatie (NAO) voor dec-jan-feb, geschaald (om qua variantie overeen te stemmen met de schaalfactor) en opgeteld bij 1.

is, omdat het een verrassend eenvoudige relatie is die te voorschijn komt uit in detail door het model gesimuleerde random wervels (stormen), die niettemin de data zeer goed beschrijft. Dit impliceert dat ook in de werkelijke atmosfeer de invloed van natuurlijke variabiliteit op de spreiding in jaarlijkse kwantielen beperkt is tot een simultane schaling van alle kwantielen met dezelfde factor. Dit geldt in principe voor de tijdschalen tot rond 40 jaar die hier beschouwd zijn, maar het is moeilijk voor te stellen dat dit niet zou gelden voor schommelingen in de intensiteit van het windklimaat op wat langere tijdschalen, zoals de 140 jaar waarvoor meetgegevens van de waterstand beschikbaar zijn. Dit betekent dat deze schommelingen, zoals NAO, een bescheiden invloed hebben op de lokale statistiek van extreme wind of schuifspanning, die bovendien vrij gemakkelijk af te schatten is.

De bovenstaande conclusies gelden voor het stormklimaat op de Noordzee, maar mogelijk ook algemener voor gematigde breedten waar het stormklimaat is gedomineerd door extra-tropische cyclonen.

Effect op staartschattingen De vraag is nu, hoe beïnvloedt dit de nauwkeurigheid van de parametrische staartschattingen van de volledige set van SEAS5-gegevens?

De impact van initialisatie op de variantie van staartschattingen kunnen we beschrijven in termen van de impact op de locatie (offset), de schaal en de vormparameter van de staart. In dit geval is dit de GW-staart (7). De schatter voor de vormparameter (zie Appendix G) is schalings- en verschuivings-invariant. De locatie- en schaalparameter schalen met dezelfde factor als de empirische kwantielen. Voor een parametrische staartschatting resulteert initialisatie dus in een simpele modulatie van alle uit de parametrische staart afgeleide kwantielen met dezelfde tijdafhanke-lijke factor.

Voor een enkel jaar heeft de jaargemiddelde schuifspanning een relatieve standaarddeviatie van 1.7%. Voor een parametrische staartschatting voor een enkel jaar veroorzaakt dit dus ook een fout met een standaarddeviatie van ongeveer 1.7% in alle kwantielschattingen. Om de onzekerheid te bepalen van een parametrische staartschatting bepaald uit een dataset die meerdere jaren beslaat (38 jaar voor de gebruikte SEAS5 gegevens) moeten we eerst nagaan of er sprake is van seriële afhankelijkheid. Spectrale analyse met zowel het periodogram als AR-modellering laat zien dat de tijdreeks van de tijdafhankelijke schaalfactor (proportioneel aan de jaargemiddelde schuifspanning) niet goed kan worden onderscheiden van een witte ruis; de geschatte correlatie is in ieder geval zwakker dan van een AR(1)-proces met een correlatiecoëfficiënt van 0.3 voor een tijdverschil van een jaar. Daaruit volgt (bijv. Von Storch and Zwiers (2002) par. 6.6.8) dat de relatieve standaarddeviatie van de fout in de schatting van een kwantiel uit de volledige SEAS5 dataset ten gevolge van initialisatie tussen $1.7\% * \sqrt{1/38} = 0.3\%$ en $1.7\% * \sqrt{0.05} = 0.4\%$ ligt. Dit is klein genoeg om te kunnen negeren.

Daarom concluderen we dat, hoewel initialisatie de spreiding in de empirische kwantielen voor afzonderlijke jaren beïnvloedt, dit een verwaarloosbaar effect heeft op kwantielschattingen op basis van de volledige dataset.

Het bovenstaande geldt voor schuifspanning. Uitgaande van een bij benadering lineair effect van de schuifspanning op de zeewaterstand zal initialisatie dan ook ongeveer dezelfde relatieve fout in alle kwantielen van de zeewaterstand geschat uit SEAS5/DCSM-v5 data geven, en van dezelfde orde van grootte als voor de schuifspanning. Ook deze fout kan dus verwaarloosd worden. Bovendien worden de schaal- en niveau-parameters van de staartverdelingen van de zeewaterstand in deze studie geschat uit meetgegevens, dus het effect van initialisatie is hierdoor vrijwel geëlimineerd.

Samenvatting en conclusies Oscillaties in luchtdruk en wind zoals de NAO werken door in de gemiddelde intensiteit van stormen: hoe sterker de NAO, hoe sterker de gemiddelde schuifspanning. Omdat deze oscillaties persistentie vertonen over tenminste het hele stormseizoen, werkt dit via de initialisatie van SEAS5 door in alle runs binnen een ensemble die vanuit een gegeven startdatum geïnitieerd worden. Daardoor ontstaat er enige afhankelijkheid tussen deze runs. Er zijn twee redenen waarom deze afhankelijkheid zo'n klein effect heeft op de onzekerheid van schattingen van kwantielen van de schuifspanning dat we het kunnen negeren:

- de afhankelijkheid werkt alleen door in de schaal van de staartverdeling, maar niet in de vormparameter; deze laatste vormt de dominante bron van onzekerheid in de schatting van terugkeerwaarden voor hoge terugkeertijden;
- de relatieve fout in de schaal is klein.

Daardoor is de onzekerheid in terugkeerwaarden van de schuifspanning op basis van de volledige SEAS5 dataset ten gevolge van de initialisatie dermate klein dat deze te verwaarlozen is. Dit geldt ook voor de zeewaterstand.

E Alternatieve formulering van de afhankelijkheid tussen zeewaterstand en windsnelheid

In Sectie 3.3 is aangetoond dat de momenteel in BOI geïmplementeerde formulering van de afhankelijkheid tussen windsnelheid en hoogwaterstand geen goede weergave biedt voor de gegevens. Een alternatieve formulering van de afhankelijkheid van windsnelheid en hoogwaterstand in de staart (d.w.z. bij hoge waarden van ten minste 1 variabele) is als volgt: als beide variabelen (apart) worden getransformeerd naar variabelen met een standaard normale kansverdeling, dan nemen we aan dat deze variabelen gezamenlijk normaal verdeeld, zijn met correlatiecoëfficiënt ρ .

De schattingen van ρ zijn gebaseerd op een parameter vrije methode (ρ heeft een algemene betekenis als maat voor de sterkte van de afhankelijkheid in het hoge waardenbereik binnen het algemene modelraamwerk van de Valk (2016b), en de voorgestelde gezamenlijk normale verdeling met correlatiecoëfficiënt ρ is een gemakkelijk te implementeren realisatie hiervan).

Figuur 24 toont dat de schattingen van ρ uit meetgegevens en SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer ongeveer hetzelfde zijn, en dat de schattingen ongevoelig zijn voor drempelwaarden (in de figuur aangegeven met percentages van de tijd dat deze zijn overschreden). Deze alternatieve formulering biedt dus een goede representatie van de afhankelijkheid tussen windsnelheid en hoogwaterstand en wordt voor het BOI aanbevolen als vervanging van de huidige formulering uit WBI-2017.

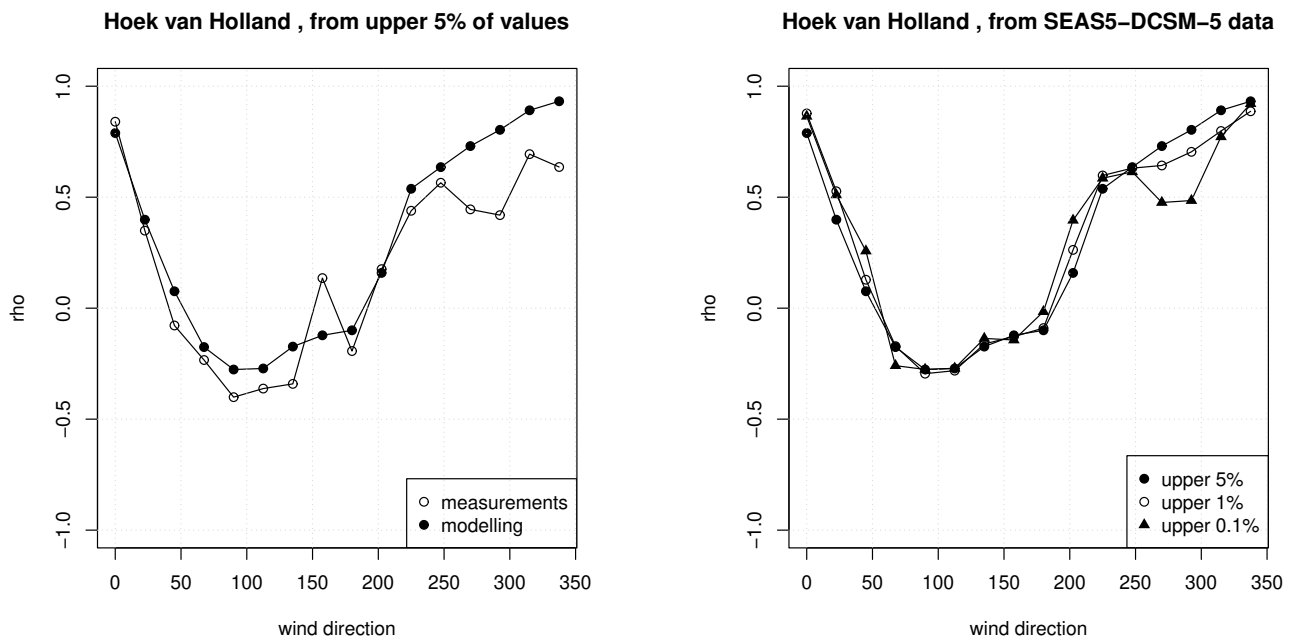


Fig. 24: Parameterschattingen voor een alternatieve formulering van de afhankelijkheid van windsnelheid en hoogwaterstand. Links: schattingen van ρ voor Hoek van Holland/LEG uit meetgegevens en SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer. Rechts: idem voor SEAS5/DCSM-v5 modeluitvoer, met verschillende drempelwaarden; zie tekst.

F Technische beschrijving van de statistische analyse

F.1 Afbakening en notatie

De beschrijving van de statistische analyse in deze Appendix is een aanvulling op de beschrijving van de methodiek in Sectie 3, en betreft alleen de analyse van gegevens van de windschuifspanning uit SEAS5 en van de zeewaterstand op de stations waarvoor een volledige en op zichzelf staande analyse is uitgevoerd. Voor de schuifspanning zijn dat alle SEAS5 uitvoerpunten gemarkeerd 1-7 in Sectie 2 (driehoeken in Figuur 2). Voor de zeewaterstand zijn dat de getijstations 1-7 in Sectie 2 (cirkels in Figuur 2). Voor de getijstations gemarkeerd 8-12 in Sectie 2 is een afwijkende methode toegepast voor de bepaling van de statistiek van de hoogwaterstand; zie Sectie 3.1.3 voor een beschrijving.

De volgende notatie wordt gebruikt:

- $:=$ betekent 'is gedefiniëerd als',
- $[x]$ is x afgerond.

F.2 Omnidirectionele staartverdeling en overschrijdingsfrequenties

Overschrijdingsfrequenties van een hoogwaterstand of windschuifspanning zijn afgeleid van schattingen van overschrijdingskansen opgevat als 'fracties van de tijd' (voor de hoogwaterstand: fracties van de hoogwaters). De overschrijdingskans van een waarde z (van hoogwaterstand of windschuifspanning) wordt aangeduid als $1 - F(z)$, met F de (cumulatieve) verdelingsfunctie.

Voor de benadering van de staart van de verdelingsfunctie F wordt de Gegeneraliseerde Weibull (GW) staart gebruikt (de Valk, 2016a). Stel dat $Q(p)$ de waarde is die wordt overschreden met een gekozen kleine kans p (dus $F(Q(p)) = 1 - p$); $Q(p)$ wordt vaak aangeduid als de drempelwaarde behorend bij de kans p . Dan is de GW benadering:

$$1 - F(z) \approx p^{(1+\rho(\frac{z-Q(p)}{f(p)}))^{1/\rho}} \quad \text{voor } z > Q(p); \quad (7)$$

hierin is f een positieve functie (die aan zekere eisen moet voldoen), en ρ is een reëel getal. De precieze aard van deze benadering wordt nader verklaard in de Valk (2016a). In de Valk en van den Brink (2020) wordt iets meer uitgelegd over deze benadering, en hoe deze zich verhoudt tot andere typen benaderingen gehanteerd in extreme waarden theorie.

De overschrijdingsfrequentie $\mu(z)$ van een hoge waarde z wordt bepaald als

$$\mu(z) = (1 - F(z))\alpha/\Delta, \quad (8)$$

met Δ de tijdstap (bijvoorbeeld 12.42/24/365.25 jaar voor de hoogwaterstand) en α de extremaalindex: dit is een factor die de clustering van extremen in de tijd in rekening brengt (zie bijv. Sectie 2 van de Valk en van den Brink (2020)).

De vrije parameters $Q(p)$ (de 'drempelwaarde'), $f(p)$ (de 'schaal') en ρ (de 'vorm') in de staartbenadering (7) worden geschat uit data met een adaptatie van de methode uit de Valk en Cai (2018)²⁰; zie Appendix G voor verdere details.

Met deze schattingen $\hat{Q}(p)$, $\hat{f}(p)$ en $\hat{\rho}$ wordt de schatting van de staartverdeling:

$$1 - \hat{F}(z) = p^{\left(1 + \hat{\rho} \left(\frac{z - \hat{Q}(p)}{\hat{f}(p)}\right)\right)^{1/\hat{\rho}}}, \quad z \geq \hat{Q}(p). \quad (9)$$

Voor de schatting van de omnidirectionele staartverdelingen van de hoogwaterstand en de windschuifspanning is $p = 0.012$ gehanteerd, gebaseerd op onderzoek in de Valk en van den Brink (2020, 2021). Van alle waarden in de dataset wordt alleen de hoogste $100p\%$ gebruikt, dus in dit geval de hoogste 1.2%.

De overschrijdingsfrequentie $\mu(z)$ van een waarde z wordt vervolgens geschat als

$$\hat{\mu}(z) = (1 - \hat{F}(z))\hat{\alpha}/\Delta, \quad (10)$$

met $\hat{\alpha}$ een schatting van de extremaalindex uit de data; zie Sectie 3.1.

De vormparameter ρ en de drempelwaarde $Q(p)$ worden onafhankelijk van andere parameters uit de data geschat. Voor de schatting van de schaalparameter $f(p)$ is echter de schatting van ρ nodig.

Voor de windschuifspanning worden alle parameters geschat uit SEAS5 data. Vervolgens worden alle terugkeerwaarden van de windschuifspanning vermenigvuldigd met een factor 1.1 (zie Sectie 3.1.2).

Voor de hoogwaterstand (zie Sectie 3.1.3) is de vormparameter ρ uit SEAS5/DCSM-v5 data geschat. De schaal $\hat{f}(p)$ en drempelwaarde $\hat{Q}(p)$ worden geschat op basis van meetgegevens; daarbij wordt de waarde van de vormparameter gefixeerd op de schatting uit de SEAS5/DCSM-v5 gegevens.

Tabel 9 geeft een overzicht van de gebruikte gegevens en instellingen; zie 'omni'.

²⁰ De code is beschikbaar op <https://github.com/ceesfdevalk/EVTools>; de staartschattingen zijn berekend met de R-functie `FitGW_iHilli.R`.

stochast	statistiek	parameter	symbool	data	sectorbreedte voor schatting	p
schuifspanning	omni	drempel	$\hat{Q}(p)$	SEAS5	-	0.012
	omni	schaal	$\hat{f}(p)$	SEAS5	-	0.012
	omni	vorm	$\hat{\rho}$	SEAS5	-	0.012
schuifspanning	richting	drempel	$\hat{Q}_j(p_d)$	SEAS5	22.5°	0.012
	richting	schaal	$\hat{f}_j(p_d)$	SEAS5	45° (overlap)	0.012
	richting	vorm	$\hat{\rho}_j$	SEAS5	45° (overlap)	0.012
zeewaterstand	omni	drempel	$\hat{Q}(p)$	metingen	-	0.012
	omni	schaal	$\hat{f}(p)$	metingen	-	0.012
	omni	vorm	$\hat{\rho}$	SEAS5/DCSM-v5	-	0.012
zeewaterstand	richting	drempel	$\hat{Q}_j(p_d)$	SEAS5/DCSM-v5	22.5°	0.012
	richting	schaal	$\hat{f}_j(p_d)$	SEAS5/DCSM-v5	45° (overlap)	0.012
	richting	vorm	$\hat{\rho}_j$	SEAS5/DCSM-v5	45° (overlap)	0.012
zeewaterstand	richting correctie	drempel	$\hat{Q}_j(p_d)$	metingen	22.5°	0.048
	richting correctie	schaal	$\hat{f}_j(p_d)$	metingen	45° (overlap)	0.048
	richting correctie	vorm	$\hat{\rho}_j$	SEAS5/DCSM-v5	45° (overlap)	0.012

Tab. 9: Gekozen data en instellingen voor de schatting van omnidirectionele staartverdelingen (omni), richting-afhankelijkheid (richting), en bias-correctie van de richting-afhankelijkheid (richting correctie). Voor de zeewaterstand zijn deze alleen toegepast voor de getijstations 1-7 in Sectie 2.

F.3 Richting-afhankelijke staartverdelingen en overschrijdingsfrequenties

De windrichting-afhankelijkheid van de staartverdelingen wordt bepaald uit simultane gegevens van de hoogwaterstand of windschuifspanning en de daarmee geassocieerde (zo veel mogelijk simultane) windrichting. De omnidirectionele staartverdelingen zijn al geschat (zie Sectie F.2), dus we kunnen de waarden van de hoogwaterstand of windschuifspanning Z met verdeling F transformeren naar waarden van een variabele Y met een gegeven verdeling G , waarvoor de exponentiële verdeling gekozen is:

$$Y := -\log(1 - F(Z)) \quad (11)$$

met verdelingsfunctie

$$G(y) := P(Y \leq y) = 1 - e^{-y}. \quad (12)$$

Uit een tijdreeks van waarden Z_1, \dots, Z_n van de hoogwaterstand of windschuifspanning Z kunnen we eenvoudig benaderingen van waarden van Y construeren die exact exponentieel verdeeld zijn:

$$Y_i = -\log\left(\frac{1}{n+1} \sum_{k=1}^n H(Z_k - Z_i)\right), \quad (13)$$

met H de stapfunctie: $H(z) = 0$ als $z < 0$ en $H(z) = 1$ als $z \geq 0$.

Omdat de empirische verdeling van Y deterministisch is, kan de afhankelijkheid van de windrichting naar verwachting preciezer worden geschat uit de simultane gegevens van Y en windrichting θ dan uit de simultane gegevens van Z en θ .

We werken met de 16 sectoren A_1, \dots, A_{16} van elk 22.5° breed met centrale richtingen $22.5^\circ, 45^\circ, \dots, 360^\circ$. De richting-afhankelijkheid wordt gerepresenteerd door de voorwaardelijke verdeling van Y , gegeven dat de geassocieerde windrichting θ in de sector A_j is:

$$G_j(y) := P(Y \leq y \mid \theta \in A_j), \quad j = 1, \dots, 16. \quad (14)$$

Samen voldoen deze aan de voorwaarde

$$\sum_{j=1}^{16} (1 - G_j(y))P(\theta \in A_j) = 1 - G(y) = e^{-y}. \quad (15)$$

Voor de hoogwaterstand of windschuifspanning Z zelf is de frequentie $\mu_j(z)$ dat $Z > z$ en tegelijk $\theta \in A_j$:

$$\mu_j(z) = (1 - G_j(y))P(\theta \in A_j)\alpha/\Delta, \quad \text{waarin} \quad y = -\log(1 - F(z)). \quad (16)$$

Met (15) volgt daaruit dat de overschrijdingsfrequenties per richting-sector optellen tot de omnidirectionele overschrijdingsfrequenties:

$$\sum_{j=1}^{16} \mu_j(z) = \mu(z). \quad (17)$$

Voor de staarten van de conditionele verdelingen G_1, \dots, G_{16} hanteren we de GW benadering: de schatting \hat{G}_j van G_j is gegeven door

$$1 - \hat{G}_j(y) = p \left(1 + \hat{\rho}_j \left(\frac{y - \hat{Q}_j(p)}{\hat{f}_j(p)} \right) \right)^{1/\hat{\rho}_j} \quad \text{voor} \quad y \geq \hat{Q}_j(p), \quad (18)$$

waarin p een (gekozen) kleine kans is, en $\hat{\rho}_i$, $\hat{f}_i(p)$ en $\hat{Q}_j(p)$ schattingen zijn van vorm ρ_i , schaal $f_i(p)$ en drempelwaarde $Q_i(p)$ van de GW staart voor de richting-sector A_j .

Omdat de omni-directionele verdeling van Y exponentieel is (en dus een GW staart heeft met $\rho = 1$ en $f(p) = -\log(p)$), gelden de volgende voorwaarden: $\rho_i \leq 1$, en als $\rho_i = 1$, dan ook $f_i(p) \leq -\log(p)$. Deze voorwaarden worden opgelegd aan de parameterschattingen.

Op basis van (16), (8) en de voorwaarde (15) worden dan de richting-afhankelijke overschrijdingsfrequenties als volgt bepaald:

$$\hat{\mu}_j(z) = \frac{(1 - \hat{G}_j(y))\hat{P}(\theta \in A_j)}{\sum_{i=1}^{16} (1 - \hat{G}_i(y))\hat{P}(\theta \in A_i)} \hat{\mu}(z) \quad \text{waarin} \quad y = -\log(1 - \hat{F}(z)). \quad (19)$$

Deze laatste berekening wordt numeriek uitgevoerd op een fijn rooster van waarden van y en de daarmee geassocieerde waarden van z , en opgeslagen in de vorm van een tabel.

De schattingen van de schaal $\hat{f}_i(p)$ en vorm $\hat{\rho}_i$ worden bepaald uit de waarden van Y geassocieerd met richtingen in de 45° sector \bar{A}_j met hetzelfde middelpunt als de 22.5° sector A_j . Opeenvolgende sectoren $\bar{A}_1, \bar{A}_2, \dots$ overlappen elkaar half, waardoor de schattingen een gladder verloop hebben als functie van de richting, en een hogere precisie hebben (per sector zijn er meer datapunten). De drempelwaarde $\hat{Q}_j(p)$ wordt alleen op basis van de waarden met windrichtingen in A_j bepaald.

Voor de windschuifspanning en de hoogwaterstand wordt deze analyse uitgevoerd op basis van SEAS5/DCSM-v5 gegevens met $p = 0.012$, net als voor de omnidirectionele staartverdelingen.

Voor de schuifspanning worden alle terugkeerwaarden vervolgens vermenigvuldigd met een factor 1.1 (zie Sectie 3.1.2).

Voor de hoogwaterstand op de stations Hansweert, Vlissingen, Hoek van Holland, IJmuiden, Den Helder, Harlingen en Delfzijl is de analyse van de richting-afhankelijkheid daarnaast ook deels op basis van meetgegevens uitgevoerd: daarin zijn de schaalparameters $f_j(p)$ en de drempelwaarden $Q_j(p)$ geschat op basis van meetgegevens, met de vormparameters ρ_j gefixeerd op de eerdere schatting uit de SEAS5/DCSM-v5 gegevens. Omdat de tijdreeksen van simultane metingen van hoogwaterstand en windrichting betrekkelijk kort zijn, is hiervoor een hogere waarde van p gebruikt, namelijk 4.8%.

De resulterende schattingen $\hat{\mu}_j^1(z)$, $j = 1, \dots, 16$ van richting-afhankelijke overschrijdingsfrequenties zijn gebruikt om de eerdere schattingen $\hat{\mu}_j^o(z)$, $j = 1, \dots, 16$ op basis van alleen SEAS5/DCSM-v5 gegevens te corrigeren voor bias als volgt.

1. Eerst zijn de verhoudingen

$$\xi_j(z) := \frac{\log(\hat{\mu}_j^1(z)/\hat{\mu}(z))}{\log(\hat{\mu}_j^o(z)/\hat{\mu}(z))}, \quad j = 1, \dots, 16 \quad (20)$$

berekend.

2. Deze zijn gladgestreken als functie van j (dus over de richtingen): eerst is de periodieke reeks $\xi_1(z), \dots, \xi_{16}(z), \xi_1(z), \dots, \xi_{16}(z), \xi_1(z), \dots, \xi_{16}(z)$ gevormd, deze is gladgestreken door middel van locale lineaire regressie (loess) op basis van een tri-cubisch venster met span van 0.25, en vervolgens zijn de middelste 16 waarden $\xi'_1(z), \dots, \xi'_{16}(z)$ daarvan geselecteerd.
3. De definitieve schattingen $\hat{\mu}_j(z)$ van de richting-afhankelijke overschrijdingsfrequenties zijn vervolgens bepaald als

$$\hat{\mu}_j(z) = \hat{\mu}(z) \frac{(\hat{\mu}_j^o(z)/\hat{\mu}(z))^{\xi'_j(z)}}{\sum_{i=1}^{16} (\hat{\mu}_i^o(z)/\hat{\mu}(z))^{\xi'_i(z)}}, \quad j = 1, \dots, 16. \quad (21)$$

De factor in de noemer in (21) dient om te waarborgen dat (17) geldt.

Deze procedure zorgt dat de bias-correctie van de gladde schattingen van $\hat{\mu}_j^o(z)$ op basis van alleen SEAS5/DCSM-v5 resulteert in eveneens gladde gecorrigeerde schattingen $\hat{\mu}_j(z)$.

Tabel 9 geeft een overzicht van de gebruikte gegevens en instellingen voor de primaire schattingen.

Voor de getijstations gemarkeerd 8-12 in Sectie 2 (cirkels in Figuur 2) is een afwijkende methode toegepast voor de bepaling van de statistiek van de hoogwaterstand; zie Sectie 3.1.3 voor een beschrijving.

G Schatter voor de Gegeneraliseerde Weibull staartverdeling

Voor het fitten van Gegeneraliseerde Weibull (GW) staarten is een adaptatie van de schatter uit de Valk en Cai (2018) gebruikt. De laatste is een schatter voor de log-GW staart (zie de Valk en van den Brink (2021) voor een beknopt overzicht); voor de toepassing voor schatting van de GW staart passen we vooraf een exponentiële transformatie van de gegevens toe.

In de Valk en Cai (2018) is het limietgedrag van deze schatter geanalyseerd in een configuratie met verschillende drempels voor de schatting van de vormparameter en de schaalparameter. In de praktijk blijkt het echter effectiever om gelijke waarden voor de drempels te kiezen; in dat geval worden de fouten in schattingen van terugkeerwaarden gedomineerd door de fout in de schatting van de vormparameter.

Bovendien is, in de notatie van de Valk en Cai (2018), de schatter $\hat{\theta}_{k_n, n}$ van de vormparameter θ in hun vgl. (19) gemodificeerd door $\hat{\gamma}_{i, n}^H$ te vervangen door de asymptotisch equivalente uitdrukking

$$\left(\vartheta_{i+1, n}^{\frac{1}{i}} \sum_{j=1}^i h_{\hat{\theta}_{k_n, n}}(\vartheta_{j, n}/\vartheta_{i+1, n}) \right)^{-1} \hat{\gamma}_{i, n}^H. \quad (22)$$

Deze wijziging is gemotiveerd door de eerste benadering van $g(\vartheta_{i+1, n})$ in vgl. (17) van de Valk en Cai (2018) te vervangen door de tweede, nauwkeurigere, benadering. Het leidt tot een impliciete vergelijking voor de schatter van de vormparameter, waarvan de oplossing eenvoudig kan worden benaderd door middel van discretisatie van de waarden op een fijn rooster.

In de praktijk lijken de uitkomsten van deze schatter sterk op die van de maximum likelihood (ML) methode, maar de rekentijd is aanzienlijk korter.

H Rekenmethode voor uit-integreren van de onzekerheid in schattingen van een staartverdeling

Stel de stochast X (bijvoorbeeld hoogwaterstand) heeft een continue cumulatieve verdelingsfunctie F . De waarde is die door X wordt overschreden met een gegeven kans p (het kwantiel met overschrijdingskans p) geven we aan met $Q(p)$; dus $F(Q(p)) = 1 - p$.

Stel dat \hat{Q} een schatter is voor de functie Q (bepaald uit een data sample van X), en veronderstel dat

$$\log \hat{Q}(p) = \log Q(p) - \sigma(p)Z \quad (23)$$

voor een standaard normaal verdeelde stochast Z , voor een positieve functie σ op het interval $[0, 1]$. Dus voor een gegeven p is $\hat{Q}(p)$ log-normaal verdeeld, en de schattingen $\hat{Q}(p)$ voor verschillende waarden van p zijn volledig afhankelijk (de random fluctuaties zijn volledig bepaald door de enkele waarde Z). Voor een schatter van de staartverdeling is dit op zijn best een benadering geldig over een beperkte range van waarden van p . Het is echter beslist niet onrealistisch: in het algemeen is de onzekerheid in de schatting $\hat{Q}(p)$ voor zeer kleine p gedomineerd door de onzekerheid in de schatting van de vormparameter. Bovendien kan onder passende voorwaarden (vanwege een centrale limietstelling) $\hat{Q}(p)$ benaderd worden als normaal verdeeld, en daarom kan, als $X > 0$, ook $\log \hat{Q}(p)$ benaderd worden als normaal verdeeld.

Uit (23) kan eenvoudig een betrouwbaarheidsinterval voor $Q(p)$ worden afgeleid als we $\sigma(p)$ vervangen door een schatting $\hat{\sigma}(p)$, en Z vervangen door geschikte kwantielen van de standaard normale verdelingsfunctie.

We kunnen (23) ook gebruiken om de onzekerheid in de schatting van de verdeling uit te integreren (Chbab (2017), p. 102 e.v., Geerse (2015)). We gebruiken hier de volgende methode. Stel, de stochast V is uniform verdeeld op $[0, 1]$ en is onafhankelijk van Z . Dan kunnen we X weergeven als

$$X = Q(V), \quad (24)$$

waarin Q onbekend is, maar we hebben wel de schatting \hat{Q} . Dan volgt uit (24) en (23) voor elke $a > 0$ (Met Φ de standaard normale cumulatieve verdeling; met E geven we de verwachting aan):

$$\begin{aligned} & P(X > a | \hat{Q}) \\ &= P(\log Q(V) > \log a | \hat{Q}) \\ &= P(\log \hat{Q}(V) + \sigma(V)Z > \log a) \\ &= P\left(Z > \frac{\log a - \log \hat{Q}(V)}{\sigma(V)}\right) \\ &= E\left(1 - \Phi\left(\frac{\log a - \log \hat{Q}(V)}{\sigma(V)}\right)\right) \\ &= \int_{v=0}^1 \left(1 - \Phi\left(\frac{\log a - \log \hat{Q}(v)}{\sigma(v)}\right)\right) dv \\ &= \int_{y=0}^{\infty} \left(1 - \Phi\left(\frac{\log a - \log \hat{Q}(e^{-y})}{\sigma(e^{-y})}\right)\right) e^{-y} dy. \end{aligned} \quad (25)$$

De laatste integraal is gemakkelijk en nauwkeurig te benaderen door een Riemann som over een voldoende groot eindig bereik van y , met een constante staplengte. De onbekende σ wordt in de berekening vervangen door een schatting $\hat{\sigma}$.

De bovenstaande aannamen en berekening zijn toegepast op het voorbeeld van de schatting van de overschrijdingsfrequenties van de zeewaterstand te Hoek van Holland in Sectie 1. Hierin is de kansverdeling F de kansverdeling van de hoogwaterstand (met kans als fractie van de hoogwaters). Uit overschrijdingskansen worden overschrijdingsfrequenties afgeleid met behulp van de extremaalindex (zie Sectie 3.1). De standaardafwijkingen $\hat{\sigma}(p)$ zijn direct afgeleid uit bootstrap waarden van $\log \hat{Q}(p)$ voor p overeenkomend met overschrijdingsfrequenties $10^{-7}, 10^{-6}, \dots, 10^{-1}$, en deze waarden zijn lineair in $\log p$ geïnterpoleerd en geëxtrapoleerd naar andere waarden van p .

Als we in plaats van log-normaal verdeelde schattingsfouten in de kwantielen normaal verdeelde schattingsfouten beschouwen, dan wordt (23) vervangen door

$$\hat{Q}(p) = Q(p) - \sigma(p)Z \quad (26)$$

en (25) door

$$P(X > a | \hat{Q}) = \int_{y=0}^{\infty} \left(1 - \Phi \left(\frac{a - \hat{Q}(e^{-y})}{\sigma(e^{-y})} \right) \right) e^{-y} dy. \quad (27)$$

I Residuele trends in de extreme zeewaterstanden

Als controle op de correctie van de gemeten hoogwaterstanden voor een langjarige trend (zie Sectie 2) zijn een aantal checks uitgevoerd op het tijdsverloop van de meer extreme waterstanden na deze correctie: het jaarlijkse 99% kwantiel en de jaarmaxima; zie Figuur 25. Een duidelijke trend is hierin niet te ontdekken; zichtbare afwijkingen zijn beperkt tot korte perioden aan het begin of einde van een tijdreeks, waar de trendschatting minder nauwkeurig is. In de 99% kwantielen is een heel kleine schommeling te zien met een minimum rond 1960 en maxima rond 1920 en 1990, die overeenkomst vertoont met de winter NAO (North Atlantic Oscillation). Voor de praktijk is dit is echter van weinig belang.

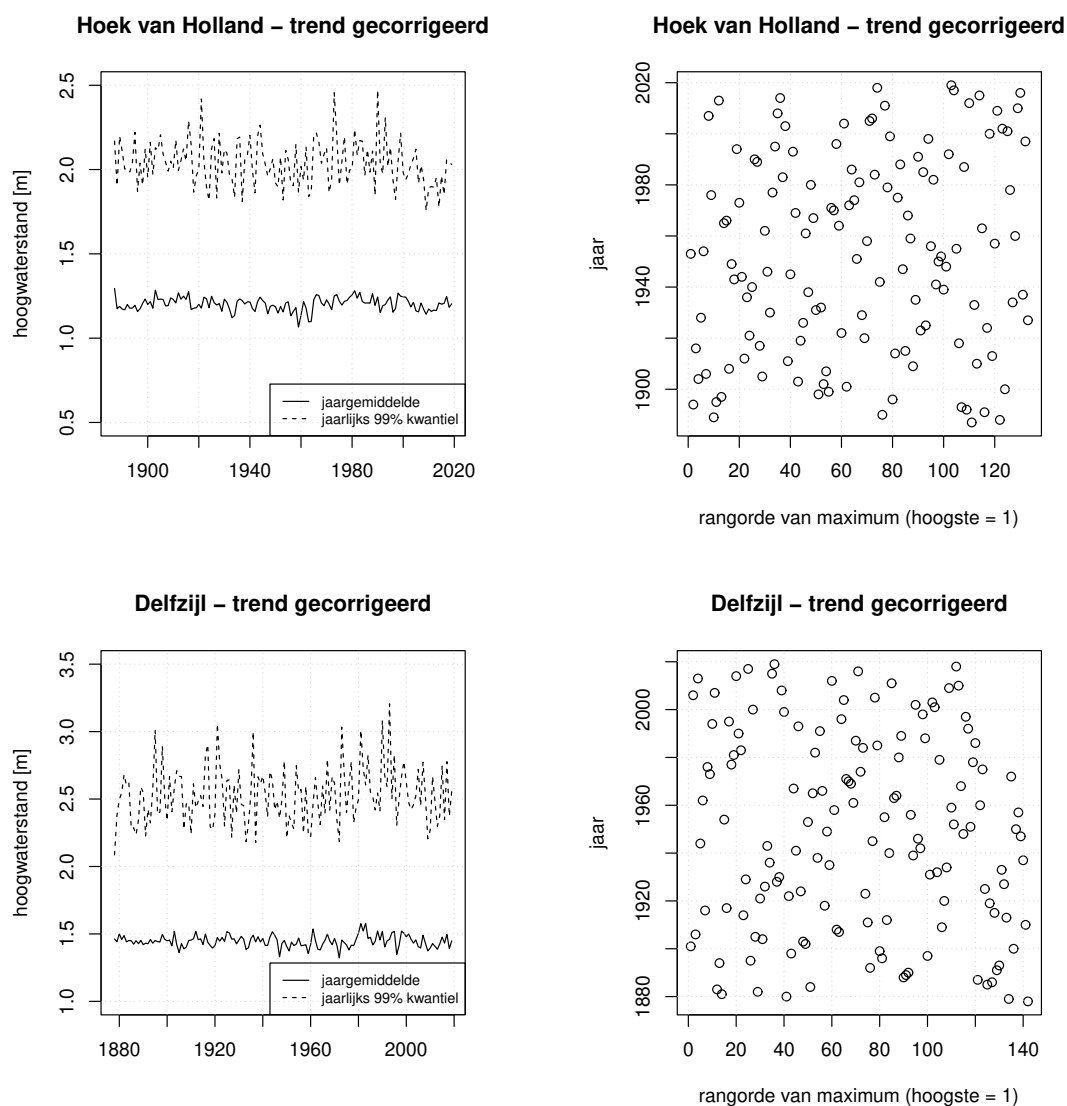


Fig. 25: Jaarlijkse gemiddelden en 99% kwantielen van de voor trend gecorrigeerde waterstand (links), en jaar als functie van de rangorde van het jaarmaximum van de waterstand (hoogste= 1) (rechts). Boven: Hoek van Holland; onder: Delfzijl.

Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut

Postbus 201 | 3730 AE De Bilt
T 030 220 69 11 | www.knmi.nl