MATHEMATISCH CENTRUM
2e BOERHAAVESTRAAT 49
AMSTERDAM
STATISTISCHE AFDELING

Leiding: Prof. Dr D. van Dantzig
Chef van de Statistische Consultatie: Prof. Dr J. Hemelrijk

1953-32(1)

Colloquium over hoge waterstanden II.

Over de hoogste waterstanden langs de Nederlandse kust.

Lezing door Dr J.J.Dronkers.

1953

§ 2.0. Inleiding.

We zullen ons beperken tot het beschouwen van Hoek van Holland, daar dit het meest centraal gelegen waarnemingsstation is. Hierbij moet niet uit het oog verloren worden, dat de peilschaal in Hoek van Holland 2 km binnenwaarts gelegen is en de standen daar dus niet gelijkwaardig zijn met de standen in volle zee. Eveneens treden in de riviermond verschillende complicaties op, zoals vervallen wegens Bernoulli-, wrijvings- en centrifugaalkrachten.

Voorts blijkt, dat in het verloop van de getijkromme te Hoek van Holland vaak belangrijke schommelingen voorkomen met een amplitude van 20 tot 30 cm en een periode van 30 tot 40 min. Bij het voorkomen van dergelijke schommelingen kan de H.W.-stand niet voldoende nauwkeurig worden vastgesteld.

§ 2.1. Algemene beschouwingen.

Door de Staatscommissie (1916) en Ir P.J.Wemelsfelder (1939) werden reeds belangrijke onderzoekingen verricht. De Staatscommissie beschouwde niet de frequentie-verdeling van de H.W.'s maar o.a. wel de invloed van windeffecten. Ir Wemelsfelder heeft niet apart de verschillende oorzaken van zeer hoge waterstanden onderscheiden, maar de overschrijdingsfrequenties onderzocht.

De waargenomen H.W. is te beschouwen als de som van het astronomisch getij en een meteorologisch effect. Het astronomisch effect is voorspelbaar en als functie van de tijd (t) te schrijven als:

$$a_0 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{\infty} \left[a_{ik} \cos(k.2\pi\omega_i t + \varphi_{ik}) \right]$$

De frequenties ω_i en hun aantal (N) zijn door de bewegingen van de hemellichamen bepaald. De coëfficiënten a_0, a_{ik} en φ_{ik} kunnen we bepalen uit experimentele gegevens. Bij de bepaling van a_0 kunnen we het gemiddelde meteorologische effect echter niet uitschakelen. Dat is niet zeer bezwaarlijk, daar we nu eventueel kunnen voorspellen wat op een gegeven tijdstip het astronomisch getij plus het gemiddelde meteorologische effect zal zijn. Als de getijden voor één jaar eenmaal uitgerekend zijn kan men meestal volstaan met voor de volgende jaren correctietermen op de eenmaal berekende getijden te bepalen.

§ 2.2. Frequentie van de overschrijdingen.

Ir Wemelsfelder heeft voor Hoek van Holland het verband tussen een gegeven hoogte en het gemiddelde aantal keren per jaar dat een H.W. deze hoogte overschrijdt, onderzocht. Voor 50 jaar werd in een grafiek de logarithme uit het gemiddelde aantal overschrijdingen per jaar door een H.W. van een peil z als functie van z uitgezet. We zouden er rekening mee moeten houden, dat niet alle waarnemingen onafhankelijk zijn. Elke H.W.-stand kan van invloed zijn op enige daaropvolgende H.W.-standen. Tot nu toe kunnen we deze afhankelijkheid nog niet in de berekeningen verwerken. Ir Wemelsfelder heeft overschrijdingen van een bepaald peil door opeenvolgende toenemende H.W.'s afhankelijk verondersteld en deze tot één waarneming samengenomen. Voor zeer hoge peilen maakt dit practisch geen verschil. Het blijkt dat voor grote z de puntenrij vrij goed op een rechte lijn ligt. De verdelingsdichtheid w(z) van de H.W.-standen kan dus in de staart van de verdeling benaderd worden door $w_1(z) = k_1 e^{-c_1 z}$.

Men kan natuurlijk ook andere benaderingen geven. In ons geval is geprobeerd de verdelingsdichtheid in bepaalde intervallen te benaderen door:

$$w_2(z) = k_2 e^{-c_2 (z-\alpha)^2} \qquad \text{(normale verdeling)}$$

$$w_3(z) = \frac{k_3}{z} e^{-c_3^2 \log^2 \left(\frac{z}{\beta}\right)} \qquad \text{(logarithmisch normale verdeling)}$$

(Zie fig. 1.) Hierin zijn de gemiddelde aantallen overschrijdingen per jaar van een bepaald peil aangegeven volgens de waarnemingen en volgens de benaderingen. Volgens de benadering is het gemiddelde aantal overschrijdingen van een bepaald peil z gelijk aan

$$N \int_z^{\infty} w(x)\,dx$$

als N het aantal H.W.'s per jaar is. Het aantal overschrijdingen van een peil z_1, dat een peil z_2 niet bereikt, kan in ons interval waarvoor de benadering gelden moet, dus berekend worden als

$$N \int_{z_1}^{z_2} w(x)\,dx .$$

Voorts zijn in fig. 2 de gemiddelde aantallen overschrijdingen resp. per winter- en zomerperiode (resp.: 1 November tot 1 Mei, en 1 Mei tot 1 November) apart weergegeven.

Geen van deze benaderingen is beslist slecht te noemen, maar ze leiden bij extrapolatie tot buiten het waarnemingsgebied tot zeer verschillende resultaten. Bij voorbeeld een stand van 380 cm + N.A.P. heeft de volgende kansen om in een jaar overschreden te worden (zie fig. 1):

$\frac{1}{1250}$ volgens w_1, als c_1 = 4,5 cm, $\frac{1}{350}$ als c_1 = 3,5

$\frac{1}{3000}$ volgens w_2, als de formule speciaal wordt aangepast aan het interval (1,8 m - 2,2 m). Dit geval is in fig. 1 nader aangegeven.

$\frac{1}{1100}$ volgens w_2, als de formule wordt aangepast aan het interval 2 m - 2,8 m). Dit geval is in fig. 1 niet meer getekend.

$\frac{1}{400}$ volgens w_3.

Het blijkt ook, dat als we de benadering $w_1(x)$ aanpassen aan waarnemingen uit verschillende tijdperken, we toch nog aanzienlijke verschillen krijgen bij extrapolatie. De aanpassing van de rechte lijn op het logarithmische papier ter schatting van $w_1(x)$ is bovendien nog afhankelijk van de keuze van het gebied waarop de benadering gebaseerd wordt. Als we de benadering $w_1(x)$ willen toepassen, kunnen we k_1 en c_1 bepalen met behulp van de theorie van de uiterste waarden van een steekproef. De verdelingsdichtheid $f_N(x)$ van de grootste waarneming van een jaar is volgens de theorie van Fisher-Tippet-Gumbel:

$$f_N(x) = c_1 e^{c_1(u-x) - e^{c_1(u-x)}} ,$$

waarin u de modus van de verdeling is. Voor u gelden tevens de relaties:

$$N\,w(u) = 1 \qquad \text{en} \qquad N\,(1 - W(u)) = 1 .$$

W(x) en w(z) zijn de verdelingsfunctie, resp. verdelingsdichtheid van de H.W.'s en N het aantal H.W.'s per jaar. $F_N(x)$, de verdelingsfunctie van de hoogste waarneming van een jaar, wordt dan:

$$(2.2.1) \qquad F_N(x) = e^{-e^{c_1(u-x)}}$$

(zie b.v. E.J.Gumbel (1935) of D.van Dantzig (1947).

We beschikken over de hoogste waterstanden (jaarmaxima) van de jaren 1881 t/m 1953, van 73 jaar dus. We kunnen de frequentieverdeling en de gecumuleerde frequentieverdeling hiervan tekenen (zie fig. 3) [1]. Deze laatste benaderen we door een vloeiende kromme (K). Aan K passen we een kromme van de vorm (2.2.1) aan. Een vrij goede aanpassing (op het oog) voor Hoek van Holland

---

1) In de figuren is in plaats van de term frequentieverdeling of histogram de term verdelingsdichtheid gebruikt.

wordt nu gegeven door $c_1 = 3,5$ en $u = 2,15$. Dan is dus:

$$F_N(x) = e^{-e^{3,5(2,15-x)}}$$

$$f_N(x) = 3,5\, e^{3,5(2,15-x) - e^{3,5(2,15-x)}} .$$

De staart van $f_N(x)$ blijkt nu echter dunner te zijn dan experimenteel gevonden wordt. We kunnen c_1 en u ook bepalen uit de rechte lijn in de grafiek van Ir Wemelsfelder, waarin de logarithme uit het gemiddelde aantal overschrijdingen van een peil per jaar tegen dat peil is uitgezet (zie fig. 1). De richtingscoëfficiënt van deze lijn is $-c_1$; in verband met de relatie $W(u) = 1 - \frac{1}{N}$ is u de stand, die gemiddeld eenmaal per jaar wordt overschreden.

We vinden zo:

$$F_N(x) = e^{-e^{4,5(2,18-x)}}$$

$$f_N(x) = 4,5\, e^{4,5(2,18-x) - e^{4,5(2,18-x)}} .$$

We kunnen ook het gemiddelde, de spreiding en de mediaan van het jaarmaximum berekenen. Volgens de theorie zijn deze resp.

(a) $$E(\underline{x}) = u + \frac{\gamma}{c_1}$$ ($\gamma = 0,5772$ = const. van Euler

(b) $$\sigma(\underline{x}) = \frac{1,28}{c_1}$$

(c) $$u_0 = \text{mediaan} = u + \frac{0,3665}{c_1} .$$

Met behulp van de experimentele gegevens van de jaarmaxima kunnen we de waarden voor $E(\underline{x})$, $\sigma(\underline{x})$ en u_0 ook schatten. Dan wordt voor $E(\underline{x})$ 2,31 m, $\sigma(\underline{x})$ 0,39 en u_0 2,25 m gevonden. Na gelijkstelling van de linkerleden van (a), (b) en (c) aan de experimentele waarden, vinden we volgens (a) en (c) voor u en c_1 resp. 2.15 m en 3,5 (m^{-1}), terwijl volgens (b), $c_1 = 3,3$. Zoals hiervoren reeds is opgemerkt, wordt bij deze waarden een vrij goede aanpassing verkregen.

Kleine wijzigingen in het experimentele materiaal leiden echter tot belangrijk afwijkende waarden van c_1. Dit blijkt b.v. het geval te zijn als we de stormvloed van 1953 uit de gegevens weglaten. Dan vinden we resp. als schattingen: $E(\underline{x}) = 2,29$m, $\sigma(\underline{x}) = 0,34$m, terwijl u_0 nagenoeg onveranderd blijft. Uit (a) en

(c) volgt dan voor u en c_1 resp. 2,18 en 5,3, terwijl volgens (b) c_1 = 3,8 wordt gevonden.

Er is dus een vrij grote variatie in de waarden, die we voor c_1 kunnen berekenen.

In fig. 3 zijn ook de theoretische verdelingsdichtheden volgens Gumbel en de corresponderende cumulatieve krommen getekend, resp. voor c_1 = 3,5 en c_1 = 4,5, terwijl u resp. gelijk gesteld werd aan 2,15 m en 2,18 m.

Dan blijkt inderdaad dat de kromme, waarvoor c_1 = 3,5 en u = 2,15 een betere aanpassing geeft.

Ten slotte wordt nog opgemerkt, dat bij de toepassing van de formule $W(w) = 1 - \frac{1}{N}$, de waarde van u afhankelijk is van de keuze van N. Kiest men voor N het aantal waarnemingen in een jaar, dus N ≈ 700, dan wordt voor u volgens de grafiek van fig. 1 , 2,19 m gevonden. Wordt alleen de winterperiode beschouwd, daar alle jaarmaxima in deze periode gelegen zijn, dan is volgens de grafiek van fig. 2, u ≈ 2,16 m, hetgeen ongeveer in overeenstemming is met de hiervoren gevonden waarde u ≈ 2,15 m als de jaarmaxima van 1881 t/m 1953 beschouwd worden.

Voorts is er nog de kwestie van de afhankelijkheid van de waarnemingen, die bij de keuze van N een rol kan spelen. In het geval van de jaarmaxima is de waterhoogte zo groot, dat dan de invloed van de afhankelijkheid bij toepassing van de formule $W(u) = 1 - \frac{1}{N}$ van geringe betekenis is.

De invloed van windeffect en meteorologisch effect op de hoogwaterstanden.

§ 2.3. We onderscheiden de opzet en het meteorologisch effect. De opzet is het hoogteverschil tussen het hoogste werkelijk bereikte waterpeil en het (in de tijd) meest nabije voorspelde astronomische hoogwater. Bij het voorspelde astronomische hoogwater is het gemiddelde meteorologisch effect inbegrepen, zie par. 2.1. Onder het meteorologisch effect verstaan we het hoogteverschil tussen het werkelijk waargenomen peil en het voorspelde astronomische peil op hetzelfde tijdstip. In tegenstelling tot de opzet, die een grootheid is, die bij elk hoogwater één waarde aanneemt, is het meteorologische effect een grootheid, die continu van de tijd afhangt, dus voor elk tijdstip bepaald kan worden. De genoemde verschillen en dus ook de opzet en het meteorologisch effect noemen we positief als het werkelijk bereikte peil (of waargenomen peil) boven het voorspelde peil ligt, anders negatief.

Onder het tijdstip van hoogwater verstaan we het voorspelde tijdstip, dus het tijdstip van astronomisch hoogwater. Het hoogste waterpeil kan dus op een ander tijdstip vallen.

Als we een frequentiekromme tekenen van de opzetten, blijkt er een aanzienlijk verschil te bestaan tussen de zomermaanden (1 Mei tot 1 November) en de wintermaanden (1 November tot 1 Mei) (zie figuur 4 en figuur 5). Beide frequentiekrommen zijn vrij symmetrisch, één-toppig, met gemiddelde dicht bij nul, maar de kromme voor de zomermaanden heeft een veel hogere piek dan die voor de wintermaanden.

We kunnen proberen een Pearsonkromme aan de waarnemingen aan te passen, dus een verdelingsdichtheid w(x), die voldoet aan:

(2.3.1) $$\frac{dw}{dx} = \frac{w(x-a)}{b_0 + b_1 x + b_2 x^2}$$

Er zijn verschillende methoden van aanpassing mogelijk. Gebruikelijk is, de eerste vier momenten van de experimentele verdeling te bepalen en daaruit a, b_0, b_1 en b_2 met behulp van de tussen de momenten bestaande relaties (zie b.v. D van Dantzig 1947, Math. Stat., blz. 136-167).

Dit geeft voor de:

winter (zie ook grafiek van fig. 4):

$$w(x) = 1{,}5 \times 10^{9} \left\{(x+6{,}6)^2 + 188\right\}^{-4{,}7} e^{3{,}5 \,\mathrm{bgtg}\, \frac{x+6{,}6}{\sqrt{188}}}$$

(2.3.1.1)

zomer (zie ook fig. 5):

$$w(x) = 1{,}15 \times 10^{6} \left\{(x+4{,}5)^2 + 56\right\}^{-4{,}2} e^{3{,}8 \,\mathrm{bgtg}\, \frac{x+4{,}5}{\sqrt{56}}} .$$

Bij intekenen van deze frequentieverdelingen blijkt die van de zomermaanden vrij redelijk te voldoen, die van de wintermaanden echter niet, vooral niet in de top. Wij kunnen wel in het algemeen zeggen, dat een aanpassing via de momenten, in de top minder goed zal zijn dan in de overgang naar de staarten. Om dit te verbeteren kunnen we het volgende proberen.

Uit de experimenteel bepaalde frequentieverdeling bepalen we zo goed mogelijk $\frac{w^{(1)}}{w}$ en brengen op het oog een continue kromme door de berekende punten $\frac{w^{(1)}}{w}$ (die als functie van x uitgezet worden), aan.

We zoeken nu constanten a, b_0, b_1 en b_2 tot een goede aanpassing van $\frac{w^{(1)}}{w}$ in de buurt van $w^{(1)} = 0$ bereikt wordt. Uit de grafiek van fig. 6 blijkt nader de grootte van het interval waarvoor de aanpassing redelijk is. Bij integratie blijken de zo gevonden functies w(x) van hetzelfde type te zijn als de vorige, nl.:

winter (zie ook grafiek van fig. 4):

$$w(x) = 1{,}1 \times 10^{3} \left[(x+1{,}5)^2 + 68 \right]^{-2{,}25} e^{0{,}42 \cdot \operatorname{bgtg} \frac{x+1{,}5}{\sqrt{68}}}$$

(2.3.1.2)

zomer (zie ook fig. 5):

$$w(x) = 10^{5} \left\{ (x+3)^2 + 51{,}75 \right\}^{-3{,}5} e^{1{,}9 \operatorname{bgtg} \frac{x+3}{\sqrt{51{,}75}}}$$

Het is nu niet langer zeker, dat de eerste vier momenten van de aangepaste frequentiedichtheid bestaan, zoals bij de methode van de aanpassing via de momenten. Voor de wintermaanden is dit inderdaad niet meer het geval.

§ 2.4. Om een inzicht in de afhankelijkheid van de opzetten te verkrijgen zijn voor ieder der jaren 1917 t/m 1951 uit de bijbehorende verdelingsdichtheden van de individuele opzetten resp. voor de zomer en winterperioden apart, de gemiddelde opzetten $\bar{x}_{zomer}$ en $\bar{x}_{winter}$ ($\bar{x}$ = gem. x) berekend. Eveneens werden de spreidingen (standaarddeviaties) σ_{zomer} en σ_{winter} voor iedere zomer- en winterperiode bepaald.

In fig. 7 en 8 zijn de verdelingsdichtheden resp. van $\bar{x}_{zomer}$ en $\bar{x}_{winter}$ grafisch voorgesteld. Voor iedere grafiek waren dus 35 gegevens beschikbaar. Een overeenkomstige grafiek (fig. 9) werd ook samengesteld voor de spreidingen σ_{zomer} en σ_{winter}, die berekend werden t.o.v. de bijbehorende gemiddelde waarden, die aangegeven worden door $\bar{x}_{zomer}$ en $\bar{x}_{winter}$.

Ten slotte werd voor ieder van deze verdelingen van de gemiddelde waarden en spreidingen weer de daarbij behorende gemiddelde waarde en de spreiding bepaald. Dan werd gevonden:

$\bar{\bar{x}}_{zomer}$ = gem($\bar{x}_{zomer}$) = 1,2 cm; $\bar{\bar{x}}_{winter}$ = 2,25 cm

$\bar{\sigma}_{zomer}$ = gem(σ_{zomer}) = 18,4 cm; $\bar{\sigma}_{winter}$ = 29,6 cm.

De waarden voor de spreidingen zijn:

$\sigma(\bar{x}_{zomer})$ = 3,6 cm; $\sigma(\bar{x}_{winter})$ = 5,4 cm

$\sigma(\sigma_{zomer})$ = 1,8 cm; $\sigma(\sigma_{winter})$ = 2,6 cm.

Voorts werden ook berekend de spreidingen van alle opzetten uit de waarnemingen in de winterperioden van 1917-1951 tezamen genomen. De verdelingsdichtheid, die uit deze opzetten volgde, is in fig. 4 weergegeven. Dan werd voor deze spreiding $\sigma_{winters}$ 30,3 gevonden, een waarde die nagenoeg in overeenstemming is met die van $\bar{\sigma}_{winter}$, welke hierboven is aangegeven.

De spreiding van de opzetten voor alle zomermaanden (zie fig. 5) bedroeg 18,8, dus ook weer nagenoeg in overeenstemming met $\bar{\sigma}_{zomer}$.

Het blijkt, dat de verdelingsdichtheid van de gemiddelde waarden voor de zomermaanden, $\overline{x}_{zomer}$ ongeveer symmetrisch om het gemiddelde is en practisch geheel binnen een interval van 20 cm om het gemiddelde ligt (fig. 7). De frequentieverdeling voor de wintermaanden is zeer onregelmatig en heeft een iets hoger gemiddelde dan die voor de zomermaanden (fig. 6), terwijl ze binnen een interval van 30 cm om het gemiddelde ligt. De spreiding van deze verdeling voor de wintermaanden is $= \sigma(\overline{x}_{winter}) =$ $= 5,4$ cm.

Theoretisch geldt $\sigma(\overline{x}_{winter}) = \frac{\sigma_{winters}}{\sqrt{n}}$, als de n waarnemingen per half jaar ($n \approx 350$) van de opzetten onderling onafhankelijk zijn, dus

$$\sigma(\overline{x}_{winter}) = \frac{30}{\sqrt{350}} \approx 1,6 \text{ cm en } \underline{\text{niet}}\ 5,4 \text{ cm.}$$

Dan is aangenomen, dat de gevonden waarden $\sigma_{winters} = 30$ en $\sigma(\overline{x}_{winter}) = 5,4$ met die van het bijbehorende universum voldoende overeenstemmen.

We krijgen de goede waarde voor $\sigma(\overline{x}_{winter})$, als we $n \approx 29$ nemen. We kunnen dus grofweg zeggen, dat onze 350 afhankelijke waarnemingen als ongeveer 29 onafhankelijke waarnemingen opgevat zouden kunnen worden. Voor de zomermaanden wordt een nog wat kleiner aantal dan 29 gevonden.

Men kan de afhankelijkheid van de opzetten nader beoordelen met behulp van zgn. correlogrammen (zie M.G.Kendall, The advanced theory of statistics, vol. II, chapter 29,30.12 enz.)

Als voorbeeld werd een correlogram berekend voor de opzetten gedurende de winterperiode 1 November 1948 - 1 Mei 1949. In fig. 10 is voor enkele waarden van deze periode het verloop der opzetten aangegeven, terwijl in fig. 11 het correlogram voor het volledige winterhalfjaar is getekend voor $k \leqslant 30$.

We geven dan met $\underline{x}_1, \ldots, \underline{x}_{350}$, de achtereenvolgende opzetten aan in het genoemde halfjaar. Dan is r_k gedefinieerd als:

$$r_k = \frac{\text{cov}\ (\underline{x}_j, \underline{x}_{j+k})}{(\text{var}\ \underline{x}_j - \text{var}\ \underline{x}_{j+k})^{\frac{1}{2}}}, \quad j = 1, \ldots, 350-k$$

$$\text{cov}\ (\underline{x}_j, \underline{x}_{j+k}) = \frac{1}{n-k} \sum_{j=1}^{n-k} (\underline{x}_j, \underline{x}_{j+k}) - \frac{1}{(n-k)^2} \left(\sum_{j=1}^{n-k} \underline{x}_j\right)\left(\sum_{j=1}^{n-k} \underline{x}_{j+k}\right)$$

$$\text{var}\ \underline{x}_j = \frac{1}{n-k} \sum_{j=1}^{n-k} \underline{x}_j^2 - \frac{1}{(n-k)^2} \left(\sum_{j=1}^{n-k} \underline{x}_j\right)^2.$$

Nu werd r_k berekend voor $k = 1,2,4,\ldots,30$, zodat de correlatie werd berekend achtereenvolgens tussen een opzet en zijn opvolgende resp. tot en met de dertigste opvolgende waarneming.

Vanwege het vele rekenwerk werden alleen de even waarden voor k beschouwd, evenals het geval k = 1, terwijl de berekening bij k = 30 werd beëindigd.

Uit de grafiek van fig. 11 blijkt dat er tussen een bepaalde opzet en de opvolgende waarnemingen bij toenemende k in afnemende mate correlatie bestaat. Vermoedelijk is het correlogram van oscillatorisch gedempt karakter; het slingert om de nullijn met steeds kleiner amplitude bij toenemende k.

Voor een betrouwbaarder inzicht in deze afhankelijkheid is het gewenst om het correlogram ook voor grotere waarden van k uit te breiden en ook voor meerdere halfjaarlijkse perioden een correlogram op te stellen.

In het voorgaande kon uit de meer globale berekening met behulp van σ en $\sigma(\overline{x}_{winter})$, geconcludeerd worden dat er gemiddeld tussen 12 opvolgende waarnemingen afhankelijkheid zou bestaan. Uit het berekende correlogram kan men iets overeenkomstigs concluderen voor de beschouwde winterperiode, waarbij dan de mate van afhankelijkheid nader is vastgesteld.

§ 2.5. Wanneer we voor de opzetten een grafiek maken, waarin de logarithme uit het gemiddelde aantal overschrijdingen per jaar van een bepaalde opzet tegen de opzet uitgezet wordt, blijkt evenals bij de overeenkomstige grafieken van hoogwaters een rechte lijn te voorschijn te komen (zie fig. 12). Daar werden de opzetten bepaald voor de jaren 1917 t/m 1951. Voorts werden ook weer de opzetten voor de winter- en zomerperioden apart beschouwd (zie fig. 12). Het verdient aanbeveling in het algemeen na te gaan of werkelijk de beschikbare waarnemingen in verschillende plaatsen alle een dergelijke rechtlijnige afhankelijkheid van de hoogwaterstanden en/of de opzetten vertonen.

§ 2.6. We hebben tot nu toe slechts de opzet beschouwd. Een beschouwing van het meteorologische effect over jaren brengt grote moeilijkheden met zich mee, door de ontzaglijke hoeveelheid werk die aan de bepaling van het effect verbonden is. Daarom zijn tot nu toe slechts enkele stormvloeden geanalyseerd, zoals de stormvloed van 1894 en de stormvloed van 1916, beide te Hoek van Holland (zie fig. 13 en fig. 14).

We kunnen het astronomisch getij van het werkelijk getij aftrekken en zo het extra meteorologische effect bepalen. Immers deze methode geeft niet een van het astronomisch getij onafhankelijk effect, daar b.v. verwacht kan worden, dat de opwaaiing bij zeer hoog water bij eenzelfde windinvloed geringer zal zijn dan bij een niet al te veel van de gemiddelde waterstand afwijkend peil. Vooral zal de verandering van de stromingstoestand in dé Noordzee gedurende het getij van invloed zijn op het meteorologische effect. In verband hiermede wordt nader bestudeerd op welke wijze het getij in de Noordzee het meteorologische effect beïnvloed.

Met behulp van deze kennis zal het wellicht mogelijk zijn om de getij-invloed op het meteorologische effect nader te schatten en te elimineren.

Het moment, waarop de maximale waterstand waargenomen wordt, blijkt in het algemeen niet met het moment van het maximale meteorologische effect samen te vallen. Het maximale meteorologische effect bedroeg bij de stormvloeden sinds 1894:

jaar	max. meteor. effect	opzet
1894	2,80 m	2,50 m
1906	2,10 m	1,85 m
1916	2,75 m	2,2 m
1928	2,20 m	1,85 m
1936	1,80 m	1,45 m
1953	3,50 m	3,00 m

Bij geen van de genoemde stormen is het maximale meteorologische effect met H.W. samengevallen; het verschil tussen maximaal meteorologisch effect en opzet varieerde van 25 tot 55 cm. Het is mogelijk dat dit verschil gedeeltelijk verklaard kan worden uit de getij-invloed op de Noordzee, waarvan hiervoren sprake was.

Verder moet nog in aanmerking worden genomen dat het springtij gemiddeld 37 cm boven doodtij ligt. Bij hetzelfde meteorologische effect kunnen we dus 37 cm verschil in waterstand vinden door deze oorzaak alleen. De maanphase heeft dus invloed op de stormvloedstanden.

Literatuur

D. van Dantzig (1947), Kadercursus Mathematische Statistiek; speciaal hoofdst. 3 par. 9 (blz. 214) en hoofdst. 6 par. 2 (blz. 373).

J.J.Dronkers (1953), Over de hoogste waterstanden langs de Nederlandse kust. Voorlopig rapport Rijkswaterstaat.

M.Fréchet (1927), Sur la loi de probabilité de l'écart maximum, Annales Soc. Polon. Math. 6 (1927), p. 93-116.

E.J.Gumbel (1935), Les valeurs extrêmes des distributions statistiques, Ann. Inst. H. Poincaré 5 (1935), p. 114-158.

E.J.Gumbel (1937, Les intervalles extrêmes entre les emissions radioactives, Journ. de Physique et le Radium (1937), p. 321-329.

E.J.Gumbel (1941), The return period of flood flows, Ann Math. Stat. 12 (1941), p. 163-190.

E.J.Gumbel (1945), Simplified plotting of statistical observations, Trans. American Geophysical Union 26 (1945), p. 69-82.

M.G.Kendall, The advanced theory of statistics, Vol. II, Charles Griffin and Co., London.

P.J.Wemelsfelder (1939), Wetmatigheden in het optreden van stormvloeden, De Ingenieur 9 (1939), Bouw- en Waterbouwkunde 3.